
Univerzita Karlova v Praze

Přírodovědecká fakulta

Ústav hydrogeologie, inženýrské geologie a užití geofyziky



**Zdroje a hodnocení variability mechanických
vlastností hrubozrnných zemin**

Diplomová práce

Petr Mayer

Školitel: doc. RNDr. David Mašín, Ph.D.

Praha, srpen 2013

Prohlášení

Diplomová práce vznikla na Ústavu hydrogeologie, inženýrské geologie a užití geofyziky pod vedením doc. RNDr. Davida Mašína, Ph.D. Prohlašuji, že jsem práci vypracoval samostatně, využil jsem všech svých poznatků a všechny zdroje řádně citoval. Souhlasím se zapůjčením práce ke studijním účelům.

Poděkování

Tímto prostřednictvím bych rád poděkoval svému školiteli doc. RNDr. Davidu Mašínovi, Ph.D., který mi svými radami a cennými připomínkami pomohl ke vzniku této diplomové práce. V neposlední řadě bych chtěl poděkovat celé své rodině a přátelům za podporu a poskytnuté zázemí.

V Praze, dne 14.8.2013

Petr Mayer

Obsah

1. Úvod a cíl práce	1
2. Geologie zájmové oblasti	2
2.1 Geologická stavba	2
2.2 Vrtný průzkum v zájmové lokalitě	4
3. Využití pravděpodobnostních metod v geomechanice	8
3.1 Variabilita a nejistota při získávání mechanických vlastností.....	8
3.2 Nejistoty způsobené nepřesnostmi v měření.....	11
3.3 Typy nejistot	15
3.3.1 Vyjadřování standardních nejistot vstupní veličiny metodou typu A	17
3.3.2 Vyhodnocení standardních nejistot vstupní veličiny metodou typu B	17
3.3.3 Nejistoty kombinované a rozšířené.....	19
3.4 Zdroje nejistot.....	19
3.5 Pravděpodobnostní metody v geomechanice.....	20
3.5.1 Metody pro analýzu spolehlivosti.....	21
3.5.1.1 FOSM metoda	21
3.5.1.2 Point-estimate metoda.....	23
3.5.2 Rozdělení a vlastnosti náhodných polí	25
3.5.2.1 Rozdělení náhodných polí	26
3.5.2.2 Využití náhodných polí při řešení geotechnických úloh metodou konečných prvků	27
3.5.3 Pravděpodobnostní výpočty	28
3.6 Prostorová variabilita parametrů vs. nejistoty v měření	28
4. Laboratorní zkoušky	30
4.1 Odběr vzorků.....	30
4.2 Příprava zeminy k laboratorním zkouškám.....	31
4.3 Zrnitostní rozbor	32
4.4. Měření úhlu přirozené sklonitosti.....	33
4.5 Triaxiální zkoušky	34
4.6 Oedometrické zkoušky	37
5. Výsledky zkoušek	39

5.1. Zrnitostní rozbor	39
5.2 Měření úhlu přirozené sklonitosti	40
5.3 Triaxiální zkoušky	41
5.4 Oedometrické zkoušky	44
6. Hypoplastický konstituční model a kalibrace parametrů.....	47
6.1 Kalibrace parametru φ_c	47
6.2 Kalibrace parametrů - h_s, n, e_{c0}	47
6.3 Kalibrace parametrů – e_{i0} a e_{d0}	49
6.4 Kalibrace parametrů – α a β	51
7. Výsledky kalibrace	54
7.1 Výsledky kalibrace – parametry h_s, n, e_{c0}	54
7.2 Výsledky kalibrace - α a β	57
8. Diskuze.....	62
8.1 Porovnání výsledků – parametr φ_c	62
8.2 Porovnání výsledků – parametry h_s, n, e_{c0}	63
8.3 Porovnání výsledků – parametry α a β	65
9. Závěr.....	69
10. Seznam literatury	70

Seznam obrázků

Obrázek č. 1 – Rozšíření křídových sedimentačních prostorů v Českém masivu.....	2
Obrázek č. 2 - Rozšíření křídových a terciérních sedimentů. Zeleně je zakroužkována přibližná poloha pískovny Kolný.....	4
Obrázek č. 3 – Gaussovo rozdělení (a) a intervaly pravděpodobnosti (b).....	15
Obrázek č. 4 - Vliv počtu měření na hodnotu $\bar{\chi}$	15
Obrázek č. 5 – a) náhodná série, b) mřížový proces, c) prostorovočasový proces, d) náhodné dělení prostoru, e) náhodné uspořádání prvků v prostoru.....	26
Obrázek č. 6 – Místo odběru vzorků.....	30
Obrázek č. 7 – Odkopaná pata stěny pískovny Kolný.....	31
Obrázek č. 8 – Použité vzorky zeminy pro zrnitostní rozbor; vlevo zemina s chybějícími frakcemi < 0,063 mm a > 3 mm, vpravo původní zemina s obsahem obou frakcí.....	33
Obrázek č. 9 – Vlevo ukázka úhloměru pro měření úhlu přirozené sklonitosti (2012), vpravo plastový trychtýř, který se používal k provádění experimentů.....	33
Obrázek č. 10 – Nasypaný kužel, odříznutý ve třech místech.....	34
Obrázek č. 11 – Vzorek před smykáním.....	35
Obrázek č. 12 – Vzorek po smykání.....	36
Obrázek č. 13 – Použitý typ oedometrického přístroje.....	37
Obrázek č. 14 – Oedometrický přístroj při provádění oedometrických zkoušek.....	38
Obrázek č. 15 - Zrnitostní křivky pro oba druhy zeminy.....	39
Obrázek č. 16 – Histogram četností pro úhel přirozené sklonitosti φ_c	40
Obrázek č. 17 – Vztah mezi počátečním číslem pórovitosti e_0 a úhlem přirozené sklonitosti φ_c	41
Obrázek č. 18a a 18b – Výsledky triaxiálních zkoušek.....	42
Obrázek č. 19 - Histogram četností pro vrcholový úhel vnitřního tření φ_p	43
Obrázek č. 20 - Závislost vrcholového úhlu vnitřního tření φ_p na počátečním čísle pórovitosti e_0	44
Obrázek č. 21 – Výsledky oedometrických zkoušek.....	45

Obrázek č. 22 – Histogram četností pro počáteční číslo pórovitosti e_0	45
Obrázek č. 23 – Ukázka extrapolace dat po oedometrické křivce.....	46
Obrázek č. 24 – Význam parametrů h_s a n ; první parametr ovlivňuje celkový sklon křivky (a), druhý parametr její zakřivení (b).....	49
Obrázek č. 25 – Ukázka kalibrace pro oedometrické zkoušky v zobrazení e vs. p ...50	
Obrázek č. 26 – Fyzikální význam čísel pórovitosti; jednotlivé stavy v závislosti na hlavních napětích.....	51
Obrázek č. 27 - Ukázka vstupního souboru pro program triax. V tomto souboru se měnily jen parametry α a β , které byly cílem této části kalibrace.....	52
Obrázek č. 28 – Ukázka kalibrace triaxiální zkoušky v zobrazení q vs. ε_a (a) a v zobrazení ε_v vs. ε_a (b).....	53
Obrázek č. 29 – Všechny stanovené parametry hypoplastického modelu.....	54
Obrázek č. 30 – Výsledky kalibrace pro parametr h_s	55
Obrázek č. 31 – Výsledky kalibrace pro parametry n (obrázek a) a e_{c0} (obrázek b)..	56
Obrázek č. 32a a 32b – Korelace mezi parametry n vs. h_s ; a parametry n vs. e_{c0}	57
Obrázek č. 33 – Výsledky kalibrace pro parametr α	58
Obrázek č. 34a, 34b a 34c – Korelace mezi parametry n vs. α , φ_c vs. α a e_{c0} vs. α ..	58
Obrázek č. 35 – Výsledek kalibrace pro parametr β	60
Obrázek č. 36 – Korelace mezi parametry α a β	59
Obrázek č. 37 – Korelace mezi parametry e_{c0} a β (a), h_s a β (b), n a β (c).....	60
Obrázek č. 38 – Korelace mezi parametry : (a) φ_c a e_{c0} , (b) φ_c a h_s , (c) φ_c a n , (d) φ_c a β , (e) e_{c0} a h_s , (f) α a h_s	61
Obrázek č. 39 – (a) Mnou dosažené výsledky kalibrace parametru φ_c , (b) výsledky kalibrace parametru φ_c Suchomela (2011).....	63
Obrázek č. 40 – (a) Mé výsledky kalibrace parametru h_s ; (b) výsledky kalibrace stejného parametru Suchomela (2011).....	63
Obrázek č. 41 – (a) Výsledky mnou dosažené výsledky kalibrace parametru n , (b) výsledky kalibrace Suchomela (2011).....	64
Obrázek č. 42 – (a) Mnou dosažené výsledky kalibrace parametru e_{c0} , (b) výsledky kalibrace Suchomela (2011).....	65

Obrázek č. 43 - Výsledky kalibrace parametru α – první dva obrázek (a) uvádí mnou dosažené výsledky, na obrázku (b) jsou prezentovány výsledky Suchomela (2011).....	66
Obrázek č. 44 – Výsledky kalibrace parametr β – na obrázku (a) jsou mnou dosažené výsledky, na obrázku (b) jsou výsledky Suchomela (2011).....	67
Obrázek č. 45 - (a) Odběrný profil Suchomela (Suchomel a Mašín, 2011), (b) místo odběru mých vzorků při patě stěny pískovny (2012) (viz podkapitola 4.1).....	67

Seznam tabulek

Tabulka č. 1 – Geologický popis vrtu Be – 19.....	6
Tabulka č. 2 – Přehled; a některé další výrazy spojené s chybami.....	14
Tabulka č. 3 - Hodnoty čísla nestejnzrnnosti a čísla křivosti pro promytou zeminu.....	40
Tabulka č. 4 – Korelační koeficient pro vztah obou proměnných.....	41
Tabulka č. 5 – Korelační koeficient pro vrcholový úhel vnitřního tření φ_p a počáteční číslo pórovitosti e_0	44
Tabulka č. 6 – Střední hodnoty a směrodatné odchylky pro normální rozdělení.....	55
Tabulka č. 7 – Střední hodnoty a směrodatné odchylky přirozených logaritmů pro lognormální rozdělení.....	55
Tabulka č. 8 – Výsledky Kolmogorov – Smirnovova testu a k nim přiřazené pravděpodobnostní rozdělení.....	55
Tabulka č. 9 – Shrnuté korelační koeficienty pro jednotlivé parametry.....	60
Tabulka č. 10 – Shrnuté hodnoty mediánů pro jednotlivé parametry.....	60
Tabulka č. 11 – Shrnuté střední hodnoty μ a směrodatné odchylky všech parametrů σ a variační koeficienty C_v - (a) Výsledky Dr. Radka Suchomela (Suchomel a Mašín, 2010), (b) mnou dosažené výsledky.....	62
Tabulka č. 12 – (a) Výsledky Kolmogorov-Smirnovova testu pro Suchomelova data (Suchomel, 2011), (b) mnou dosažené výsledky Kolmogorov-Smirnovova testu.....	68

1. Úvod a cíl práce

Důležitým parametrem pro správné vyhodnocení laboratorních měření je hodnocení variability zemin. Tento parametr zde vystupuje především skutečnou variabilitou, která obsahuje i určitou nepřesnost ve zkušebním měření.

Problematikou ohledně variability zemin se již v roce 2011 zabýval Dr. Radek Suchomel ve své disertační práci, ve které se zabýval prostorovou variabilitou vstupních parametrů a následně využití pravděpodobnostních metod v geomechanice. V jeho práci uvedená geotechnická úloha – sedání tuhého základu, která byla řešena metodou konečných prvků, demonstrovala vliv prostorové variability parametrů na jeho hodnotu.

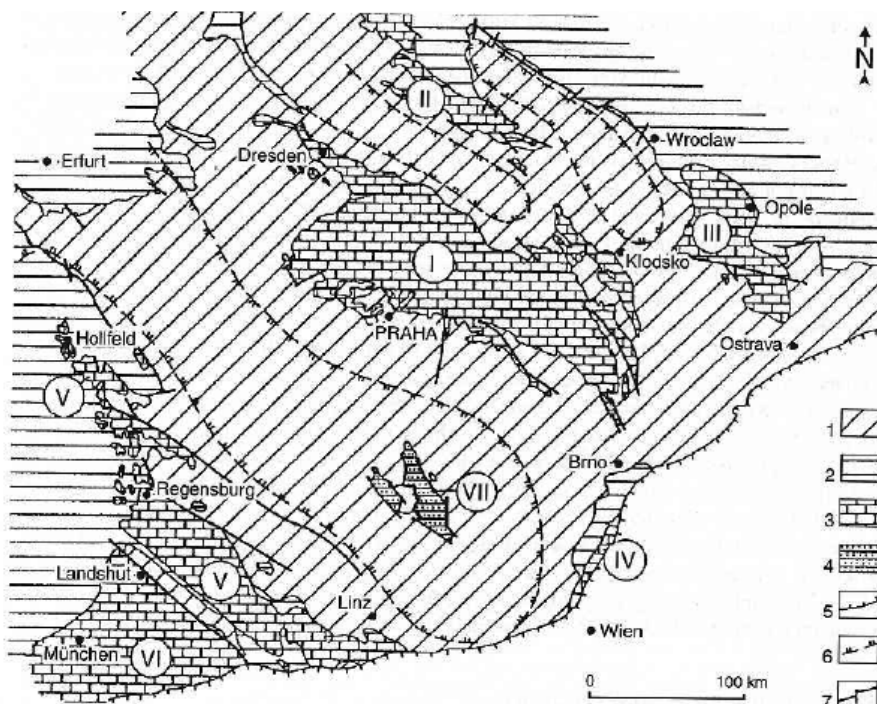
Cílem diplomové práce je znovu objasnit prostorovou variabilitu a nejistoty v datech, získané z laboratorních experimentů. V diplomové práci bude za užití 40 měření úhlu přirozené sklonitosti, 40 triaxiálních zkoušek, 40 oedometrických zkoušek na hrubozrnné zemině a následné kalibraci hypoplastického konstitučního modelu provedeno srovnání Suchomelových dat (2011). Těmito výsledky bude prezentováno, jakou roli při získávání vstupních parametrů má za následek nepřesnost vzniklá prováděním laboratorních zkoušek.

Tato diplomová práce bude mít praktický přínos pro vyhodnocení laboratorních zkoušek v oblasti mechaniky zemin, neboť objasňuje nejistoty vzniklé při zkušebním měření a při provádění laboratorních zkoušek.

2. Geologie zájmové oblasti

2.1 Geologická stavba

Z geologického hlediska je možno zařadit studovanou oblast do regionu Jihočeských křídových pánví, které jsou reprezentovány dvěma nejvýznamnějšími pánvemi – třeboňskou a českobudějovickou.



Obrázek č. 1 – Zachované křídové sedimentační prostory v Českém masivu. Vysvětlivky: 1 – předdruhohorní podloží; 2 – trias, jura; 3 – mořské pánve: I – česká křídová, II – severosudetské, III – opolská, IV – dolnorakousko-jihomoravská, V – bavorská, VI – wasserburgská; 4 – limnické pánve; VII – jihočeská; 5 – vnější okraj karpatských a alpských příkrovů; 6 – pevnina během turonu a coniaku; 7 – zlomy (Valečka, Skoček, 1990).

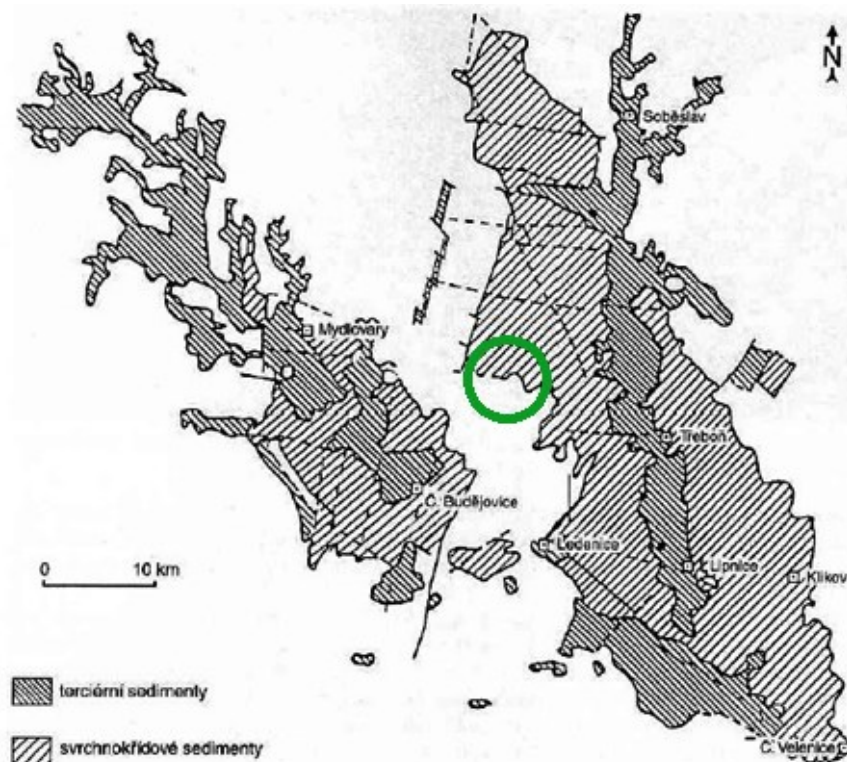
Jedná se o dvě nenápadné deprese dnes obklopené horninami moldanubika a variskými granitoidy. Pánve vznikly při procesech saxonské zlomové tektoniky během křídvy a terciéru jako reakce na horotvorné procesy alpského vrásnění v alpsko – karpatské oblasti. Hlavní systémy zlomů, aktivních při vzniku i vyplňování pánví měly směr SZ-JV, stavbu pak dotvářely zlomy směrů SSV-JJZ a S-J. Pánve jsou v dnešním stádiu denudace odděleny krystalinickým lišovským hřbetem, původně však spolu přinejmenším dočasně souvisely. Výplň tvoří sladkovodní svrchnokřídové a terciérní uloženiny (Chlupáč, 2002).

Svrchně křídovou část výplně reprezentuje klikovské souvrství, které představuje nejstarší sedimentační člen třeboňské pánve. Stratigraficky jsou zastoupeny pouze sedimenty jeho svrchního oddílu ve vývoji písčitém a jílovitém (Suk et al., 1978). Převládajícím horninovým typem jsou jemnozrné, středně zrnité až hrubozrné křemenné, často jílovité písky až pískovce, vyznačující se pestrým – bělavým, žlutavým, hnědým, červenohnědým nebo fialovým zbarvením, případně mramorováním. Charakteristické je pro ně nestejně zrnité složení, které se často velmi rychle mění ve vertikálním směru i horizontálním směru; hojně jsou přechody ve slepence s různým stupněm zpevnění, závislým na druhu tmelu.

Pískovce i slepence mívají malé množství limonitického nebo hematitového tmelu, případně kaolinického pojiva. Větší množství železitého tmelu obsahují zpravidla tvrdé, deskovitě až lavicovitě odlučné pískovce a slepence tmavohnědého až temně rudého zbarvení. Jsou charakteristické pro svrchní oddíl klikovského souvrství v této části třeboňské pánve; vyskytují se často v úlomcích lavic až 40 cm mocných; jejich největší známé výskyty jsou v pískovnách na SV od Velechvína a u Hrutova. V tomto vývoji klikovského souvrství lze často pozorovat gradační, místy křížové zvrstvení písků a pískovců, v obou případech však dosti nezřetelné. Usazený materiál bývá nevytříděný, uplatňují se zde zejména dvě frakce – jemnozrné až středně zrnité písky s poloopracovanými zrny křemene o velikosti 3-5 mm.

Méně rozšířený jalovcový vývoj převládá v okolí obcí Hůrky, Hrutov a Slověnice a místy na území Mazelova, dále u Borku. Zde přesahují sedimenty klikovského souvrství z budějovické pánve před hluboký zlom k západu. Převládají pestré, žlutavé, bělavé, šedé, místy hnědě až rudě skvrnitě, písčité až silně písčité jílovce a siltovce, zpravidla s menším množstvím kaolinického pojiva. Jejich zrnitostní složení je rovněž dost variabilní, často se v něm uplatňuje písčité a prachovitě zrnitostní frakce. Tyto písčité jílovce přecházejí často až v prachovce a jílovité.

V sedimentech klikovského souvrství je jako hlavní složkou zastoupen křemen, který tvoří nejpodstatnější součást pískovců, v menší míře se pak vyskytují živce, většinou draselné, kaolinicky zvětralé; ze slíd bývá většinou zastoupen muskovit a v malém množství chlorit. V asociaci těžkých minerálů je zde zastoupen především zirkon a turmalín, dále rutil, disten a opaktní minerály. Jílová součást pískovců je kaolinická (Suk et al., 1978).



Obrázek č. 2 - Rozšíření křídových a terciérních sedimentů. Zeleně je zakroužkována přibližná poloha pískovny Kolný (Chlupáč, 2002).

Podle nálezu flóry patří klikovské souvrství nejspíše intervalu coniak – santon (senon v dřívějším pojetí). Maximální mocnost je v třeboňské pánvi (450 m). Sedimenty klikovského souvrství mají převážně vodohospodářský význam jako kolektor kvalitní pitné vody (Chlupáč, 2002).

2.2 Vrtný průzkum v zájmové lokalitě

Pro zpřesnění geologických poměrů v lokalitě a širším okolí, bude využito několik nastudovaných poznatků z průzkumných prací, které byly uloženy v Geofondu. Mezi takové poznatky patří jádrově hloubený vrt se signaturou V046647 z roku 1960 z lokality Ševětín (vzdálena vzdušnou čarou od lokality Kolný cca 4 km), a protože jsme uvnitř pánve, lze tedy očekávat velmi podobné geologické poměry. Geologický profil vrtu bude uveden schematicky v tabulce s jeho základními informacemi tak, jak byly převzaty z archivu Geofondu.

Základní informace o vrtu:**Označení vrtu:** Be – 19**Lokalita:** Ševětín**Způsob hloubení:** Jádrové**Souřadnice:** X: 1,152.795,75**Provedl:** ÚÚG – Vrtný podnik

Y: 747.585,25

vrtmistr Hlišák

Nadmořská výška ohlubně: 505,80 m**Dosaženo hloubky:** 37,40 m**Vyhodnotil:** Ing. Malecha

Hloubka (m)	Geologický popis
0 – 0,20	Tmavošedá silně písčité humosní hlína
1,30	Žlutohnědý slabě jílovitohlinitý hrubozrnný písek, nestejnzrnný
3,60	Hnědožlutý, většinou středně zrnitý a poměrně stejnozrnný kaolinický pískovec s nepatrnou hlinitou příměsí (zrno hl. 0,3 – 1 mm)
6,40	Světle šedožlutý místy žlutohnědý hrubozrnný kaolinický pískovec, nestejnzrnný (zrno hl. 1 - 4 mm, ojed. až 7 mm), v hl. 5,70 – 5,90 s ostře omezenou vložkou bělošedého slabě jemně písčitého jílu
6,70	Světle šedý slabě jemně písčité jílu (jílovec), shora s nepravidelnými hnízdovitými partiemi nadložního hrubozrnného pískovce
14,55	Hnědožlutý, převážně středně zrnitý a mírně nestejnzrnný kaolinický pískovec (zrno hl. do 1 mm, vzácněji do 2-3 mm)
14,95	Světle šedožlutý, světle šedě skvrnitý slabě jemně písčité jílu (jílovec)
16,30	Světle šedofialový slabě jemně písčité jílu (jílovec)
16,90	Hnědožlutý jemno – až drobnzrnný, mírně nestejnzrnný pískovec, nepravidelně jílovitý, s hrubozrnnou proželezněnou vložkou na bázi s 2 cm mocnou polohou železitého jílovitého pískovce, drobnzrnného

17,60	Světle šedožlutý, středně zrnitý, dospodu až hrubozrný a nestejnzrný kaolinický pískovec s polohami Fe-pískovce hrubozrného – pouze úlomky jádra z železitého pískovce, jinak drť
18,20	Světle šedý, nafialověle a žlutavě skvrnitý, svrchu slabě, dospodu silně jemně písčité jílovec, jemně přecházející až do jílovitého jemnozrného pískovce
19,60	Dtto, jako v hloubce 16,90 – 17,60 m, opět s vložkami hrubozrného železitého pískovce – oba úseky jsou nehodnověrné (zejména tento)
21,00	Světle šedofialový jemno-až drobnozrný jílovitý pískovec, stejnozrný (zrno do 0,2 – 0,3 mm, zcela ojediněle slabě opracovaná zrna do 2-3 mm), s jemným muskovitem, patrně s hrubozrnějšími vložkami – šedozelený písek (výplach) v hl. 20,00 – 20,60 m je nehodnověrný (závada při vrtání – ztráta na jádře)
22,00	Většinou nafialověle až narudle hnědý silně jemně písčité jílovec s hojnou jemnou světlou slídou, ve svrchní polovině se závalky bělošedé kaolinicky zvětralé podložní žuly na bázi s 2 cm mocnou polohou železitého pískovce – ostrá spodní hranice
23,50	Světle šedožlutý velmi hrubozrný písek, poměrně stejnozrný (zrno 1 – 4 mm) – rozdrčený hrubozrný pískovec až slepenec
24,80	Bělošedá, dospodu slabě nazelenalá zcela rozložená (kaolinizovaná) středně zrnitá žula, s příměsí muskovitu
31,50	Nazelenale světle šedá, dospodu hnědožlutá až nafialovělá tatáž žula, jílovitě rozložená, dospodu pevnější
37,40	Tatáž žula, většinou světle šedá narudle a hnědě drobně skvrnitá, silně zvětralá, avšak již značně pevnější, místy hustě svislě rozpučená (např. v hl. 32,70 m), (ševětínský granodiorit)

Tabulka č. 1 – Geologický popis vrtu Be – 19 (Malecha, 1960).

Podle dokumentace z vrtu V046425 bylo dále provedeno v několika lokalitách mnoho mělkých sond, které převážně zachycují již zmíněné geologické jevy a poměry. Převážně se jednalo o polohy písku, jílovitého písku a pískovce. Mělká sonda na jihovýchodním okraji obce Kolný (oblast odběru vzorků) zachytila mimo jiné polohy jemně písčitého slídnatého jílu s drobným rezavě hnědým štěrkem.

Většina takto provedených prací byla provedena zarážecí soupravou do hloubky jednoho metru, neboť poskytovaly dostatečné množství vzorků nejen k makroskopickému popisu, ale i k laboratornímu rozboru.

Z hlediska inženýrsko-geologické prozkoumanosti, se podle průzkumné zprávy se signaturou P131749 (*Chrátka et al., 1991*) z archivu Geofondu přistoupilo ke třem etapám:

- První etapa spadá do roku 1988, kdy terénní a územní práce proběhly na území map č. 22-44-19, 22-44-20 a 23-33-16,
- Druhá etapa proběhla v roce 1989 a zasáhla prostor map č. 22-42-19, 22-42-20, 23-31-16, 22-42-24, 22-42-25 a 23-31-21
- Poslední třetí etapa proběhla v letech 1989-1990 v oboru map č. 22-42-09, 22-42-10, 22-42-14, 22-42-15 a 23-31-11

Vrtné práce prováděla SG Praha, závod Nučice, pro průzkumné práce byly využity vrtné soupravy SG-76, Still a vibrátor. Soupravou Still byly hloubeny jádrové vrty o průměru 50 mm, do hloubky maximálně 5 m. Dále pak byly prováděny vibrátorové vrty o průměru 156 mm, původně navržené do hloubky 10 m, této hloubky však dosáhly jen ojediněle. Většinou byly ukončeny v hloubce 5-6 m. Příčinou byly poměrně tvrdé horniny, vibrátorem hlouběji nevrteitelné.

Z vrtného jádra byly odebírány porušené vzorky ke stanovení zrnitosti a konzistenčních mezí. Součástí inženýrsko-geologického průzkumu bylo i terénní mapování výchozů a odkryvů, měření hladiny podzemní vody v domovních studních a vyhledávání potenciálních znečištění podzemních vod (*Chrátka et al., 1991*).

3. Využití pravděpodobnostních metod v geomechanice

Využití pravděpodobnostních metod v geomechanice již podrobněji publikoval ve své disertační práci Dr. Radek Suchomel v roce 2011 a tímto prostřednictvím chci na jeho práci navázat. V první části této kapitoly chci přiblížit variabilitu a nejistoty při získávání mechanických vlastností tak, jak je publikoval ve svém článku Teplý (2010). Ve zbytku kapitoly bude také zmíněno, jak jsou děleny nejistoty ve zkušebním měření (Palenčár et al., 2001) a budou uvedeny některé základní principy využití pravděpodobnostních metod tak, tak jak je Suchomel popsal ve své disertační práci.

3.1 Variabilita a nejistota při získávání mechanických vlastností

Současné znalosti říkají, že systém: podloží – základ – stavba – prostředí, vykazuje značnou variabilitu v řadě ukazatelů. S těmito fenomény jsou tudíž spojeny větší nebo menší nejistoty. Tyto nejistoty se obvykle dělí na epistemické, které se odvíjejí od nedostatku znalostí o vhodných hodnotách veličiny. Předpokládá se obvykle od ní, že do výpočtu vstupuje fixní hodnotou. Dále je možné sledovat tzv. nejistoty aleatorní, které pocházejí z vrozených náhodností v chování studovaného systému (Ang a Tang, 2007).

Při výpočetním modelování stavebních konstrukcí se setkáváme s oběma uvedenými druhy nejistot. Pro geotechnické úlohy je vhodné zmínit taktéž jiný druh dělení náhodností na 3 druhy:

- *Vrozené,*
- *Nejistoty způsobené nepřesností v měření,*
- *Nejistoty spojené s transformací polních nebo laboratorních výsledků na hodnoty vlastností podzákladí využitých při návrhu – analýze modelu.*

Obecně se dá říct, že nejistoty spojené se základovou půdou jsou větší, než nejistoty související s modelováním základových konstrukcí a horních staveb.

Toto vyplývá nejen z nejistot o fyzikálních vlastnostech zemin, ale taktéž z nedostatečných znalostí o geologických podmínkách v místě stavby.

Znalost o těchto jevech se opírá se v ideálním případě o několik málo sond, nebo jen o inženýrský odhad, zkušenost či o databáze získané v podobných situacích. Je evidentní, že správný návrh konstrukce se z pohledu ekonomie i spolehlivosti může stát relativně složitou úlohou, na jejímž řešení se uplatní množství faktorů. Některé z těchto faktorů nemusí být předem ale dostatečně známy a řada z nich má pouze náhodný charakter (Teplý, 2010).

Vzhledem k těmto nejistotám neboli náhodnostem souvisejících veličin a jevů, je potřebné dát přednost pravděpodobnostním metodám před postupy deterministickými, což také umožňuje posuzovat a kvantifikovat míru spolehlivosti. Teplý (2010) využil výrok, pocházející od uznávaných autorů, kteří se pohybují v oblasti geotechnických úloh; „Spolehlivostní navrhování je jedinou dostupnou metodologií, která může zajistit konzistentnost fyzikálních i pravděpodobnostních požadavků a je kompatibilní s teorií navrhování konstrukcí“ (Kulhawy and Phoon, 2002 in Teplý, 2010).

V normě ČSN EN 1997-1 je mj. uváděno, že se při výpočtech musí uvažovat s náhodnými změnami vlastností základové půdy a musí se vzít v úvahu nejistoty v geometrických údajích - pro tyto hodnoty lze využít statistické metody jako např. pro stanovení charakteristických hodnot geotechnických parametrů.

Teplý (2008) tvrdí, že v těchto souvislostech může být užitečná a v praxi doposud málo využívaná citlivostní analýza, poskytující odpověď na otázku, jaká pozornost má být věnována kvalitě vstupních dat při návrhu stavebních konstrukcí, kdy v řadě situací bývá obtížné získat dostatečně věrohodné hodnoty všech vstupních údajů. Někdy je nutno se spokojit jen s odborným odhadem či názory expertů nebo inženýrskou zkušeností. Posléze můžeme jevit zájem o to, jakým způsobem ovlivňují jednotlivé vstupní parametry či jejich charakteristiky výsledek, neboli, jak je citlivá odezva na změnu vstupního parametru, případně které ze vstupních veličin jsou dominantní a které mají méně důležitý vliv.

V případě náhodného vstupního parametru se pak můžeme například rozhodnout, zdali parametr, který má velmi malý vliv, může být případně uvažován jako deterministický a nikoliv jako náhodný. Toto celé pak zjednodušuje přípravu vstupních dat a často i výpočty dalších podobných úloh, což je hlavním významem citlivostní analýzy. Při přípravě modelování interakce horní stavby, základové konstrukce a základové půdy, se setkáváme s těmito přístupy k reflektování reality vstupních parametrů:

a) S parametrem se pracuje jako s deterministickou veličinou – v takových případech má parametr obvykle význam nějaké pro něj typické hodnoty – např. střední hodnoty, indikativní hodnoty, případně hodnoty vymezující jistou třídu;

b) Parametr je prezentován jako statistická veličina; přitom existují varianty:

i - *Náhodná proměnná, která je popsána za pomoci statistických momentů, funkcí pravděpodobnosti, nebo histogramem;*

ii - *Náhodná funkce, což mimo jiné vyžaduje určení autokorelační funkce a znalost korelační délky při popisu variability podloží, což je obtížnou úlohou. Přitom se ale může jednat o zcela rozhodující parametr pro interakci konstrukce s podložím (Breysse et al., 2004);*

iii - *Variabilita mechanické či geometrické veličiny je popisována pomocí prostředků fuzzy logiky.*

Přístup (a) tedy příliš nerespektuje náhodný charakter veličin, které vstupují do výpočtů, přístup (bi) je už relativně použitelný (Buček et al., 2008 in Teplý, 2010), přístup (bii) je už naproti tomu značně obtížnější a (biii) je velmi málo používán a nemá zatím větší oporu v normách pro navrhování konstrukcí. Jeho výhodou však je, že vystačí převážně s inženýrským odhadem a intuicí.

Základové půdy jsou silně heterogenním prostředím, které je ovlivněno historií zatěžování. Významným faktorem bývá variabilita geologické struktury – parametry každé vrstvy je nutné stanovit zvlášť. Tento prostorový charakter podloží působí obvykle při výpočetním modelování interakce celkem značný problém pro velký rozsah úlohy - proto je vhodné zavedení účelné redukce z 3D na 2D (Teplý, 2010).

3.2 Nejistoty způsobené nepřesnostmi v měření¹

Žádná měření, žádná měřicí metoda ani žádný přístroj nejsou v praxi absolutně přesné. Nejrůznější negativní vlivy, které se v reálném měřicím procesu vyskytnou, se projevují odchylkou mezi naměřenou hodnotou a skutečnou hodnotou sledované veličiny.

Výsledek měření se vždycky pohybuje v jistém tolerančním rozmezí kolem skutečné hodnoty, ale skoro nikdy nenastane ideální ztotožnění měřených hodnot. S přiblížením se k nulové velikosti odchylky jsou nesmírné potíže i u realizace etalonů. Výsledný rozdíl mezi dvěma hodnotami je někdy tvořen i velmi složitými kombinacemi dílčích faktorů. Za dlouhá léta používání bylo zvykem při vyhodnocování souborů naměřených hodnot pracovat s chybami. Chyby se vyjadřují v absolutních nebo relativních hodnotách. Podle působení lze rozdělit chyby na systematické, náhodné a hrubé. Podle svého zdroje se rozdělují na chyby přístroje, metody, pozorování a také vyhodnocení.

Chybou absolutní $\Delta\chi$ je označován rozdíl mezi hodnotou naměřenou χ^m a skutečnou χ^s . Pokud se vydělí absolutní chyba skutečnou hodnotou, dostaneme poměrné vyjádření chyby - tj. chyba relativní $\delta\chi$. Platí tedy:

$$\Delta\chi = \chi^m - \chi^s \quad (1)$$

$$\delta\chi = \frac{\Delta\chi}{\chi^s} = \frac{\chi^m - \chi^s}{\chi^s} \quad (2)$$

Systematické chyby jsou při stálých podmínkách také stálé do velikosti i znaménka a svým působením systematicky ovlivňují výsledky měření. K jejich stanovení stačí zpravidla vztah (1). Z hlediska uživatele měřicí techniky jsou systematické chyby sympatické tím, že se dají z velké části určit a jejich vliv je možný zmenšit např. pomocí korekcí, kompenzací apod. Zpravidla se takto podaří odstranit podstatnou část jejich negativního vlivu na měření, ale zůstane ještě zbytek, který můžeme označit za nevyhnutelné systematické chyby.

¹ Text v podkapitolách 3.2, 3.3 a 3.4 je převzat od Palenčár et. al., 2001

Náhodné chyby působí velmi nahodile, dají se těžko předvídat a nelze je vyloučit. Při opakování měření se mění jejich velikost i znaménko, jak odpovídá předpokládanému zákonu rozdělení. Pro určení její velikosti se vychází z opakovaných měření s použitím statistických metod odpovídajících patřičnému pravděpodobnostnímu modelu, který je reprezentován zákonem rozdělení příslušné náhodné chyby. V praxi se velmi často jedná o rozdělení normální – neboli Gaussovo, které se používá ve většině aplikací (*Palenčár et al., 2001*).

Výsledek měření, který je stanovený ze souboru opakovaných měření realizovaných za stejných podmínek, je reprezentován aritmetickým průměrem, získaným při n opakováních z hodnot $\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_i, \dots, \chi_n$, tj.

$$\bar{\chi} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \chi_i \quad (3)$$

Náhodnou chybu v klasické teorii chyb nejčastěji zastupuje směrodatná odchylka výběrového souboru s , méně často směrodatná odchylka aritmetického průměru $s_{\bar{\chi}}$, obě jsou získané ze vztahů:

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \Delta_{\chi_i}^2}{n-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\chi_i - \bar{\chi})^2}{n-1}} \quad (4)$$

$$s_{\bar{\chi}} = \frac{s}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\chi_i - \bar{\chi})^2}{n(n-1)}} \quad (5)$$

Obě směrodatné odchylky náležitým způsobem charakterizují chování náhodných chyb.

Hrubé chyby jsou z předchozího úhlu pohledu zcela nevyzpytatelné. Měření, která jsou zatížena hrubou chybou, znehodnotí celý experiment. Proto naměřené hodnoty, které významně vybočují z řady, což bývá velmi často projevem tohoto druhu chyby, se následně vyloučí z dalšího zpracování. Jejich výskytu se dá předejít při důsledném dodržování příslušných měřících postupů, podmínek měření a také pozorností obsluhy.

Výsledná chyba měření je vyjádřena jako součet systematické a náhodné složky, což můžeme zapsat jako:

$$\Delta_{\chi} = e + \varepsilon \quad (6)$$

A její maximální hodnotu je možné odhadnout jako

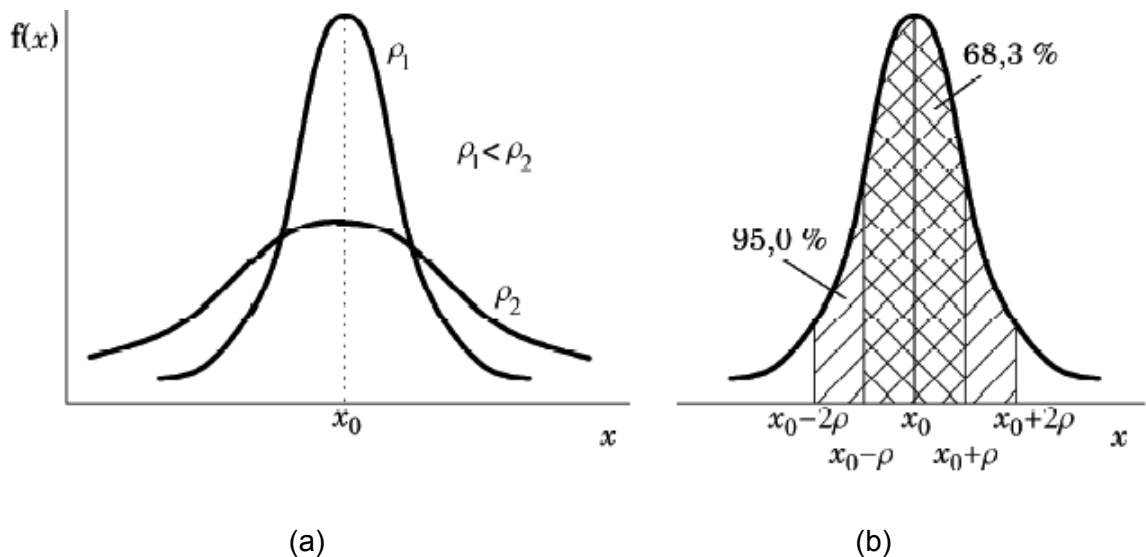
$$\Delta_{\chi_{max}} = (\bar{\chi} - \chi_s) + 2s \quad (7)$$

Kde systematická složka $e = \bar{\chi} - \chi_s$ a následná složka $\varepsilon = s$, popř. $\varepsilon = 2s$. Součinitel rozšíření směrodatné odchylky souvisí s pravděpodobností pokrytí intervalu a také typem rozdělení. Dvojka u Gaussova normálního rozdělení přísluší často užívané 95% pravděpodobnosti.

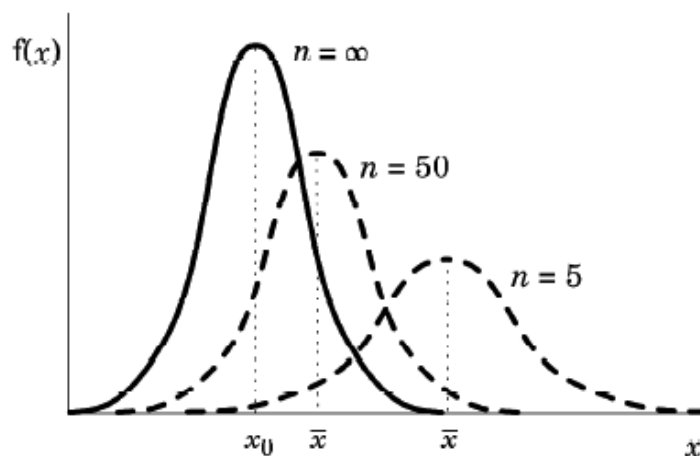
Co se týče původu chyby, tak chyby přístrojů jsou způsobeny nedokonalostmi použitých měřících prostředků, které mohou vznikat při výrobě, montáži a popř. i opotřebením. Zde sehrává svou roli i změna charakteristik a parametrů přístroje v čase (stárnutí). Dalším zdrojem chyb je také nevhodná instalace nebo uložení přístroje na jeho pracovním místě. Chyby metody mají svůj původ v nedokonalosti či zjednodušení použité měřící metody. Chyby pozorování, nebo také pozorovatele, jsou do měření vnášeny jako chyby osobní, zapříčiněné buď nedokonalostí smyslů pozorovatele, a také jeho nesoustředěností. Chyby, které mají svůj původ ve vyhodnocení, jsou časté jako výpočtové - vznikající v důsledku používání přibližných vztahů, zjednodušení, ale také využíváním linearizace, interpolace, extrapolace, zaokrouhlováním, nedostatečným vyčíslením konstant apod (*Palenčár et al., 2001*).

Veličiny a výrazy spojené s chybami	
Správná hodnota měřené veličiny	χ
i-tá hodnota veličiny	χ_i
Absolutní chyba měření	$\Delta\chi_i = \chi - \chi_i$
Relativní chyba měření	$\delta\chi_i = \frac{\chi_i}{\chi}$
Pravděpodobná hodnota veličiny při n měřeních	$\bar{\chi} = \sum_n \chi_i$
Rozptyl (variance)	$\rho^2 = \frac{1}{n} \sum (\Delta\chi_i)^2$
Střední kvadratická chyba	$\rho = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (\Delta\chi_i)^2}$
Směrodatná chyba	$\rho_{n-1} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (\Delta\chi_i)^2}$
Chyba aritmetického průměru n měření	$\bar{\rho} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum (\Delta\chi_i)^2}$
Pravděpodobná chyba aritmetického průměru	$\bar{\theta} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum (\Delta\chi_i)^2}$
Krajní chyba měření	$\bar{\kappa} = 3 \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum (\Delta\chi_i)^2}$

Tabulka č. 2 – Přehled; a některé další výrazy spojené s chybami. (Schovánek a Havránek, 2011)



Obrázek č. 3 – Gaussovo rozdělení (a) a intervaly pravděpodobnosti (b), (Schovánek a Havránek, 2011).



Obrázek č. 4 - Vliv počtu měření na hodnotu \bar{x} (Schovánek a Havránek, 2011).

3.3 Typy nejistot

Nejistota (nejistota měření) je pojem související s výsledkem měření a charakteristickým rozsahem hodnot, které je možné racionálně přiřadit k měřené veličině. Nejistota se skládá několika dílčích nejistot. Ke stanovení jejich velikostí jsou principiálně možné tyto dvě metody:

- *Statistické= zpracování naměřených údajů (metoda typu A)*
- *Jiné než statistické zpracování naměřených údajů (metoda typu B)*

Taktéž se někdy nejistoty získané metodou A stručně označují jako nejistoty typu A, obdobně nejistoty získané metodou B jako nejistoty typu B. Z těchto základních typů nejistot se snadno, a to prostřednictvím součtu jejich čtverců, určí výsledná nejistota kombinovaná.

Jak již bylo naznačeno, tak celá metodika určení nejistot je velmi komplikovaná. Bude zde přiblížena jen základní metodika – předpokládejme nyní, že máme jednoduchou výstupní funkci několika vstupních parametrů:

$$y = f(\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_i, \dots, \chi_m) \quad (8)$$

Kde

y = odhad výstupní veličiny,

χ_i = odhady veličin vstupních,

f = známý funkční vztah.

V nejobecnějším pojetí potom lze pro nejistotu u_y odhadu y napsat vztah:

$$u_y = \sqrt{\sum_{i=1}^m A_i^2 * u_{x_i}^2} \quad (9)$$

Kde

u_{x_i} = jednotlivé složky nejistot,

A_i = koeficient citlivosti (převodu) příslušného zdroje nejistoty, který je znám, popř. se určí jako parciální derivace funkce y podle příslušné vstupní veličiny x_i

$$A_i = \frac{\partial y}{\partial x_i} = \frac{\partial f(\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_i, \dots, \chi_m)}{\partial x} \quad (10)$$

3.3.1 Vyjadřování standardních nejistot vstupní veličiny metodou typu A

Tato metoda vyhodnocení tohoto typu nejistoty vychází ze statistické analýzy opakované série měření. Je-li n nezávislých a stejně přesných pozorování ($n > 1$), bude odhad výsledné hodnoty y reprezentován hodnotou výběrového průměru (aritmetického průměru), vypočteného stejně jako u příkladu chyb, tj. podle vztahu (3). Nejistota příslušná odhadu y se určí jako směrodatná odchylka této výsledné hodnoty - tedy výběrového průměru (4). Celá situace tak při velmi letném pohledu připomíná náhodné chyby. Nejistota se zde zpravidla značí u_{Ay} a s využitím vztahu (5) je proto možné napsat:

$$u_{Ay} = s_{\bar{y}} = \frac{s_y}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (11)$$

Tuto nejistotu způsobuje kolísání naměřených údajů. V případě malého počtu měření ($n < 10$) je hodnota určená pomocí vztahu (11) málo spolehlivá. Potom by bylo třeba tuto nejistotu (způsobenou kolísáním naměřených hodnot) odhadnout metodou např. metodou typu B na základě jiných informací, než jsou současně naměřené hodnoty (*Palenčár et al., 2001*).

3.3.2 Vyhodnocení standardních nejistot vstupní veličiny metodou typu B

Vyhodnocení standardních nejistot vstupní veličiny metodou typu B je, jak již bylo uvedeno, založeno na zcela jiných než statistických přístupech k analýze série pozorování. Zde se opět nabízí analogie se systematickými složkami chyb. Rozhodně nejde ale o jednoznačnou souvislost, protože metodou B je možno odhadnout i vliv náhodných chyb - např. při kalibraci využitím minulých měření. Standardní nejistota se zde odhaduje jen na základě racionálního úsudku pomocí všech možných dostupných informací.

Nejčastěji se použijí:

- *Údaje výrobce měřicí techniky*
- *Zkušenosti z předchozích sérií měření*
- *Zkušenosti s vlastnostmi chování materiálů a techniky a poznatky o nich*

- Údaje získané při kalibraci a z certifikátů
- Nejistoty referenčních údajů v příručkách

Při určování nejistoty metodou typu B se vychází z dílčích nejistot jednotlivých zdrojů u_{Bz_j} . Je-li známa maximální odchylka j-tého zdroje nejistoty z_{jmax} , určí se nejistota u_{Bz_j} podle vztahu:

$$u_{Bz_j} = \frac{z_{jmax}}{k}$$

Kde k , je součinitel vycházející ze zákona rozdělení, kterým se příslušný zdroj nejistoty řídí, takže např. pro normální rozdělení je $k = 2$, popř. 3, pro rovnoměrné $k = 1,73$ atd. V některém případě však může být známa již přímo hodnota standardní nejistoty u_{Bz_j} (např. z kalibračního certifikátu měřidla).

Výsledná nejistota se určí metodou B podobně jako v případě vztahu (9) pro p zdrojů $z_1, z_2, \dots, z_j, \dots, z_p$:

$$u_{By} = \sqrt{\sum_{j=1}^p A_j^2 u_{Bz_j}^2} \quad (13)$$

Kde

u_{Bz_j} = nejistota jednotlivých zdrojů

A_j = jejich součinitele citlivosti

Tímto způsobem se nejistota vyhodnocovaná metodou B převede do nové podoby a oproti předchozím představám získávají i tyto nejistoty charakter směrodatné odchylky. Jako s takovými, popř. ve druhých mocninách s rozptylem, se s nimi i nadále pracuje (*Palenčár et al., 2001*).

3.3.3 Nejistoty kombinované a rozšířené

V praxi se jen velmi zřídka samostatně vystačí s jedním nebo druhým typem nejistoty. Proto je zapotřebí stanovit výsledný efekt kombinovaných nejistot měření obou typů, A i B. Výsledná kombinovaná nejistota veličiny y se označuje u_{Cy} a určuje se jako odmocnina ze součtu čtverců obou typů nejistot A a B podle vztahu:

$$u_{Cy}^2 = u_{Ay}^2 + u_{By}^2, \text{ resp. } u_{Cy} = \sqrt{u_{Ay}^2 + u_{By}^2} \quad (14)$$

Avšak tam, kde nestačí standardní nejistoty, je nutné použít jejich rozšíření pomocí koeficientu rozšíření k_r . Původně stanovená směrodatná odchylka (a tedy i standardní nejistota) představuje pro nejčastěji používané normálního rozdělení interval určený s pravděpodobností asi 68%. Podobně je tomu i u jiných zákonů rozdělení. Aby byl dosažen lepší interval pokrytí, blížíci se 100%, je třeba rozšířit standardní nejistotu koeficientem rozšíření k_r , jehož význam je v podstatě shodný s významem kvantilů u normálního Gaussova rozdělení, kde $k_r = 2$ pro rozšíření na 99,7% pravděpodobnost apod. Rozšířená nejistota je pak vyjádřena vztahem:

$$U = k_r * u \quad (15)$$

Kde

U = rozšířená nejistota,

k_r = koeficient rozšíření

u = standardní nejistota

(Palenčár et al., 2001).

3.4 Zdroje nejistot

Mezi zdroje nejistot můžeme označit veškeré jevy, které nějakým způsobem mohou ovlivnit neurčitost jednoznačného stanovení výsledku měření a tím vzdalují naměřenou hodnotu od hodnoty skutečné. Značnou roli zde sehrává také fakt, zda jde o měřicí metody přímé nebo nepřímé.

Na nejistoty působí výběr měřících přístrojů analogových nebo číslicových, použití různých filtrů, vzorkovačů a další prostředků v celé trase a přenosu a úpravy měřícího signálu. K nejistotám velmi výrazně přispívají rušivé vlivy prostředí v tom nejširším slova smyslu. Vyjmenovat zde veškeré možné zdroje nejistot nelze, takže zde budou uvedeny takové, které se vyskytují nejčastěji:

- *Nedokonalá či neúplná definice měřené veličiny nebo její realizace*
- *Nevhodný výběr přístroje (rozlišovací schopnost aj.)*
- *Nevhodný (nereprezentativní) výběr vzorků měření*
- *Nevhodný postup při měření*
- *Zjednodušení (zaokrouhlení) konstant a převzatých hodnot*
- *Linearizace, aproximace, interpolace nebo extrapolace při vyhodnocení*
- *Neznámé nebo nekompenzované vlivy prostředí*
- *Nedodržení shodných podmínek při opakovaných měřeních*
- *Subjektivní vlivy obsluhy*
- *Nepřesnost etalonů a referenčních materiálů*

Některé ze zdrojů se projevují výhradně či výrazněji v nejistotách vyhodnocovaných metodou typu A, jiné při použití metody typu B. Mnohé ze zdrojů ale mohou být příčinou obou skupin nejistot. Zde se právě skrývá největší nebezpečí v podobě opomenutí jedné ze složek, což může mít za následek i velmi výrazný zkreslující účinek (*Palenčár et al., 2001*).

3.5 Pravděpodobnostní metody v geomechanice²

Mechanické parametry zemin získané z geotechnických průzkumných prací mají často značný rozptyl, který je dán jak přírodním vznikem geomateriálů nebo chybou vznikající nepřesností jejich měření nebo subjektivitou kalibrace jednoduchých konstitučních modelů, které se nejčastěji využívají při geotechnických analýzách. Takovéto nejistoty ve vstupních parametrech jsou v geotechnické praxi často zahrnuty do výpočtu pouze použitím bezpečnostních koeficientů, kterými jsou upraveny výsledky deterministických metod. Tento přístup zabraňuje většímu

² Podkapitola 3.5 je zpracována podle disertační práce Dr. Radka Suchomela (2011)

uplatnění různých druhů nejistot při výpočtech. Navzdory tomu je využití pravděpodobnostních metod velmi vhodnou alternativou k řešení geotechnických úloh.

Jejich hlavní omezení v praktickém využití spočívá hlavně v potřebě velkého množství vstupních dat, potřebných pro detailní statistické vyhodnocení mechanických parametrů. Problém ve využití těchto metod je, že nejsou začleněné do většiny běžně komerčně využívaného softwaru (Suchomel, 2011).

3.5.1 Metody pro analýzu spolehlivosti

Nejistota, která je spojená stanovením parametrů jako jsou např. smyková pevnost, kritický úhel vnitřního tření nebo propustnost, vede k nejistotě ve stanovení výsledku celého systému. Výsledek úlohy jako je stupeň bezpečnosti, je tedy ovlivněn pravděpodobnostním rozdělením parametrů, a je zapotřebí při výpočtu kvantifikovat vznikající riziko.

Míra rizika je stanovena pro každý geotechnický problém zcela odlišně. Na příkladu stability svahu ji lze vyjádřit. Jako pravděpodobnost, se kterou se stupeň bezpečnosti nabude hodnoty nižší než 1. Pro stanovení této pravděpodobnosti je zapotřebí nejdříve určit pravděpodobnostní rozdělení stupně bezpečnosti. Studium literatury je možno zjistit, že je dostupná celá řada metod jak stanovit rozdělení výsledné náhodné veličiny. Budou zde popsány tři metody – jmenovitě *FOSM* metoda založená na Taylorově rozvoji, dále *Point-estimate* metoda, kde bude jmenována Rosenbluthova metoda a metoda Monte Carlo (Suchomel, 2011).

3.5.1.1 FOSM metoda

Někdy také metoda Taylorova rozvoje. Využívá jeho prvního členu a druhého momentu rozdělení náhodných veličin vstupují do výpočtu. Výsledkem jsou parametry rozdělení výsledné náhodné veličiny, například stupně bezpečnosti $F_s(X)$. Mezi vstupní parametry je zahrnut vektor náhodných veličin X , jehož komponenty jsou jednotlivé parametry $\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_n$, kterým náleží samostatná pravděpodobnostní rozdělení.

Při využití FOSM metody je řešení úlohy dáno vztahem $F_s(X) = g(\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_n)$, kde χ_i jsou nezávislé proměnné, které jsou vstupními parametry. Platí, že rovnici pro první moment pravděpodobnostního rozdělení lze získat jako očekávanou hodnotu prvního členu Taylorova rozvoje. Střední hodnota řešení $\mu[F_s(X)]$ je výsledkem výpočtu celé úlohy se středními hodnotami vstupních parametrů:

$$\mu[F_s(X)] = g(\mu[\chi_1], \mu[\chi_2], \dots, \mu[\chi_n]) \quad (16)$$

Směrodatnou odchylku řešení lze zapsat jako:

$$\sigma[F_s(X)] = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial F_s(X)}{\partial \chi_i} \sigma[\chi_i] \right)^2} \quad (17)$$

Parciální derivace funkce může být buďto vypočítána analyticky derivací anebo numericky. Při analytickém postupu je funkce parciálně derivována s ohledem na jednotlivé náhodné veličiny a pak jsou do ní dosazeny střední hodnoty vstupních parametrů.

Při využití numerického postupu je cílem se co nejvíce přiblížit analytické hodnotě parciálních derivací pomocí malých přírůstků $\Delta\chi_i$ ke střední hodnotě $\mu[\chi_i]$ viz (18), zatímco hodnoty pro ostatní náhodné veličiny jsou fixovány. Do dosazení vztahu (18) do rovnice pro výpočet směrodatné odchylky stupně bezpečnosti (17), získáme vztah pro výpočet celkové variance $\sigma[F_s(X)]$ metodou konečných diferencí.

$$\frac{\partial F_s(X)}{\partial \chi_i} \approx \frac{(\mu[\chi_i] + \Delta\chi_i, \mu[\chi_i]) - (\mu[\chi_i] - \Delta\chi_i, \mu[\chi_i])}{2\Delta\chi_i} \quad (18)$$

FOSM metoda nezohledňuje ve výpočtu vyšší momenty, jako je šikmost, není tedy vhodná, pokud je nelinearitou transformační funkce $F_s(X)$ způsobený velký rozdíl mezi rozděleními vstupních veličin X a výsledné náhodné veličiny například F_s . Při analýze úlohy touto metodou, také nelze uplatnit korelaci mezi vstupními parametry. Pro řešení úloh s těmito problémy je zapotřebí použít některou z pokročilejších metod.

3.5.1.2 Point-estimate metoda

V případě nelinearity transformační funkce $F_s(X)$ nebo obecně $g(X)$, znázorněné, jako vztah (16), nelze použít pouze metodu prvního a druhého momentu. Ta bere v úvahu pouze střední hodnotu $\mu[X]$ a směrodatnou odchylku $\sigma[X]$. Pro složitější rozdělení je zapotřebí definovat ještě vyšší momenty. Například logaritmické rozdělení je plně definované pokud známe ještě třetí moment – šikmost $\nu[X]$. Pro některá rozdělení jako je například β – rozdělení je nutné ještě větší počet momentů pro výpočet rozdělení výstupní náhodné veličiny Y . Postup jak rozdělit distribuční funkci vstupní proměnné X na body a těmi aproximovat distribuční funkci výstupní proměnné Y je více způsobů. Bude zde uvedena metoda, kterou popsal Rosenblueth (1975), jehož poznatky využil ve své práci Suchomel (2011).

Její princip spočívá v nahrazení spojité distribuční funkce $f(x)$, která popisuje rozdělení některého ze vstupních parametrů (například kritického úhlu vnitřního tření) rozdělením $p(x)$ pro diskrétní náhodnou veličinu. Pomocí transformace momentů diskrétního rozdělení $p(x)$, funkcí $g(X)$, lze získat momenty diskrétního rozdělení pro výslednou náhodnou veličinu $p(y)$. Vztah (19) vyjadřuje vztah mezi m -tým momentem spojité a diskrétní náhodné veličiny.

$$\mu X_m = \int (x - \mu[X])^m f(x) dx = \sum (x - \mu[X])^m p(x) \quad (19)$$

Jak je známo - jakákoliv distribuční funkce náhodné proměnné může být reprezentována pomocí určitého počtu momentů a s různými stupni přesnosti. Momenty spojitých funkcí jsou integrály, které jsou aproximovány Gaussovo numerickou integrací s vhodně zvolenými souřadnicemi jejich integračních bodů, ve kterých se stanovuje hodnota integrované funkce a také odpovídající váha P . Rosenbluethova metoda je víceméně aplikace Gaussovo numerické integrace pro nalezení momentů distribuční funkce (Christian a Beacher, 1999 in Suchomel, 2011).

3.5.1.3 Monte Carlo metoda

Simulace metodou Monte Carlo probíhá tak, že reálný systém nahradíme jeho simulačním modelem se stejnými pravděpodobnostními charakteristikami, a chování reálného systému několikanásobně simulujeme na zkonstruovaném modelu. Zpracování výsledků simulace je principiálně stejné jako ve statistice. K přesnému odhadu dané pravděpodobnostní charakteristiky potřebujeme obvykle velmi mnoho pokusů, abychom docílili požadované hodnoty chyby ε

$$\varepsilon = \frac{\sigma[Y]}{\sqrt{n} \alpha} \quad (20)$$

Postup při aplikaci Monte Carlo metody je takový, že se hledá výsledná náhodná veličina Y taková, aby její střední hodnota $\mu[Y]$ byla rovna hledané hodnotě skalární veličiny α . Existuje nekonečně mnoho náhodných veličin Y , pak můžeme odhadnout α pomocí aritmetického průměru. Chyba tohoto odhadu je vyjádřena vzorcem (20) a vychází ze vztahu mezi směrodatnou odchylkou a rozptylem, tzv. Čebiševovou nerovností.

$$P[|Y - \mu[Y]| \geq \varepsilon] \leq \frac{\sigma[Y]}{\varepsilon} \quad (21)$$

Při předpokladu, že odhadujeme střední hodnotu náhodné veličiny Y pomocí aritmetického průměru z jejích n hodnot, můžeme pak nerovnici (21) převést do tvaru (22). Význam nerovnice 22 je takový, že s pravděpodobností $1 - \alpha$ se aritmetický průměr nezávislých realizací náhodné veličiny Y neliší od $\mu[Y]$ více než $\sigma[Y]/\sqrt{n}$. Z toho vyplývá, že chyba ε při fixované směrodatné odchylce a hodnotě α klesá jako $1/\sqrt{n}$.

$$P\left[\left|\sum_{i=1}^n y_i - \mu[Y]\right| \leq \sqrt{\frac{\sigma[Y]}{\sqrt{n}\alpha}}\right] \geq 1 - \alpha \quad (22)$$

Při aplikaci Monte Carlo metody se nejdříve generují hodnoty vstupní náhodné veličiny X rovnoměrně rozdělené na intervalu $(0, 1)$ a ty se pak transformují transformací (23)

$$z_i = f(x_1, x_{i-1}, \dots) \quad (23)$$

Kde f je vhodně zvolená funkce. Její tvar je zvolený tak, aby výsledkem transformace bylo předem dané rozdělení vstupní náhodné veličiny. Z toho vyplývá, že jde vlastně o problém vygenerování náhodných čísel x_i s rovnoměrným rozdělením v intervalu $(0, 1)$ a nalezení příslušné transformační funkce f . Pomocí které jsou náhodná čísla x_i převedena na složitější rozdělení. Postup metody Monte Carlo lze tedy zhruba shrnout do čtyř kroků:

- a) *Generování náhodných čísel x_i s rovnoměrným rozdělením v intervalu $(0, 1)$.*
- b) *Transformace x_i na čísla z_i , která mají některé ze složitějších rozdělení.*
- c) *Pokud $z_i = x_i$ pak lze spočítat odhady charakteristik výsledné veličiny Y . Jinak je potřeba vhodným algoritmem dopočítat hodnotu y_i a několikanásobným opakováním toho postupu vytvořit soubor hodnot y_1, y_2, \dots, y_n ze kterého bude možné stanovit charakteristiku Y .*
- d) *Statistické vyhodnocení výsledků Monte Carlo.*

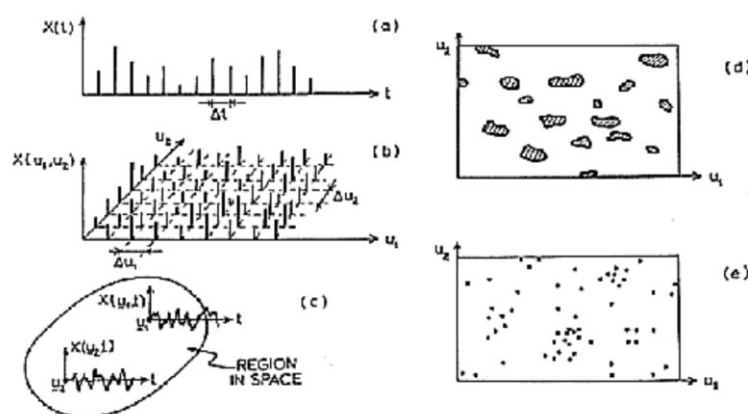
Pojmem náhodné číslo rozumíme konečnou posloupnost čísel z intervalu $(0, 1)$, kterou lze považovat za posloupnost realizací nezávislých náhodných veličin z rovnoměrného rozdělení $R(0, 1)$ (Suchomel, 2011).

3.5.2 Rozdělení a vlastnosti náhodných polí

Náhodná pole jsou kolekcí náhodných proměnných $X(x_1), X(x_2), \dots, X(x_i)$. Každá náhodná proměnná X_i přísluší jednomu bodu v náhodném poli. Každé $X(x_1)$ je pozorování nějakého jevu s danou pravděpodobností a nazýváme ho jednou realizací náhodného pole. Náhodná pole můžeme rozčlenit do jednotlivých typů, které byly stručně uvedeny Suchomelem (2011) v několika sekcích.

3.5.2.1 Rozdělení náhodných polí

Náhodná pole můžeme rozdělit do dvou podskupin. Podle toho, jestli jednotlivé náhodné proměnné pozorujeme v diskrétních bodech, nebo kontinuálně například k časové ose nebo prostorovým souřadnicím. Náhodné pole s kontinuální změnou náhodných veličin je ideální pro popis mechanických vlastností zemin, které se mění plynule se změnou prostorových souřadnic. Suchomel (2011) ve své práci uvádí, že Vanmarcke (1984) také rozděluje náhodná pole na náhodnou sérii, mřížový proces, spojitou náhodnou funkci, náhodné dělení prostoru a náhodný bodový proces.



Obrázek č. 5 – a) náhodná série, b) mřížový proces, c) prostorovočasový proces, d) náhodné dělení prostoru, e) náhodné uspořádání prvků v prostoru (Vanmarcke, 1984 in Suchomel, 2011)

Mnoho fyzikálních procesů může být modelováno jako prostorovočasový proces $X(v, t)$, závislý na vektoru prostorových souřadnic v a čase t . Volba souřadnic náhodného pole není limitována pouze délkou a časem. Jakékoli měřítko nebo jednotky, včetně nominálního měřítka, které oddělují jednotlivá pozorování do samostatných pozic, mohou být použity (Vanmarcke, 1984 in Suchomel, 2011). Nominální měřítko nenaznačuje nic o relativní důležitosti anebo velikosti náhodných proměnných. Příkladem nominálního měřítka je třeba identifikace komponent vektoru v každém bodě prostorovočasového kontinua (u, t) . Například souřadnice vektoru rychlosti v turbulentně proudící kapalině. V tomto případě jsou pozorovány v každém bodě tři skalární proměnné. V jiných příkladech to mohou být materiálové

charakteristiky. Ve všech těchto případech je nutno zavést parametr t_n , který bude sloužit k rozlišení jednotlivých skalárních hodnot. Efekt parametru t_n je tedy ten, že zvyšuje počet rozměrů náhodného pole (Vanmarcke, 1984 in Suchomel, 2011), mezi jehož základní vlastnosti patří homogenita, isotropie a ergodicita, což blíže uvádí ve své práci Suchomel (2011).

3.5.2.2 Využití náhodných polí při řešení geotechnických úloh metodou konečných prvků

Pro řešení geotechnických problémů metodou konečných prvků je potřeba promítnout materiálové charakteristiky do zvolené sítě. Výsledné pole je většinou stacionární a jednotlivé proměnné jsou v prostoru lokalizované v elementech sítě se souřadnicemi středů x_i, y_j . Lokálním průměrováním lze přizpůsobit bodové výsledky laboratorních či polních zkoušek parametrům sítě a zohlednit tak vliv elementu. K tomu se využívá funkce na redukce kovariance, tedy $\gamma(X)$. Jak velké bude ovlivnění vstupních hodnot, závisí na velikost korelační délky a velikosti elementu. Čím bude element relativně menší ke korelační délce, tím se ovlivnění projeví méně.

Příkladem může být dvourozměrné stacionární pole s lognormálním rozložením náhodných proměnných, které je využitelné při např. řešení stability svahu. Nejprve vypočítáme parametry podléhající normálnímu rozdělení $\mu_{\ln X}$ a $\sigma_{\ln X}$. V dalším kroku je potřeba vypočíst faktor redukce kovariance γ , v tomto případě pro čtvercový element. Nyní je nutno podle vztahu:

$$\sigma_x^2 = \gamma(n)\sigma_x^2 \quad (24)$$

spočítat lokálně zprůměrovanou varianci a směrodatnou odchylku $\sigma_{\ln X_A}$. Střední hodnota normálního rozdělení zůstává neovlivnitelná faktorem pro redukci variance $\mu_{\ln X_A} = \mu_{\ln X}$. Na základě takto upravených parametrů můžeme podle vztahů (25) k výpočtu $\mu_{\ln X}$ a $\sigma_{\ln X}$ vypočítat parametry původního lognormálního rozdělení:

$$\mu_X = \exp\left(\mu_{\ln X_A} + \frac{1}{2}\sigma_{\ln X_A}^2\right) \quad \sigma_X = \mu_X \sqrt{\exp(\sigma_{\ln X_A}^2) - 1} \quad (25)$$

Lognormální rozdělení s těmito parametry se přiřadí všem náhodným proměnným v síti (stacionární pole).

3.5.3 Pravděpodobnostní výpočty

Na typovém geotechnickém problému, kterým bylo sedání tuhého základu (*Suchomel a Mašín, 2011*), využil Suchomel tři typy pravděpodobnostních výpočtů. První analýza byla provedena bez uvažování prostorové variability parametrů pomocí Monte Carlo simulace. Tím se získaly kompletní informace o pravděpodobnostním rozdělení výsledného sedání základu. Tyto informace pak mohou sloužit jako základ pro srovnání s výsledky analytických metod, které jsou výpočetně méně náročné, ale neposkytují dostatek informací a rozdělení u_y (výsledné posunutí základu). Konkrétně byla zvolena metoda založená na teorii Taylorova rozvoje FOSM (3.5.1.1) a *point-estimate* metoda (3.5.1.2), která dokáže brát v úvahu nelineární vztah mezi vstupními parametry a sedáním základu.

Tyto metody jsou méně výpočtově náročné a oblíbené při použití v praxi. Výsledky studie mají sloužit k posouzení, zda poskytují dostatečně přesné řešení úlohy. Poslední a stěžejním typem pravděpodobnostních výpočtů je Monte Carlo analýza s využitím teorie náhodných polí, neboli tzv. RFEM, kde výpočty poskytují komplexní řešení úlohy, ve které hraje zásadní roli prostorová variabilita parametrů a hodnoty korelačních délek. V rámci těchto výpočtů provedl Suchomel parametrickou studii, kde posuzoval vliv korelační délky ve vertikálním směru na velikost sedání plošného základu (*Suchomel, 2011*).

3.6 Prostorová variabilita parametrů vs. nejistoty v měření

Prostorová variabilita bývá vyjádřena dvourozměrnými náhodnými poli (viz. podkapitola 3.5.2). Do této prostorové variability vstupuje jako další veličina korelační délka, která nám říká, jaká je míra fluktuace náhodných veličin v závislosti na jejich vzájemné vzdálenosti.

Tyto hodnoty korelační délky jsou stanovitelné z laboratorních zkoušek. Takto stanovené parametry ve výsledcích vykazují větší směrodatnou odchylkou a také zde dochází k lokálnímu zprůměrování podél smykové plochy (*Suchomel a Mašín, 2010*); k tomuto jevu ale v nejistotách při měření nedochází. Lze tedy očekávat, že prostorová variabilita parametrů zde bude vystupovat větší směrodatnou odchylkou, než při nejistotách v měření, kde jak již bylo výše popsáno – nedochází k lokálnímu zprůměrování podél smykové plochy. Tudíž se data stanou méně variabilní, než v případě prostorově variabilních vzorků a jejich výsledných parametrů.

4. Laboratorní zkoušky

V této části bude uvedeno, jakým způsobem se připravovala zemina a také vlastní laboratorní experimenty. Laboratorní zkoušky se prováděly za účelem, aby mohl být kalibrován hypoplastický konstituční model a tyto parametry se poté porovnají se sadou dat, které prezentoval Dr. Radek Suchomel ve své disertační práci (Suchomel, 2011).

4.1 Odběr vzorků

Odběr vzorků probíhal v pískovně Kolný za přítomnosti Dr. Radka Suchomela. Zemina se odebírala ve velmi ztížených podmínkách – v šeru a za sněžení, takže práce byly poměrně komplikované. Vzhledem k nepříznivým podmínkám, které v lokalitě panovaly, se přistoupilo k té nejjednodušší metodě a odkopala se pata stěny.



Obrázek č. 6 – Místo odběru vzorků. (2012)

Na rozdíl od mého odběru Dr. Suchomel hned první rozdíl, a to, že Dr. Suchomel odebíral vzorky v pravidelné síti ze stěny pískovny, kdežto mnou odebrané vzorky byly pouze z jednoho místa – z paty stěny. Tento krok reflektuje odlišný cíl výzkumných projektů. Zatímco Dr. Suchomel studoval prostorovou variabilitu parametrů, já studuji variabilitu způsobenou nepřesností laboratorního měření. Odebrané vzorky se hned z pískovny převezly v pytlích na Přírodovědeckou fakultu k dalšímu zpracování.



Obrázek č. 7 – Odkopaná pata stěny pískovny Kolný. (2012)

4.2 Příprava zeminy k laboratorním zkouškám

Nejprve se z části zeminy vymyla jemná frakce $< 0,063$ mm; zemina se nasypala do síta a promývala se tak dlouho, dokud ze síta nevytékala jen čistá voda. Takto upravená zemina se umístila do keramických misek a po dobu 24 hodin se sušila při teplotě 105°C .

Po vysušení a následném vychladnutí, se zemina shromažďovala do sběrné nádoby. Stejným způsobem bylo vysušeno všech 40 misek se zeminou.

Dalším krokem bylo prosetí zeminy za použití síta s velikostí ok 3 mm, která zachytávala štěrkovou frakci. Následovalo promísení zeminy metodikou čtvrcení, kdy se zemina rozčtvrtila na čtyři hromady a každá protilehlá hromada se poté vzájemně promísila (*Schumacher et al., 1990*). Tato metoda zaručovala co nejlepší promísení jednotlivých zrn této zeminy, aby jejím výsledkem vznikla co nejhomogennější směs.

Z této směsi se navázilo potřebné množství zeminy tak, aby se z jejího množství dala provést trojice laboratorních experimentů – 40 měření úhlu přirozené sklonitosti, 40 triaxiálních zkoušek a 40 oedometrických zkoušek. Takto navážená a připravená zemina se uchovávala v igelitových pytlících, aby byla příprava vzorku co nejjednodušší.

4.3 Zrnitostní rozbor

Pro zrnitostní rozbor se použily dva typy zeminy – upravená zemina bez jemné frakce $< 0,063$ mm a bez frakce > 3 mm, dále pak původní zemina, která obsahuje i frakce, které v předchozím případě nebyly zastoupeny. Množství zeminy vycházelo z přítomnosti maximálního zrna v zemině, dále se podle normy daly využít dva způsoby ke stanovení síťového rozboru, a to suchou metodou a mokrou metodou (*podle ČSN EN 1997-2*).

Ke stanovení procentuálního zastoupení se použila mokrá metoda a soustava sít s velikostí ok 0,063 mm; 0,125 mm; 0,25 mm; 0,5 mm; 1 mm; 2 mm; 4 mm; 6 mm a 7 mm. Zemina se nasypala do této soustavy a promývala se takovou dobu, dokud z celé soustavy nevytékala čistá voda. Zemina se z každého síta odebrala zvlášť do keramických misek a nechala po dobu 24 hodin při teplotě 105°C vysušit, aby se mohlo stanovit její procentuální zastoupení. Zastoupení podsítné frakce $< 0,063$ mm se stanovilo součtem hmotností všech frakcí a následného odečtení hmotnosti zeminy před začátkem síťového rozboru. Rozdíl těchto hodnot odpovídal právě zastoupení frakce $< 0,063$ mm. Zrnitostní složení frakce $< 0,063$ mm hustoměrnou metodou se neprovádělo.



Obrázek č. 8 – Použité vzorky zeminy pro zrnitostní rozbor; vlevo zemina s chybějícími frakcemi $< 0,063 \text{ mm}$ a $> 3 \text{ mm}$, vpravo původní zemina s obsahem obou frakcí (2013).

4.4. Měření úhlu přirozené sklonitosti

Bylo provedeno 40 měření úhlu přirozené sklonitosti, aby byl stanoven parametr φ_c - první z parametrů hypoplastického konstitučního modelu. Pro měření úhlu se použil úhloměr, pravítko, plastový trychtýř a hladká epoxidová deska. Navážená a připravená zemina se vysypala z igelitového pytlíku přímo do trychtýře o průměru 13 mm, jehož konec byl položen na horní hraně epoxidové desky.



(a)



(b)

Obrázek č. 9 – Vlevo ukázka úhloměru pro měření úhlu přirozené sklonitosti (2012), vpravo plastový trychtýř, který se používal k provádění experimentů (2013).

Na celý tento pokus bylo využito cca 200 g zeminy. Postupným velmi pomalým zvedáním se ze zeminy utvořil kužel, který se ve třech místech pravítkem pomalu odřízl, a zemina se postupně sesypala pod sklonem, který byl charakterizován úhlem přirozené sklonitosti φ_c . Tento úhel se ve třech místech změřil úhломěrem a stanovila se průměrná hodnota, která se zapsala do připravené tabulky.



Obrázek č. 10 – Nasypaný kužel, odříznutý ve třech místech (2012).

4.5 Triaxiální zkoušky

Aby bylo možno vyhodnotit další ze sady parametrů zeminy v rámci hypoplastického konstitučního modelu, přistoupilo se k provedení 40 triaxiálních zkoušek, které se využívají při získání parametrů α a β .

Vzorek se připravil tak, že se již upravená a vysušená zemina vysypala do keramické misky, promíchala a poté zvažila. Na podstavu vzorku triaxiálního lisu se upevnila latexová membrána, ke které se přichytila kovová forma, aby triaxiální vzorek získal potřebný tvar.

Zemina se poté pod vodou začala do této formy sypat a zároveň se hutnila, aby nevznikaly makropóry ve vzorku. Potom se zbylá zemina znovu zvažila a rozdíl hodnot udával váhu vzorku. Tímto způsobem vznikl vzorek o přibližných rozměrech 76 x 38 mm, na který se posléze upevnila komora triaxiálního lisu. Celá komora se zaplnila vodou, vzorek se vyfotil a přešlo se k jeho konsolidaci, která trvala zhruba 45 minut při pórovém tlaku 200 kPa. Celý postup uvedla ve své práci Engelmaierová (2010)



Obrázek č. 11 – Vzorek před smykáním (2012).

Po konsolidaci se začal vzorek smykat rychlostí 0,3 mm/min do zhruba 30% axiálního přetvoření, odpovídající cca axiální deformaci 20 mm. Z důvodu časové úspory, se po provedení několika zkoušek celý proces zkrátil na hodnotu axiálního přetvoření 15%, což odpovídalo zhruba axiální deformaci vzorku 12 mm. Rychlost smykání zůstala nezměněna.

Celá smyková fáze trvala přibližně 1,5 hodiny, po zkrácení hodnoty axiálního přetvoření pak cca 50 minut. Měřená data se ukládala do počítače v časovém intervalu 1 vteřina. Vzorek se na konci zkoušky vyfotil a posléze došlo ke snížení tlaku v komoře na hodnotu 0 kPa při uzavřené spodní drenáži, aby nedošlo

sundávání komory ke ztekucení vzorku a veškerá zemina se mohla bez problému zachytit pro měření hmotnosti.



Obrázek č. 12 – Vzorek po smykání (2012).

Zachycená zemina se shromažďovala do keramické misky a nechala se 24 hodin při teplotě 105°C vysušit, aby se mohla vypočítat hodnota čísla pórovitosti. Objemová hmotnost písku byla stanovena na hodnotě 2,65 g/cm³. Objem sušiny se spočetl podle vztahu (26):

$$V_s = \frac{M_s}{\rho_s} \quad (26)$$

Kde M_s udává hmotnost sušiny a ρ_s je objemová hmotnost písku. A číslo pórovitosti vzorku se poté spočetlo jako (27):

$$e = \frac{V_p}{V_s} \quad (27)$$

Kde V_p udává objem pórů, který se vypočetl z objemu vzorku po konsolidaci (objem vzorku stanovený z rozměrů a od něj odečtená změna objemu měřená během konsolidace), od této hodnoty se dále odečetl objem sušiny V_s a tím byl znám objem pórů. Objem pórů se posléze vydělil objemem sušiny a z tohoto vztahu vzešlo číslo pórovitosti. Tento postup se aplikoval pro každou zkoušku zvlášť.

Několik zkoušek se však muselo opakovat, protože bylo v některých případech dosaženo vysokých, respektive nízkých hodnot čísla pórovitosti oproti zbytku vypočtených hodnot. Protože při mých zde nedocházelo k výraznému drcení zrn, mohlo se přistoupit k recyklaci materiálu. Opakované zkoušky byly provedeny na stejném materiálu jako zkoušky prvotní.

4.6 Oedometrické zkoušky

Pro kalibraci zbývajících parametrů, které definují hypoplastický konstituční model – e_{c0} , e_{i0} , e_{d0} , h_s a n ; bylo zapotřebí provést taktéž 40 laboratorních experimentů. Pro tuto sadu zkoušek se používaly oedometrické přístroje o průměru vzorku 50 mm – tedy stejné, jako využíval Dr. Suchomel při svých zkouškách.



.Obrázek č. 13 – Použitý typ oedometrického přístroje (2013).

Příprava vzorku spočívala v nasypání suché zeminy tak, aby vznikl vzorek co možná nejkypřejší, přibližující se kritickému stavu při nulovém napětí. Takto připravený vzorek se po osazení na oedometr zalil vodou a měřila se hodnota jeho prosednutí, která se zapisovala. Po změření této hodnoty se začalo s přitěžováním.

Bylo zvoleno 6 přitěžovacích kroků – 100 kPa, 200 kPa, 400 kPa, 800 kPa, 1600 kPa a 3200 kPa. Pro každou úroveň napětí se po ustálení změřila hodnota sednutí, která se zaznamenávala do počítače a pro kontrolu se také zapisovala ručně do tabulky, aby byly výsledky co nejpřesnější. Pro případné opakování některé zkoušky se v tomto případě nemohla provést recyklace materiálu, protože při vysokých napětích docházelo k pravděpodobnému drcení zrn a materiál tak pro další laboratorní zkoušky nemohl být použit.

Po skončení zkoušky se z oedometru sundala všechna závaží a vzorek se vyjmul. Oedometrická komora se rozebrala a zemina se přemístila do keramické misky, kde se nechala po dobu 24 hodin sušit při teplotě 105°C, aby se posléze mohlo vypočítat číslo pórovitosti u každého vzorku.

Pro výpočet čísla pórovitosti se využilo vztahů (26) a (27), které již byly použity u triaxiálních zkoušek. Číslo pórovitosti se vypočetlo z objemu vzorku, který byl stanoven z rozměrů a od odečteného objemu sušiny, který byl spočten podle vztahu (26). Tento rozdíl se poté vydělil objemem sušiny a byla stanovena hodnota čísla pórovitosti. Objemová hmotnost písku byla opět stanovena jako 2,65 g/cm³.

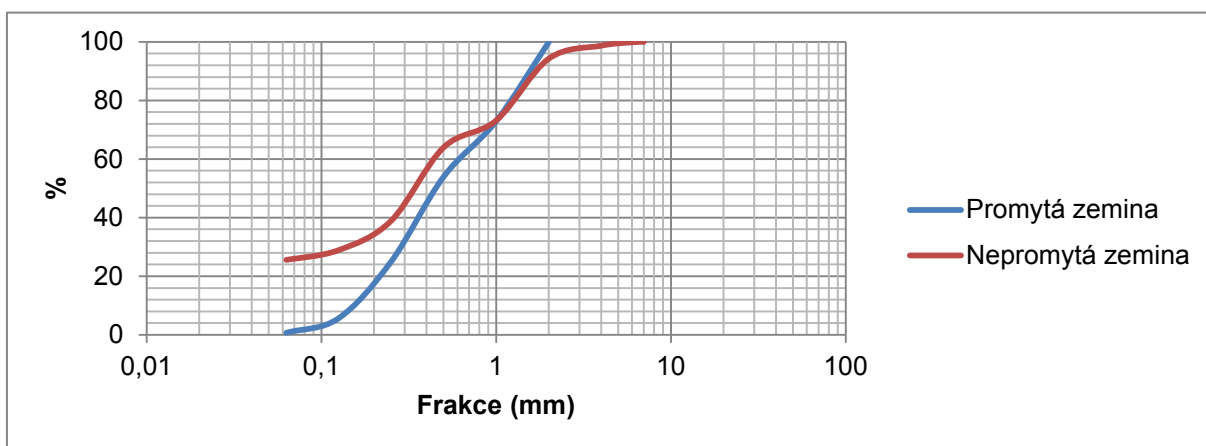


Obrázek č. 14 – Oedometrický přístroj při provádění oedometrických zkoušek (2013).

5. Výsledky zkoušek

5.1. Zrnitostní rozbor

Výsledkem zrnitostního rozboru bylo stanovení procentuálního zastoupení jednotlivých frakcí dvou druhů zemin, které byly pro tento experiment určeny. Používala se zemina promytá (s chybějícími frakcemi < 0,063 mm a > 3 mm) a zemina nepromytá se zastoupením všech frakcí. Po navážení jednotlivých frakcí a zpracování dat vznikla zrnitostní křivka pro oba typy zeminy.



Obrázek č. 15 - Zrnitostní křivky pro oba druhy zeminy.

Pro přesné určení typu zeminy se také použilo číselného vyjádření, čísla nestejnzrnnosti a čísla křivosti. Pro stanovení těchto dvou hodnot u nepromyté zeminy (zemina s obsahem částic < 0,063 mm a > 3 mm) využívalo vztahu podle vzorců:

Číselné vyjádření provedlo pouze pro promytou zeminu (bez frakcí < 0,063 a > 3 mm), protože se zde podařilo stanovit průměr zrna, odpovídající 10% propadu, což se v případě nepromyté zeminy nepodařilo. Využilo se vztahů:

$$Cu = \frac{D_{60}}{D_{10}} \quad (28)$$

$$Cc = \frac{D_{30}^2}{D_{10}D_{60}} \quad (29)$$

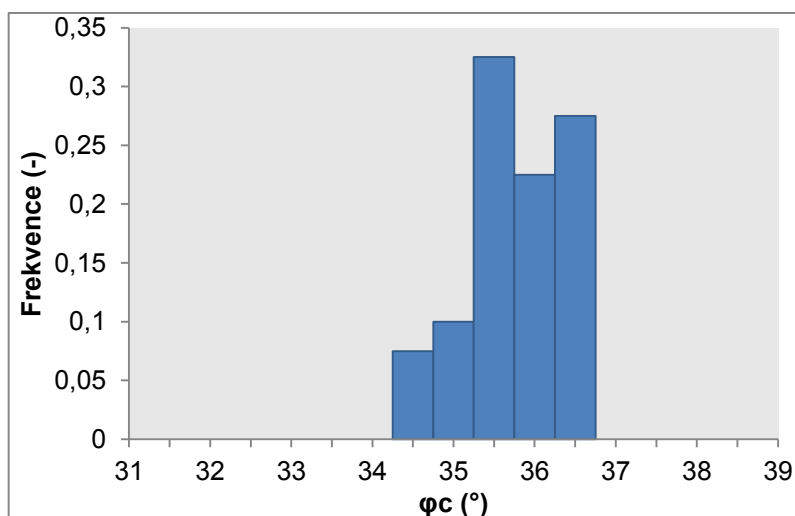
Využitím výše uvedených vztahů se zjistilo, že použitá zemina, která byla využita pro všechny provedené laboratorní zkoušky, odpovídala stejnozrné - špatně zrněné (podle ČSN 73 1001). Výsledky tohoto číselného vyjádření jsou uvedeny v tabulce č. 3.

Tabulka č. 3	
D10	0,16
D30	0,29
D60	0,61
Cu* (-)	3,8125
Cc* (-)	0,861680328

Tabulka č. 3 - Hodnoty čísla nestejnozrnnosti a čísla křivosti pro promytou zeminu.

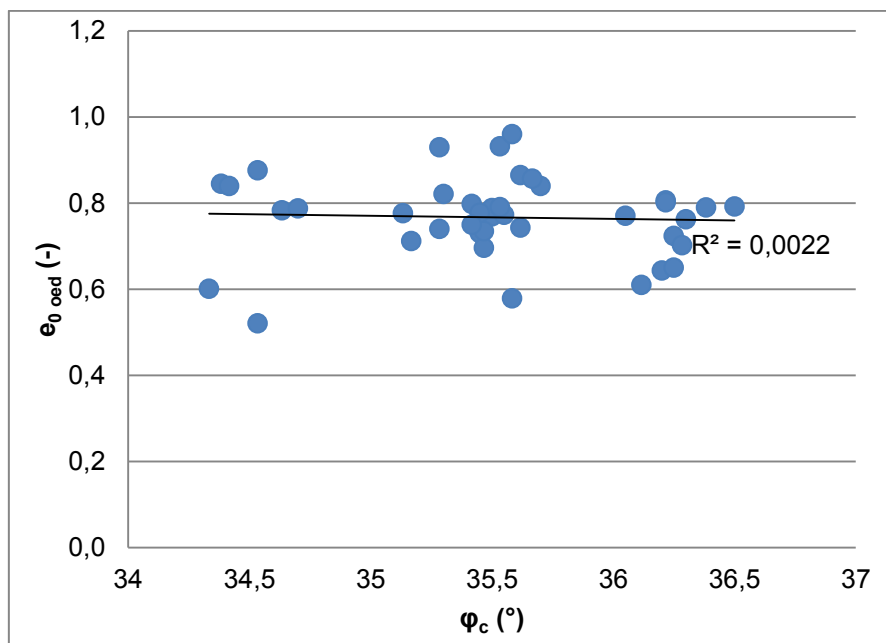
5.2 Měření úhlu přirozené sklonitosti

Při 40 měřeních úhlu přirozené sklonitosti, se měřila hodnota φ_c , tedy hodnota prvního parametru hypoplastického modelu. K vyhodnocení se užívala tabulka v MS Excel, kde se ze třech změřených hodnot stanovila průměrná hodnota, která se využila k dalšímu vyhodnocení. Výsledkem měření je histogram četností, který je uveden na obrázku č. 16. Tento histogram uvádí, že nejčastěji naměřená průměrnou hodnota úhlu přirozené sklonitosti, byla v rozsahu $35,5^\circ$. Druhým dominantním rozmezím byla hodnota $\varphi_c = 36,5^\circ$.



Obrázek č. 16 – Histogram četností pro úhel přirozené sklonitosti φ_c .

Tyto hodnoty nejsou prakticky nijak závislé na hodnotě počátečního čísla pórovitosti z oedometru, což velmi dobře charakterizuje i přiložený graf na obrázku č. 17. K tomuto grafu je uvedena i tabulka č. 4 s korelačním koeficientem pro obě proměnné, který demonstruje nízkou míru korelace.



Obrázek č. 17 – Vztah mezi počátečním číslem pórovitosti e_0 a úhlem přirozené sklonitosti φ_c .

Tabulka č. 4	$\varphi_c (-)$	$e_{0 \text{ oed}} (-)$
$\varphi_c (-)$	1	
$e_{0 \text{ oed}} (-)$	-0,046773805	1

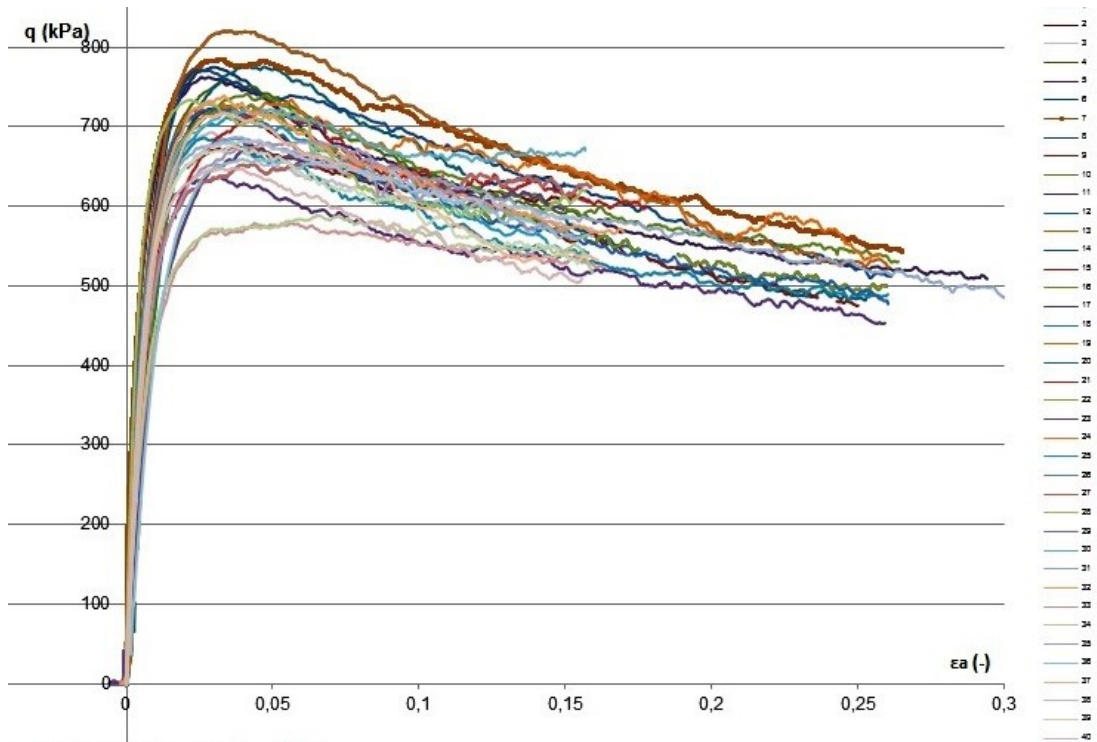
Tabulka č. 4 – Korelační koeficient pro vztah obou proměnných.

5.3 Triaxiální zkoušky

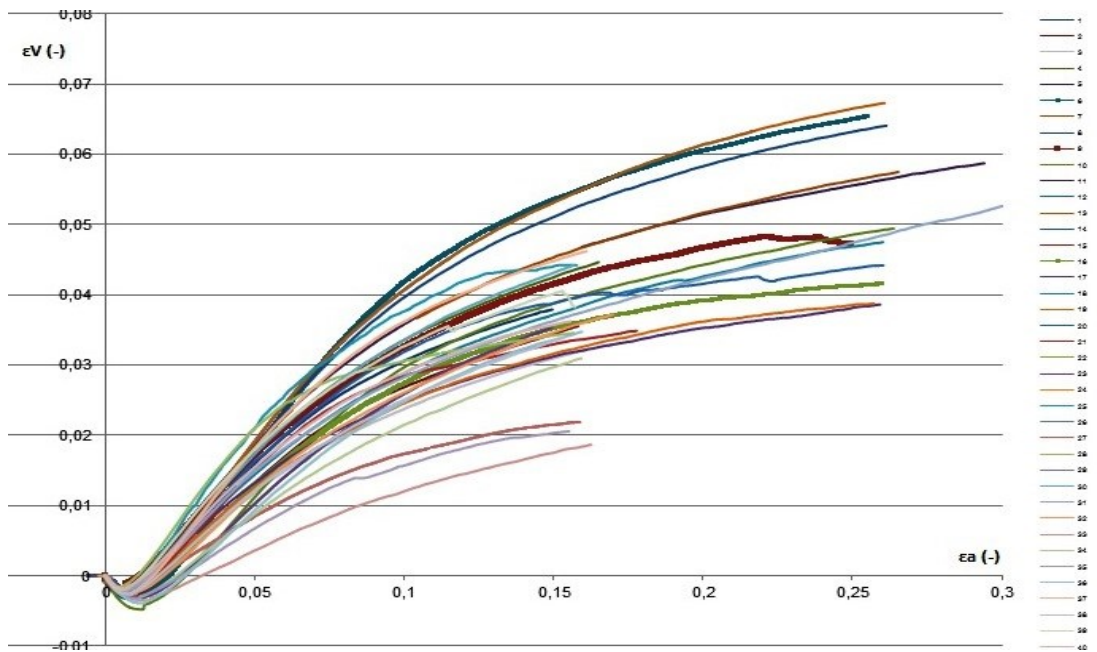
Výsledkem všech čtyřiceti triaxiálních zkoušek, které se prováděly při komorovém tlaku 200 kPa jsou grafy q vs. ε_a a ε_v vs. ε_a (obrázky č. 18a a 18b). K vyhodnocení zkoušek se používal spreadsheet, vytvořený v rozhraní MS Excel.

Na prvním grafu q vs. ε_a je vidět velká variabilita ve vrcholech pracovního diagramu triaxiální zkoušky oproti kritickému stavu. Nejvyšší naměřená hodnota

deviátorového napětí q byla naměřena u vzorku č. 11, který měl zároveň největší hodnotu vrcholového úhlu vnitřního tření ϕ_p , nejmenší hodnota byla pak u vzorku č. 33.



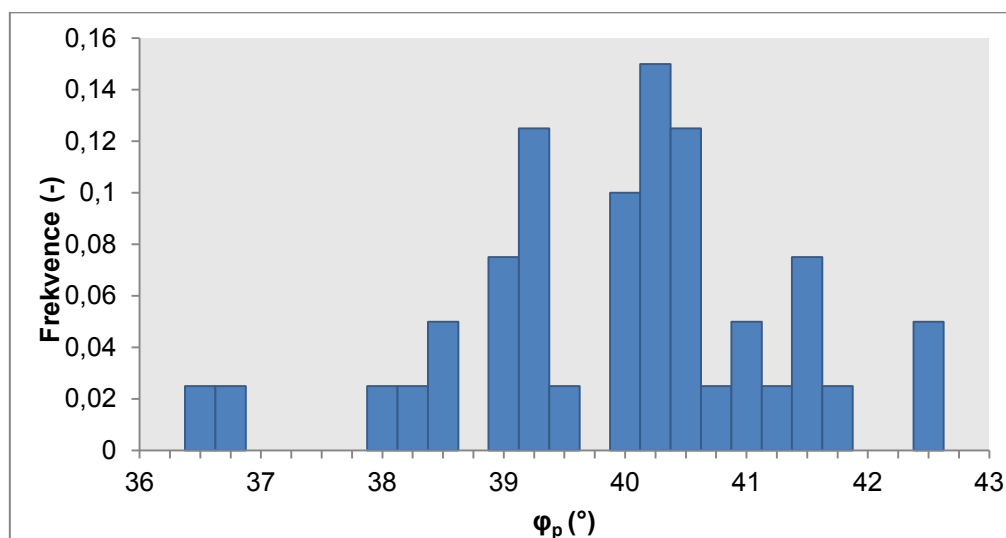
(a)



(b)

Obrázek č. 18a a 18b – Výsledky triaxiálních zkoušek.

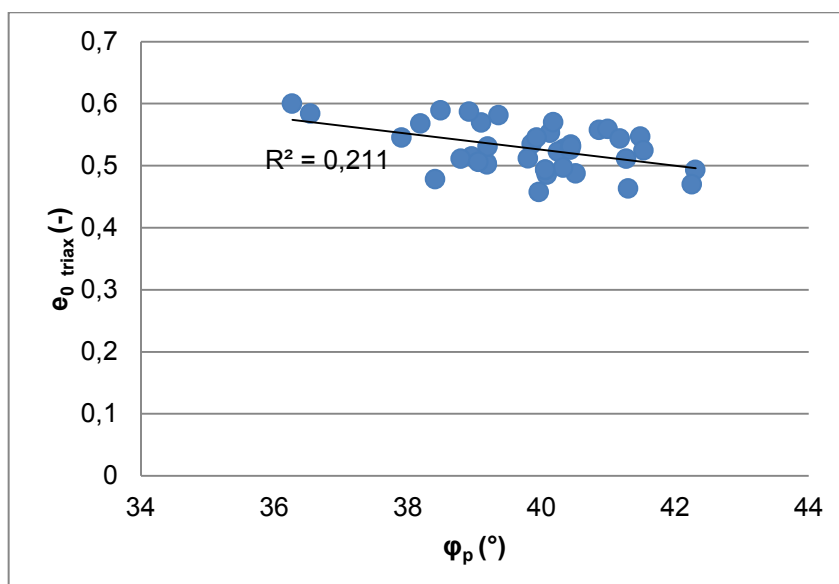
Hodnoty vrcholového úhlu vnitřního tření φ_p byly relativně proměnlivé. Nejčastěji se pohybovaly v hodnotách okolo $40,25^\circ$, což je uvedeno v histogramu četností na obrázku č. 19. Je zde možno taktéž vidět i celkovou variabilitu ve všech ostatních výsledcích triaxiálních zkoušek, kdy se dosahovalo různých hodnot vrcholového úhlu vnitřního tření φ_p .



Obrázek č. 19 - Histogram četností pro vrcholový úhel vnitřního tření φ_p .

Jak již bylo uvedeno výše, nejmenší hodnotu vrcholového úhlu vnitřního tření φ_p měl vzorek č. 33, u kterého byla hodnota zhruba $36,2^\circ$. Nejvyšší hodnotu pak vykazoval vzorek č. 11, u kterého byla vypočtena hodnota $42,3^\circ$.

Hodnoty vrcholových úhlů vnitřního tření φ_p by teoreticky měly být závislé na počátečním čísle pórovitosti. Tuto závislost dokazuje graf na obrázku č. 20, ke kterému je připojena tabulka č. 5 s korelačním koeficientem pro uvedený vztah obou těchto proměnných. Záporný korelační koeficient v této tabulce nám udává, že nízké hodnoty jedné proměnné odpovídají vysokým hodnotám druhé proměnné. Pro sestavení této závislosti se použila hodnota počátečního čísla pórovitosti z triaxiálních zkoušek, na rozdíl od vyhodnocení závislosti pro úhel přirozené sklonitosti φ_c , kde se použila hodnota počátečního čísla pórovitosti z oedometrických zkoušek.



Obrázek č. 20 - Závislost vrcholového úhlu vnitřního tření φ_p na počátečním čísle pórovitosti e_0 .

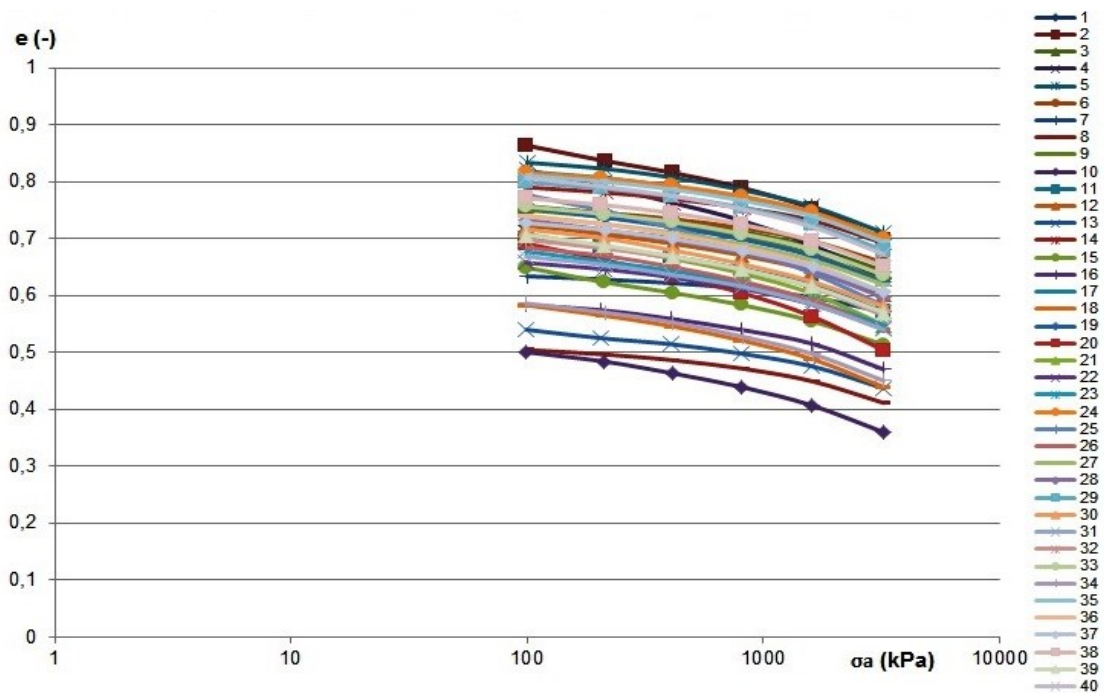
Tabulka č. 5	φ_p (-)	e_0 triax (-)
φ_p (-)	1	
e_0 triax (-)	-0,459337575	1

Tabulka č. 5 – Korelační koeficient pro vrcholový úhel vnitřního tření φ_p a počáteční číslo pórovitosti e_0 .

5.4 Oedometrické zkoušky

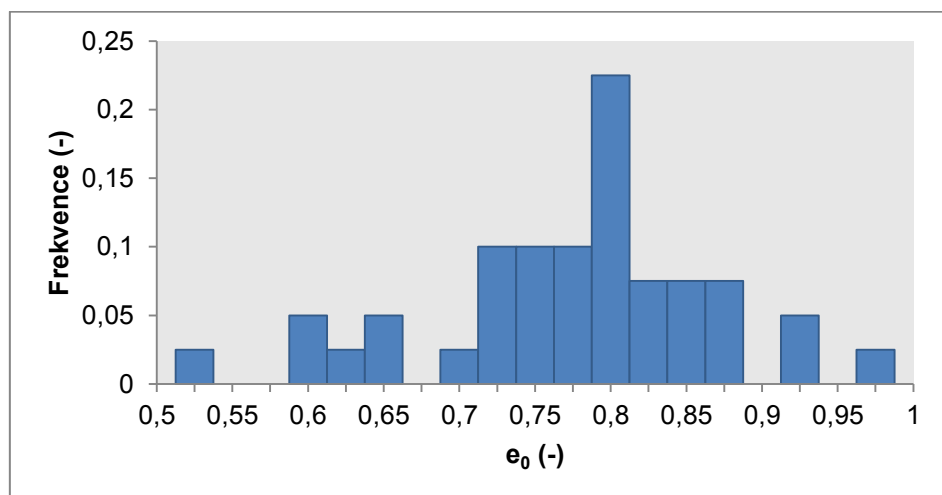
Vyhodnocením této sady laboratorních experimentů vznikla sada dat, která měla posloužit pro získání zbývajících parametrů hypoplastického modelu.

Výsledkem zkoušek jsou grafy e vs. $\log \sigma_a$, které se vytvářely opět za pomoci MS Excel. Postupně se takto vyhodnotilo všech 40 zkoušek. Souhrnný graf pro e vs. $\log \sigma_a$ je přiložen na obrázku č. 21.



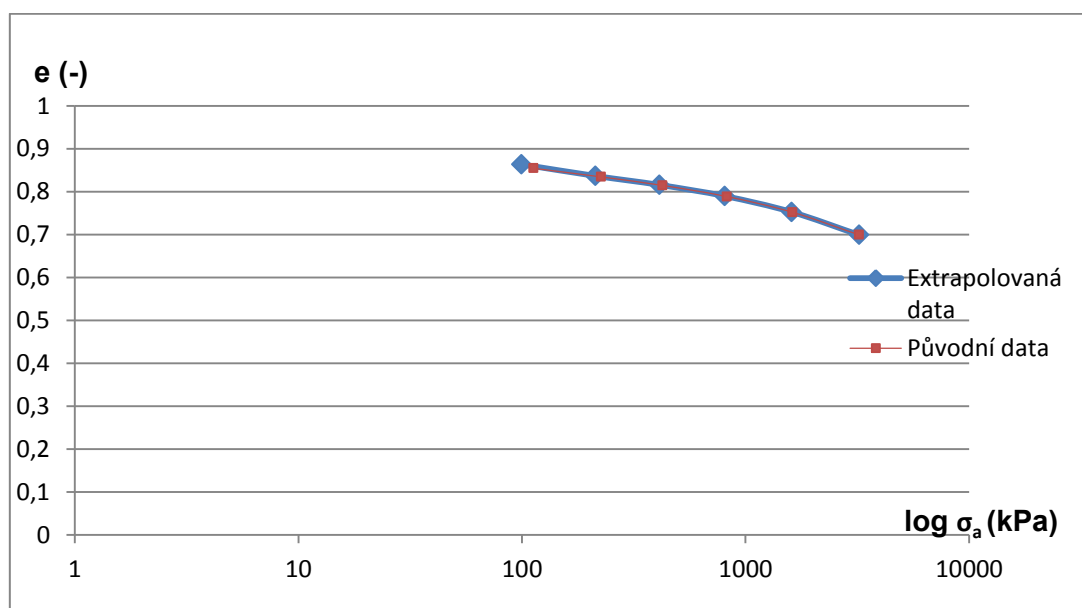
Obrázek č. 21 – Výsledky oedometrických zkoušek.

Na výše uvedeném obrázku je velmi dobře patrné, že každý ze čtyřiceti vzorků měl jinou hodnotu počátečního čísla pórovitosti. Jeho nejčastější hodnoty jsou dobře patrné z histogramu četností na obrázku č. 22. Nejvyšších hodnot čísel pórovitosti bylo dosaženo u vzorku č. 4, jehož hodnota e byla přibližně 0,96; nejnižších hodnot čísel pórovitosti pak bylo dosaženo u vzorku č. 8, jehož hodnota počátečního čísla pórovitosti byla $e = 0,52$.



Obrázek č. 22 – Histogram četností pro počáteční číslo pórovitosti e_0 .

Tato data velmi dobře demonstrují velmi vysokou variabilitu ve výsledcích laboratorních zkoušek. Protože se při prvních zkouškách vždy nepoužívala stejná závaží jako u ostatních zkoušek, musela se u některých zkoušek provést za pomoci trojčlenky extrapolace dat, aby byly dosažené výsledky v přibližně stejných napětích. Body se u některých hodnot napětí posunuly po oedometrické křivce do požadované úrovně vertikálního napětí, což bylo hlavním výsledkem této extrapolace. Ukázka extrapolace dat je na obrázku č. 23.



Obrázek č. 23 – Ukázka extrapolace dat po oedometrické křivce.

6. Hypoplastický konstituční model a kalibrace parametrů

Celá tato část bude rozdělena na tři podkapitoly, které budou pojednávat o celé uváděné problematice.

V kapitole 6.1 budou krátce uvedena kalibrace φ_c ; v dalších částech - 6.2 a 6.3 budou posléze charakterizovány celé postupy kalibrace a významy ostatních potřebných parametrů, včetně všech rovnic pro jejich přesné stanovení.

6.1 Kalibrace parametru φ_c

Jak již bylo zmíněno v kapitole 4.6, hypoplastický konstituční model je reprezentován osmi parametry – φ_c , h_s , n , e_{i0} , e_{c0} , e_{d0} , α a β (von Wolffersdorff, 1996). Kalibrace konstitučního modelu zahrnuje několik částí, které jsou na sobě závislé. Celý proces kalibrace jednotlivých parametrů je proto třeba zachovat v uvedeném postupu (Suchomel a Mašín, 2011).

Kalibrace prvního parametru – úhlu přirozené sklonitosti φ_c se matematicky neprováděla, protože hodnoty byly stanoveny měřeními ze čtyřiceti laboratorních experimentů a nebylo tedy třeba jejich dalšího stanovení. Stanovení tohoto parametru tedy bylo nejjednodušší oproti zbytku celé kalibrace. Celý postup je blíže uveden v kapitole 4.4.

6.2 Kalibrace parametrů - h_s , n , e_{c0}

Kalibrace konstitučního modelu byla provedena postupem, který uvádí Herle a Gudehus (1999) a měla dvě části. Jako první se přistoupilo ke kalibraci konstitučního modelu pro oedometrické zkoušky, abychom mohli zjistit hodnoty parametrů h_s a n , které kontrolují tvar oedometrické křivky v prostoru e vs. p (Suchomel, 2011) a jsou zároveň potřebné pro kalibraci sady triaxiálních zkoušek. V kapitole 6.1 bylo zmíněno, že na počátku celé kalibrace bylo 40 měření úhlu přirozené sklonitosti, kde se měřila hodnota parametru φ_c a tím byla určena hodnota prvního parametru.

Ze všech čtyřiceti měření úhlu přirozené sklonitosti se vypočítala průměrná hodnota φ_c , která byla výchozí hodnotou pro stanovení $\sin \varphi_c$. Z této hodnoty lze podle *Jákyho (1948)* využít vztah:

$$K_0 = 1 - \sin \varphi_c \quad (30)$$

Kterým zjistíme hodnotu součinitele zemního tlaku v klidu. Vztahem (31) se posléze vypočítaly hodnoty středních napětí pro každý zatěžovací krok. Dalším krokem bylo spočtení indexu stlačitelnosti, který udává kompresní poměr mezi jednotlivými úrovněmi napětí (32).

$$p = \frac{(1 + 2K_0) \sigma_v}{3} \quad (31)$$

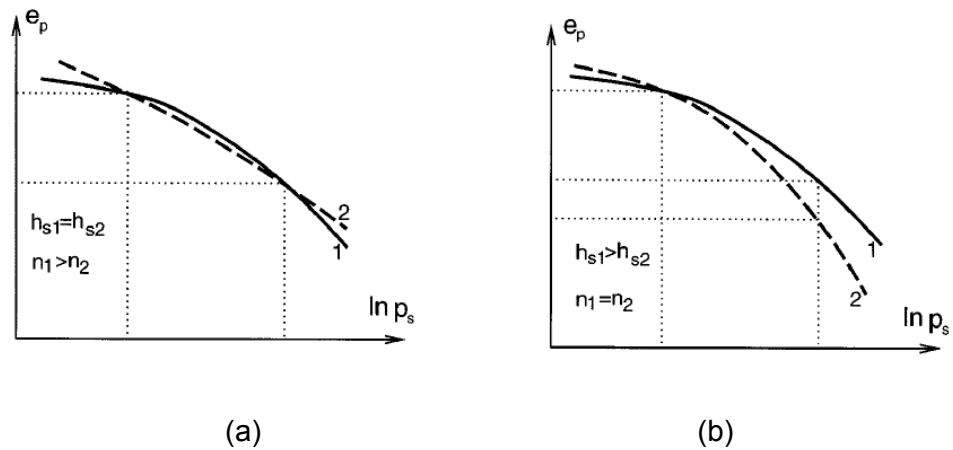
$$C_c = \frac{\Delta e}{\Delta \ln \sigma_a} \quad (32)$$

Kde Δe je rozdíl čísel pórovitosti a $\Delta \ln \sigma_a$ je rozdíl přirozených logaritmů vertikálního napětí. Celkově se spočetly indexy stlačitelnosti tři; index stlačitelnosti C_{c1} pro kalibrační interval 100 kPa až 200 kPa, dále pak index stlačitelnosti C_{c2} pro kalibrační interval 1600 kPa až 3200 kPa a sečný index stlačitelnosti C_c , reprezentující kalibrační interval 100 kPa až 3200 kPa.

Tyto tři hodnoty spolu s čísly pórovitosti e_1 , e_2 , e (aritmetický průměr čísel pórovitosti e_1 a e_2) a středními napětími p_1 , p_2 a p (stanoveno taktéž aritmetickým průměrem – za pomoci hodnot středních napětí p_1 a p_2), reprezentují příslušné kalibrační intervaly. Pomocí několika těchto parametrů je definován vzorec (33) pro parametr n , který ovlivňuje zakřivení oedometrické křivky a vzorec (34) pro parametr h_s , který ovlivňuje celkový sklon zmíněné křivky (Herle a Gudehus, 1999). h_s je jako jediný z takto stanovených parametrů vyjádřen v jednotkách napětí.

$$n = \frac{\ln \left(\frac{e_1 C_{c2}}{e_2 C_{c1}} \right)}{\ln \left(\frac{p_2}{p_1} \right)} \quad (33)$$

$$h_s = 3p \left(\frac{ne}{C_c} \right)^{1/n} \quad (34)$$



Obrázek č. 24 – Význam parametrů h_s a n ; první parametr ovlivňuje celkový sklon křivky (a), druhý parametr její zakřivení (b) – převzato od Herle a Gudehus (1999).

Číslo pórovitosti e_{c0} vyjadřuje takové číslo pórovitosti, které se co nejvíce přibližuje kritickému stavu za nulového napětí. Jeho hodnota se počítá z rozměrů vzorku, váhy vzorku a objemové hmotnosti písku.

6.3 Kalibrace parametrů – e_{i0} a e_{d0}

Parametry e_{d0} a e_{i0} – tedy minimální a maximální číslo pórovitosti při nulovém napětí, jsou hodnoty parametrů, které jsou matematicky vyjádřitelné empirickými rovnicemi. Parametr e_{d0} je vyjádřen vztahem (35) jako násobek kritického čísla pórovitosti e_{c0} (Herle a Gudehus, 1999).

Parametr e_{i0} vyjadřuje maximální možné číslo pórovitosti, kterého může zemina dosahovat. Z tohoto důvodu je experimentální stanovení tohoto parametru velmi obtížné (Suchomel, 2011). Tento parametr je taktéž matematicky stanovitelný podle empirické rovnice (36), kterou publikoval Herle a Gudehus (1999).

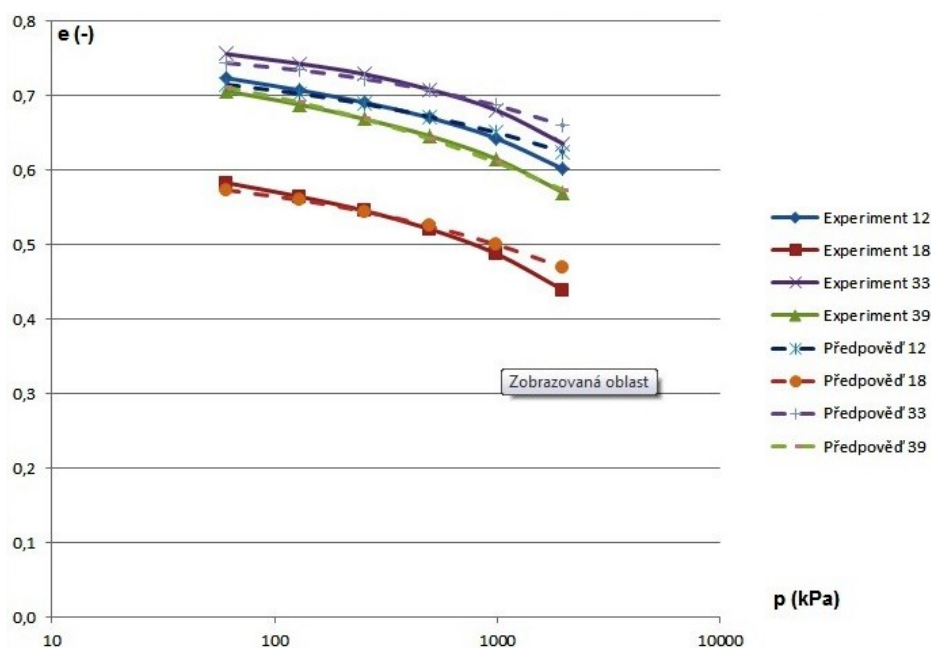
$$e_{d0} = 0,5 e_{c0} \quad (35)$$

$$e_{i0} = 1,2 e_{c0} \quad (36)$$

Po matematickém stanovení všech potřebných parametrů se začalo s kalibrováním modelu pro všechny oedometrické zkoušky. Pro grafické znázornění se utvářely čtveřice oedometrických křivek tak, aby každá z nich měla různá čísla pórovitosti. Využil se vzorec (37) podle Bauera (1996), kterým se postupně kalibroval

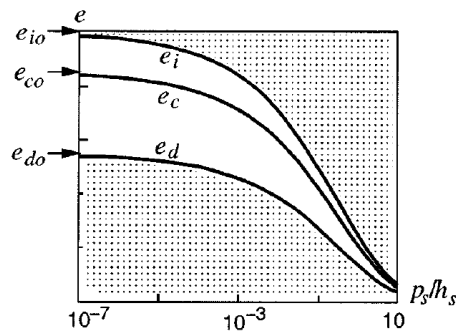
model pro všech 40 oedometrických křivek. Ukázka takové kalibrace je zobrazena na obrázku 10. Zde je patrné, že model velmi dobře předpovídá chování do středního napětí $p = 1000$ kPa, za touto hodnotou se pak předpověď od experimentálních dat mírně liší. Obdobné shody mezi kalibrací a experimentální křivkou dosáhl Suchomel (2011).

$$e_c = e_{c0} \exp\left[-\left(\frac{3p}{h_s}\right)^n\right] \quad (37)$$



Obrázek č. 25 – Ukázka kalibrace pro oedometrické zkoušky v zobrazení e vs. p .

V čitateli tohoto vzorce (37) figuruje trojnásobek středního napětí p , které se měnilo s každým zatěžovacím krokem. Výsledkem bylo 6 hodnot čísla pórovitosti e_p , které předpovídá chování zeminy v jednotlivém zatěžovacím kroku. Ve výpočtu taktéž figuruje již známý parametr e_{c0} ; číslo pórovitosti v kritickém stavu za nulového napětí. Toto číslo pórovitosti je upravováno tak aby vymeziло polohu křivky v zobrazení e vs. p v souladu s experimentem. Tímto postupem se podařilo kalibrovat všech 40 oedometrických zkoušek. Kompletní výsledky kalibrace jsou uvedeny v příloze A.



Obrázek č. 26 – Fyzikální význam čísel pórovitosti; jednotlivé stavy v závislosti na hlavních napětích (Gudehus, 1996).

6.4 Kalibrace parametrů – α a β

V této části je uveden postup kalibrace posledních dvou parametrů, které kompletují kalibraci hypoplastického modelu. Celý postup byl prováděn na základě výsledků všech čtyřiceti triaxiálních zkoušek při komorovém napětí 200 kPa.

Parametr α je prvním z kalibrované dvojice parametrů. Jeho význam je takový, že svou hodnotou ovlivňuje pozici vrcholu pracovního diagramu triaxiální zkoušky. Platí, že čím větší je α , tím výše se nachází pozice vrcholu pracovního diagramu v zobrazení q vs. ε_a – ovlivňuje tedy vrcholovou pevnost zeminy. Jeho kalibrace se prováděla jako první. Druhým zmíněným parametrem je β , která ovlivňuje svou hodnotou smykovou tuhost zeminy. Taktéž platí, že čím větší je β , tím je vyšší je smyková tuhost zeminy. Hodnoty obou parametrů jsou do určité míry na sobě závislé a vzájemně spolu korelují, což je dokázáno v kapitole 7 na obrázku č. 36.

Pro kalibrování této sady parametrů se využilo několik softwarových nástrojů. Prvním využitým programem je *triax*, který simuluje chování laboratorní zkoušky (Mašín, 2005). Program se ovládá pomocí vstupního souboru, do kterého se zadávaly hodnoty všech stanovených parametrů hypoplastického modelu. Na základě těchto parametrů se prováděl výpočet pro kalibraci parametrů α a β , které se v tomto souboru měnily. Vstupní soubor byl vytvořen pro každou ze čtyřiceti zkoušek.

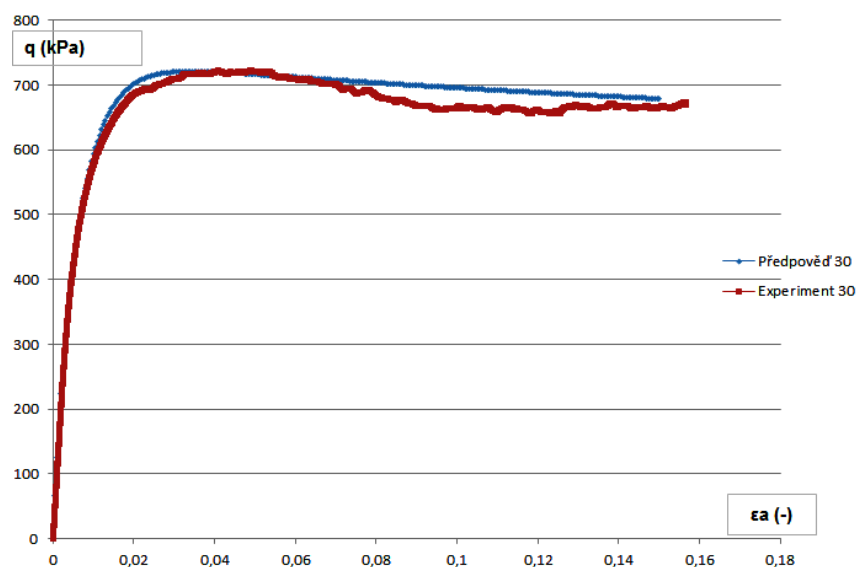
```

triax - Poznámkový blok
Soubor Úpravy Formát Zobrazení Nápověda
stage 0 triax_drained epax -200 -0.00005 -0.15
( *****model***** )
hypoplasti_vw      36.3 ( phic deg )
                   707221 ( hs kPa )
                   0.34 ( n )
                   0.76 ( ec )
                   0.38 ( ed )
                   0.91 ( ei )
                   0.13 ( alpha )
                   3.2 ( beta )
0.53
save_every 10

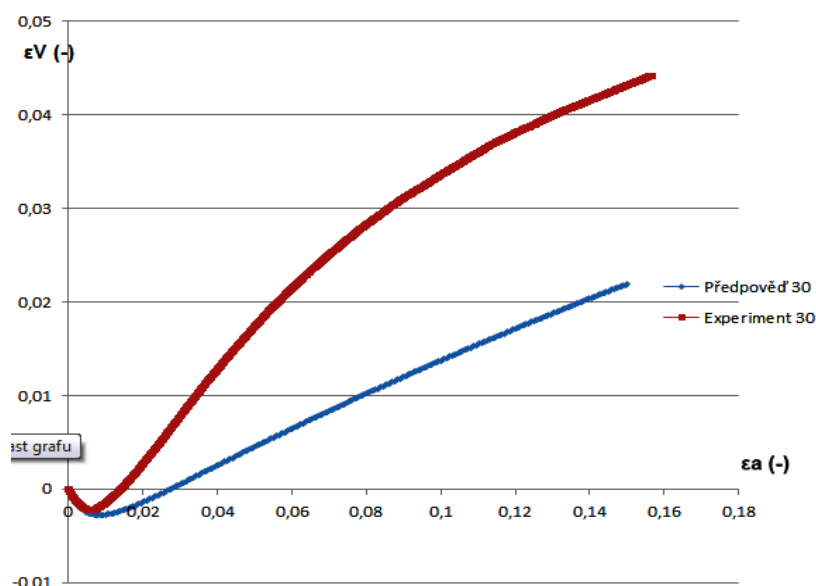
```

Obrázek č. 27 - Ukázka vstupního souboru pro program triax. V tomto souboru se měnily jen parametry α a β , které byly cílem této části kalibrace.

Druhým využitím software byl program *Gnuplot*, s jehož pomocí se vytvářely grafy v zobrazení q vs. ϵ_a , což urychlilo celou kalibraci a zároveň umožnilo snadnou kontrolu nad jejími výsledky. Posledním programem bylo rozhraní MS Excel, kam se všechna data z kalibrace následně importovala. Poté se provedlo srovnání kalibrovaného modelu a laboratorního experimentu, jehož příklad lze dobře vidět na obrázcích č. 28a, kde je mimo jiné připojen i graf v zobrazení ϵ_v vs. ϵ_a (28b).



(a)



(b)

Obrázek č. 28 – Ukázka kalibrace triaxiální zkoušky v zobrazení q vs. ε_a (a) a v zobrazení ε_v vs. ε_a (b).

Jako výchozí hodnoty pro kalibraci byly vždy použity pozice vrcholů pracovního diagramu. Druhou pomocnou hodnotou, která umožnila správné vyhodnocení, byla hodnota 70% q_{max} (Suchomel, 2011), za pomoci které se provedlo srovnání experimentální křivky a kalibrovaného modelu tak, aby odpovídala experimentálně zjištěná data a kalibrovaná smyková tuhost zeminy a vyhodnocená data tak byla co nejpřesnější. Postupně se takto podařilo kalibrovat 38 zkoušek, u dvou zkoušek byly hodnoty parametrů v takové kombinaci, že se jejich kalibrace nepodařila. Kompletní výsledky této číste kalibrace jsou shrnuty v příloze B.

7. Výsledky kalibrace

Z celého procesu kalibrace všech osmi parametrů vzešla sada hodnot, které plně charakterizují zeminu v rámci hypoplastického konstitučního modelu a dávají tím přehled o jejích vlastnostech. Prostřednictvím této části v několika níže uvedených kapitolách vás proto chci seznámit s jejími výsledky. Shrnuté výsledky z kalibrace parametru φ_c jsou prezentovány v kapitole 5.2 na obrázku č. 16.

Vzorek	φ_c (°)	e_{c0} (-)	e_{i0} (-)	e_{d0} (-)	h_s (MPa)	n (-)	α (-)	β (-)
1	35,283333	0,740246734288936	0,888296081146723	0,370123367144468	837,916324819	0,418712868255755	0,115	2,55
2	35,533333	0,932074498466839	1,118489398160210	0,466037249233419	710,803744898	0,282910502224839	0,08	3,2
3	34,633333	0,782969069920381	0,939562883904457	0,391484534960191	602,754171681	0,410833914603441	0,15	3,3
4	35,583333	0,960515102962871	1,152618123555450	0,480257551481436	281,9539559435	0,311132504678774	0,085	3,7
5	35,61666667	0,865391050301827	1,038469260362190	0,432695525150913	480,193209867	0,450003908136089	0,085	3,05
6	35,5	0,769502804476760	0,923403365372113	0,384751402238380	557,358444778	0,481388876796693	0,061	1,3
7	36,2	0,643695017338481	0,772434020806177	0,321847508669241	962,931765631	0,483690309841736	0,37	2,25
8	34,53333333	0,520705917612273	0,624847101134728	0,260352958806137	196,3646290636	0,529198352999517	-	-
9	35,13333333	0,776372043488185	0,931646452185821	0,388186021744092	348,213908703	0,458713447666705	0,07	2,9
10	36,11666667	0,610125786385304	0,732150943662365	0,305062893192652	106,509301075	0,423962671975623	0,43	4,45
11	36,25	0,723645984395968	0,868375181275162	0,361822992197984	353,190086074	0,414047029886488	0,125	3,1
12	36,3	0,762811763195947	0,915374115835136	0,381405881597973	707,22124592	0,343616368861374	0,13	3,2
13	35,58333333	0,579051572030122	0,694861886436146	0,289525786015061	457,654649116	0,350310642468209	0,6	4,1
14	36,21666667	0,806607737655744	0,967929285186892	0,403303868827872	590,817335900	0,482333430756948	0,037	2,2
15	35,45	0,730605218092192	0,876726261710631	0,365302609046096	644,49136492	0,231000168045692	0,19	4,5
16	34,33333333	0,601045041994534	0,721254050393441	0,300522520997267	167,82596155	0,543400701920898	-	-
17	34,38333333	0,844611603002389	1,013533923602870	0,422305801501195	363,007741570	0,49133407122319	0,06	3,1
18	35,41666667	0,798519109497363	0,958222931396836	0,399259554748682	173,6692277679	0,388264581290813	0,07	4
19	34,7	0,787400696559521	0,944880835871426	0,393700348279761	572,208286567	0,355320259053076	0,125	3,7
20	34,53333333	0,876256873790444	1,051508248548530	0,438128436895222	158,3125729632	0,326062224231966	0,085	3,9
21	35,5	0,788858973803878	0,946630768564654	0,394429486901939	256,9121979817	0,360562444529143	0,064	2,85
22	35,46666667	0,696694838886585	0,836033806663902	0,348347419443292	308,743002848	0,457859086148863	0,16	4
23	35,16666667	0,711573283654827	0,853887940385792	0,355786641827413	420,06647642	0,359722273715088	0,115	2,8
24	35,7	0,839647319443239	1,007576783331890	0,419823659721619	398,43175673	0,504816382019202	0,04	1,9
25	35,28333333	0,929543300388418	1,115451960466100	0,464771650194209	219,1450437265	0,310116653152442	0,061	3,6
26	35,61666667	0,743002714466036	0,891603257359243	0,371501357233018	204,4133105703	0,453813720604184	0,145	3,5
27	36,38333333	0,789902889944389	0,947883467933267	0,394951444972194	569,799100479	0,387372304477131	0,025	2,5
28	36,5	0,792058713350603	0,950470456020723	0,396029356675301	437,183673177	0,370314134766814	0,06	4
29	35,3	0,821141991377833	0,985370389653400	0,410570995688916	381,562400694	0,486156019808171	0,077	2,35
30	35,55	0,773243738559202	0,927892486271043	0,386621869279601	402,10114900	0,377183899974535	0,08	3,3
31	36,28333333	0,702490182017293	0,842988218420752	0,351245091008647	303,587855998	0,419401983600639	0,103	4,2
32	35,46666667	0,735331879539202	0,882398255447042	0,367665939769601	302,142853263	0,4233157172104	0,13	3,65
33	35,53333333	0,790681431609791	0,948817717931750	0,395340715804896	457,474470558	0,431400758150685	0,028	2,9
34	36,25	0,650370399225015	0,780444479070018	0,325185199612507	185,3533823919	0,416971053762665	0,133	7,3
35	34,41666667	0,839657251457013	1,007588701748420	0,419828625728507	457,712105954	0,470371944977939	0,061	1,9
36	36,05	0,770978209816791	0,925173851780149	0,385489104908395	315,215767267	0,442285264085342	0,083	2,6
37	35,45	0,777389419639745	0,932867303567694	0,388694709819873	383,041116348	0,440769179531866	0,102	3
38	36,21666667	0,801670321734352	0,962004386081222	0,400835160867176	435,172265985	0,448080128144076	0,067	3
39	35,41666667	0,749974175462188	0,899969010554626	0,374987087731094	451,166575867	0,347742765711422	0,21	4,83
40	35,66666667	0,856948416793176	1,028338100151810	0,428474208396588	496,823100021	0,400263189330184	0,047	3,1

Obrázek č. 29 – Všechny stanovené parametry hypoplastického modelu.

7.1 Výsledky kalibrace – parametry h_s , n , e_{c0}

Výsledkem kalibrace byly histogramey četností, které názorně uvádějí nejčastější rozmezí hodnot, ke kterým se při kalibraci dospělo. Z postupu uvedeným v kapitole 6.2 se dospělo ke čtyřiceti hodnotám parametrů h_s , n a e_{c0} , jejichž výsledky jsou patrné v histogramech na obrázcích 30, 31a a 31b.

Po vytvoření histogramů se pro popis parametrů použily distribuční funkce normálního a lognormálního rozdělení (Suchomel, 2011). Pro určení, které ze dvou funkcí bude využito, se provedl Kolmogorov – Smirnovův test, jehož výsledkem toho byla maximální odchylka $D_{norm, max}$ a $D_{lognorm, max}$ součtové čáry pro hodnoty parametrů od funkce hustoty pravděpodobnosti testovaného rozdělení. O volbě vhodného rozdělení rozhodla maximální hodnota odchylek od funkce hustoty pravděpodobnosti pro hodnoty parametrů a pro jejich logaritmy (Suchomel, 2011).

Tabulka č. 6	φ_c (°)	h_s (MPa)	n (-)	e_{co} (-)	α (-)	β (-)
μ	35,5	416,486	0,412	0,767	0,122	3,274
σ	0,59	188,718	0,068	0,093	0,114	1,007

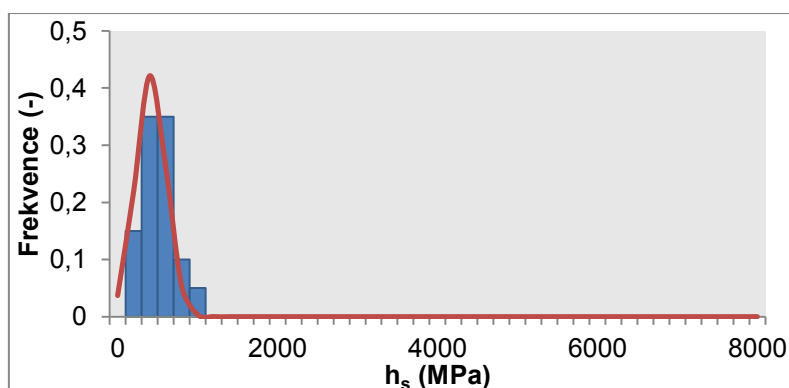
Tabulka č. 6 – Střední hodnoty a směrodatné odchylky pro normální rozdělení.

Tabulka č. 7	φ_c (-)	h_s/p_r	n (-)	e_{co} (-)	α (-)	β (-)
μ	3,57	12,83	-0,901	-0,273	2,355	1,153
σ	0,017	0,487	0,177	0,127	0,667	0,3

Tabulka č. 7 – Střední hodnoty a směrodatné odchylky přirozených logaritmů pro lognormální rozdělení.

Tabulka č. 8	φ_c (-)	h_s (-)	n (-)	e_{co} (-)	α (-)	β (-)
$D_{norm, max}$	0,176	0,172	0,127	0,159	0,322	0,101
$D_{lognorm, max}$	0,175	0,266	0,161	0,184	0,138	0,053
Rozdělení	Lognorm.	Norm.	Norm.	Norm.	Lognorm.	Lognorm.

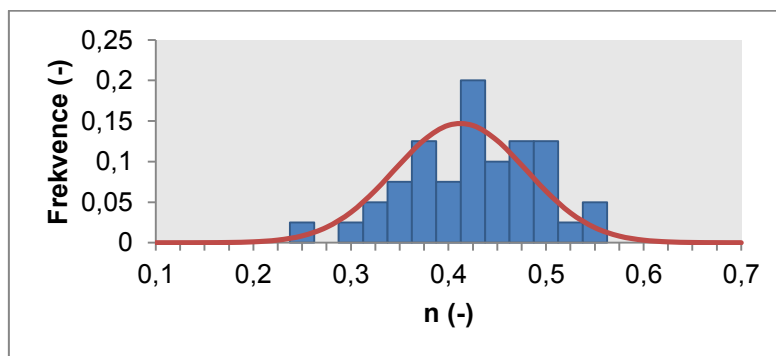
Tabulka č. 8 – Výsledky Kolmogorov – Smirnovova testu a k nim přiřazené pravděpodobnostní rozdělení.



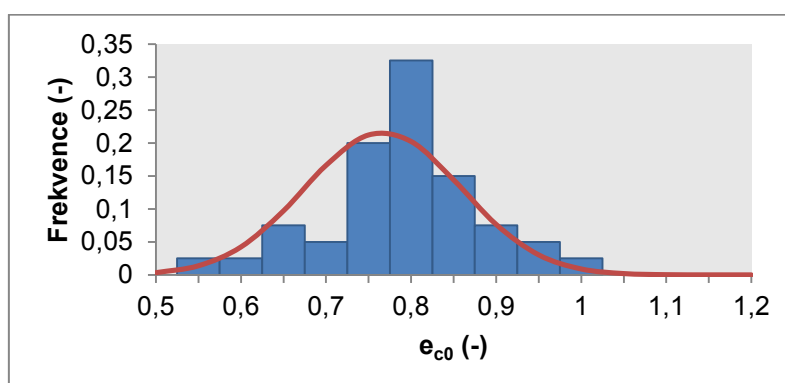
Obrázek č. 30 – Výsledky kalibrace pro parametr h_s .

V histogramu četností na výše uvedeném obrázku lze vyčíst, že nejčastějších intervalů hodnot prvního jmenovaného parametru h_s bylo hned několik. Pro tento parametr byly nalezeny charakteristické hodnoty v podobě střední hodnoty. Aby se výsledky dat mohly dále popsat (neboť některé Suchomelovy histogramy vykazují i lognormální rozdělení), využilo se i mediánu - pro tento parametr představuje medián velikost h_s , lehce převyšující hodnotu 400 MPa (mediány pro všechny parametry jsou blíže shrnuty v tabulce č. 10). Střední hodnotou bylo cca $h_s = 416,5$ MPa – všechny vypočtené střední hodnoty jsou shrnuty ve výše uvedené tabulce č. 6.

Na závěr kalibrací parametru n a e_{c0} , byly taktéž spočteny hodnoty mediánu a středních hodnot, shrnutých v tabulce č. 6 a 10. Výsledkem tohoto postupu byla v prvním případě hodnota mediánu přibližně $n = 0,42$; v druhém případě se jednalo o hodnotu mediánu cca $e_{c0} = 0,78$. V histogramu četností je však zaznamenána hodnota $e = 0,8$, která velmi výrazně převyšovala zbytek spočtených hodnot, podle postupu z kapitoly 6.2.



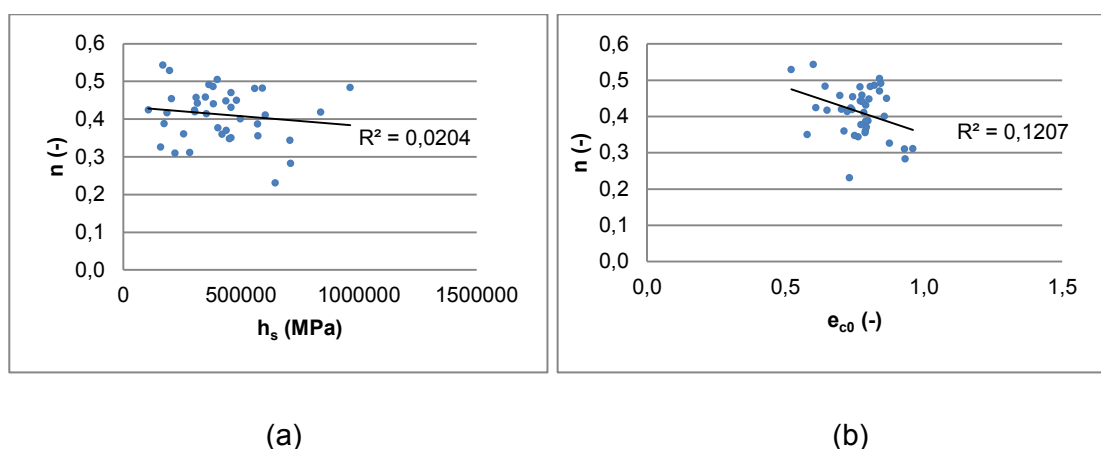
(a)



(b)

Obrázek č. 31 – Výsledky kalibrace pro parametry n (obrázek a) a e_{c0} (obrázek b).

Bylo prokázáno, že hodnoty parametrů jsou na sobě závislé. Z grafu na obrázku č. 32b vyplývá, že parametr n statisticky významně koreluje s hodnotami parametru e_{c0} – jak již bylo uvedeno, jedná se o číslo pórovitosti, které se co nejvíce přibližuje kritického stavu za nulového napětí (viz kapitola 6.2). Statistická významnost je definována kritickou hodnotou Pearsonova korelačního koeficientu, který je dán četností měření. Pro 40 měření je jeho hodnota 0,312. Pokud jsou hodnoty vyšší, než je kritická hodnota, jedná se o statisticky významnou korelaci, pokud jsou hodnoty nižší, jedná se o korelaci statisticky nevýznamnou.

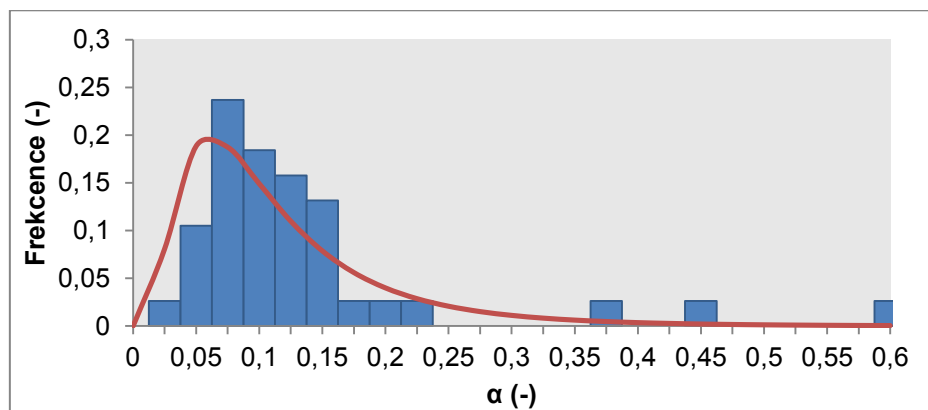


Obrázek č. 32a a 32b – Korelace mezi parametry n vs. h_s ; a parametry n vs. e_{c0} .

7.2 Výsledky kalibrace - α a β

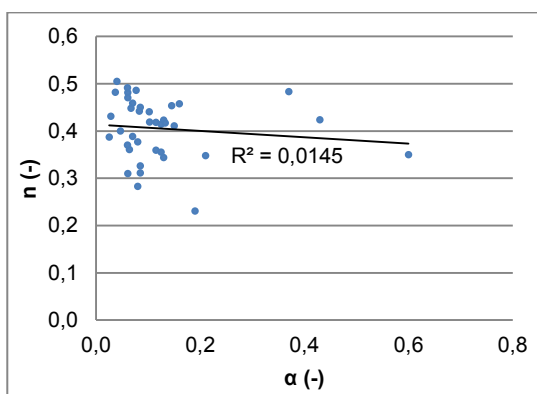
Shrnuté výsledky kalibrace obou výše uvedených parametrů jsou v histogramech četností na obrázku č. 33 a 35, kde jsou znázorněny i distribuční křivky pro oba parametry. Za pomoci postupu, který je blíže specifikován v kapitole 6.3, se dospělo ke čtyřiceti hodnotám obou parametrů, které jsou vysoce proměnlivé. Taktéž se použil Kolmogorov – Smirnovův test, aby se dala určit vhodná distribuční křivka. Výsledky tohoto testu byly již shrnuty v předešlé podkapitole v tabulce č. 8.

Kalibrací prvního parametru bylo zjištěno, že zprůměrováním všech 38 hodnot, vzešel medián parametru $\alpha = 0,085$. Nejvyšší kalibrovanou hodnotou byla v jednom případě kalibrací dokonce hodnota okolo 0,6; což byla zároveň nejvyšší hodnota, která byla při kalibraci zaznamenána.

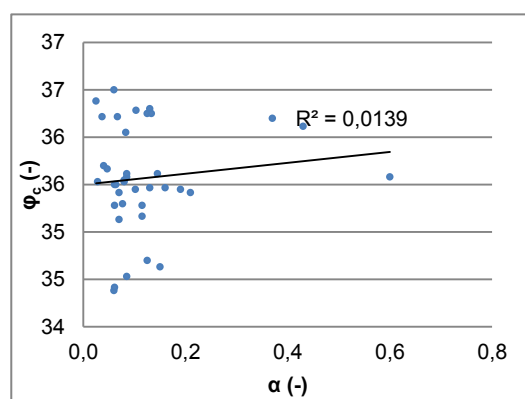


Obrázek č. 33 – Výsledky kalibrace pro parametr α .

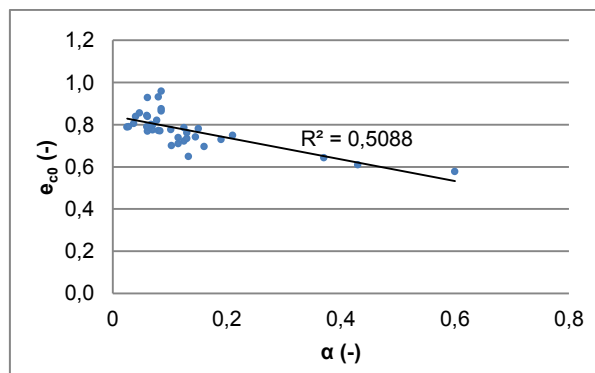
Jak je vidět na obrázku č. 34c, tak hodnoty parametru α statisticky významně korelují spolu s parametrem e_{c0} . Parametr α také statisticky nevýznamně koreluje s parametry φ_c a n (obrázky č. 34a a 34b). Korelační koeficienty jsou ale tak malé, že můžeme říci, že parametry φ_c a n nemají společně vliv na hodnotu parametru α .



(a)



(b)

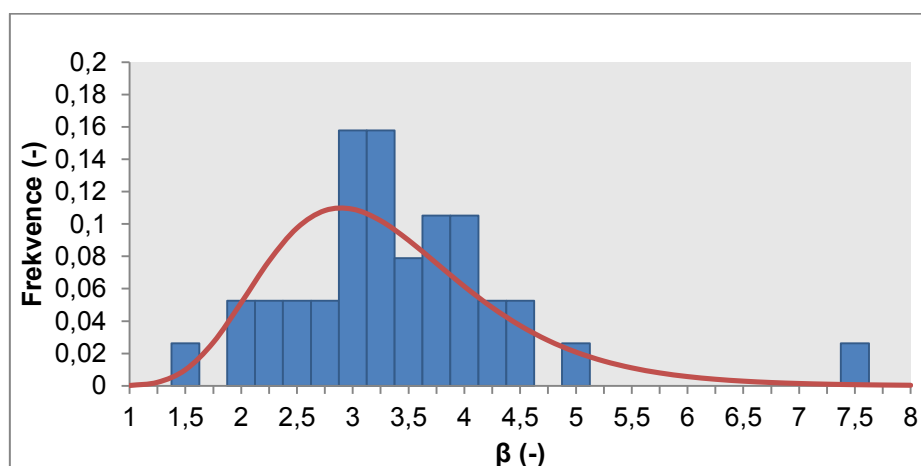


(c)

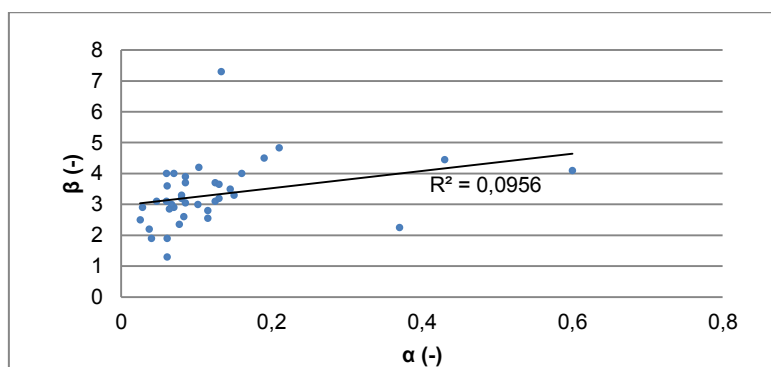
Obrázek č. 34a, 34b a 34c – Korelace mezi parametry n vs. α , φ_c vs. α a e_{c0} vs. α .

Na základě výsledků kalibrace parametru α se prováděla kalibrace parametru β , jejíž výsledky, jak již bylo výše nastíněno, jsou na obrázku č. 35. I z tohoto obrázku je patrné, že se při kalibraci dospělo k velice proměnlivým hodnotám. Medián zde činil pro parametr β , hodnoty 3,15.

Nejvyšší dosaženou hodnou v kalibraci bylo hodnota okolo $\beta = 7,5$, nejmenší byla okolo $\beta = 1,5$. Zde je také prokázáno, že na hodnotu tohoto parametru má vliv několik faktorů; parametr β statisticky významně koreluje s ostatními parametry - zejména s e_{c0} , h_s , n a α .

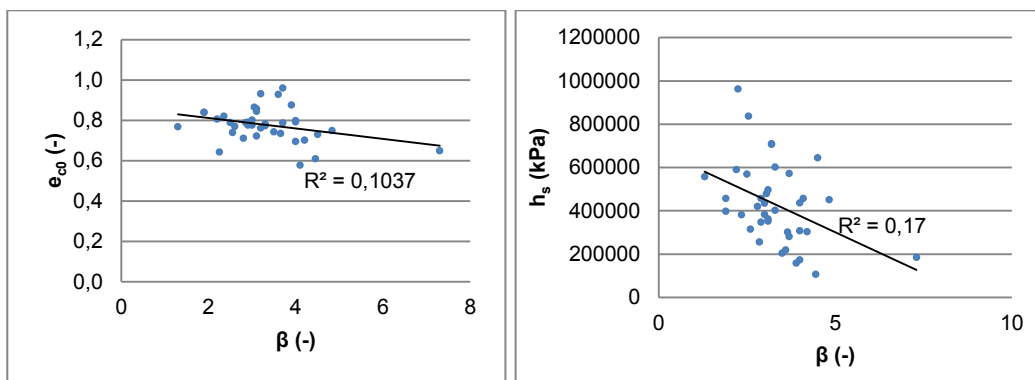


Obrázek č. 35 – Výsledek kalibrace pro parametr β .



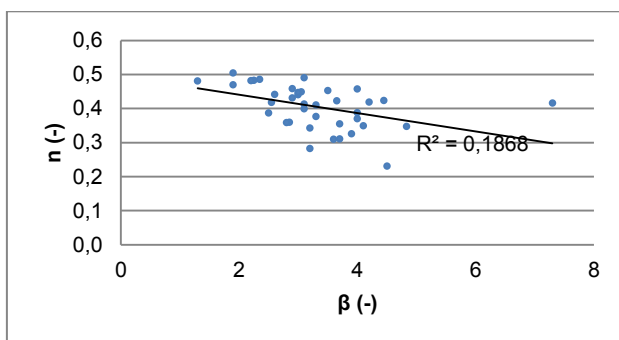
Obrázek č. 36 – Korelace mezi parametry α a β .

Všechny dosažené korelační koeficienty nejen pro tyto korelace, ale i všechny parametry, které jsou shrnuty v tabulce č. 9. Výjimkou korelací je ideální korelační vztah mezi parametry e_{c0} vs. e_{i0} a e_{c0} vs. e_{d0} , které jak je známo z kapitoly 6.2, jsou právě násobky parametru e_{c0} , z čehož vyplývá jasná závislost. Dále je připojena tabulka č. 9, kde jsou shrnuty hodnoty mediánů pro všechny parametry.



(a)

(b)



(c)

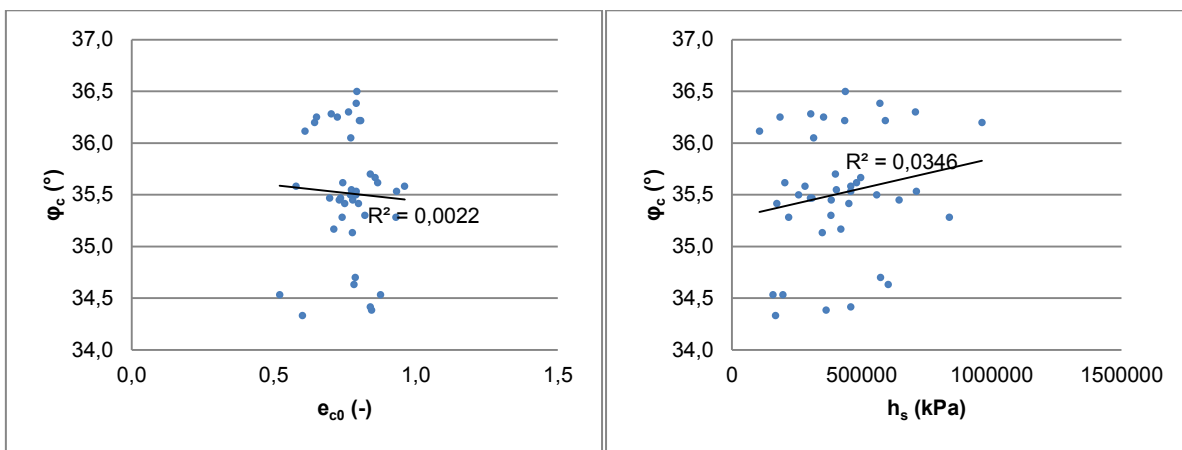
Obrázek č. 37 – Korelace mezi parametry e_{c0} a β (a), h_s a β (b), n a β (c)

Tabulka č. 9	φ_c (-)	e_{c0} (-)	e_{i0} (-)	e_{d0} (-)	h_s (-)	n (-)	α (-)	β (-)
φ_c	1							
e_{c0}	-0,047	1						
e_{i0}	-0,047	1	1					
e_{d0}	-0,047	1	1	1				
h_s	0,186	0,113	0,113	0,113	1			
n	-0,137	-0,347	-0,347	-0,347	-0,143	1		
α	0,118	-0,713	-0,713	-0,713	0,086	-0,121	1	
β	0,141	-0,322	-0,322	-0,322	-0,412	-0,432	0,309	1

Tabulka č. 9 – Shrnuté korelační koeficienty pro jednotlivé parametry.

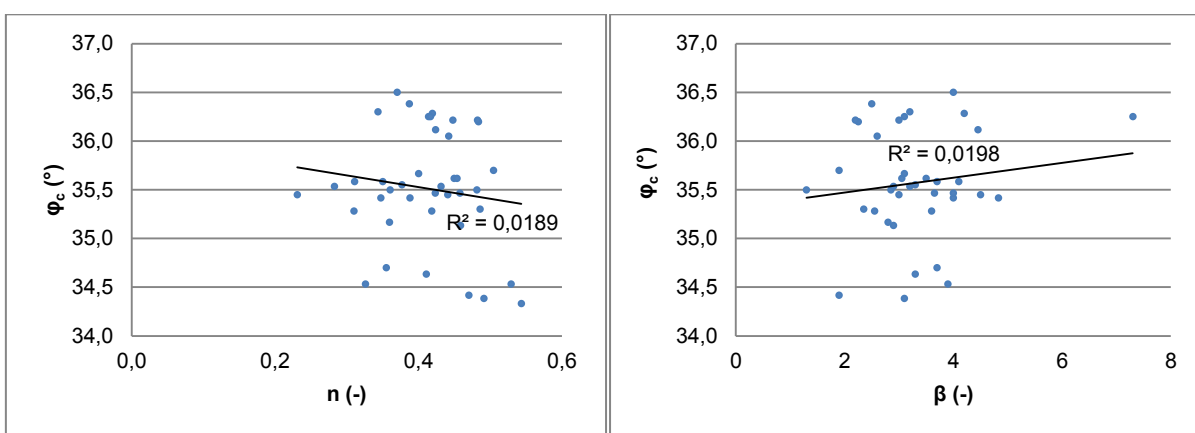
Tabulka č. 10	φ_c (°)	e_{c0} (-)	e_{i0} (-)	e_{d0} (-)	h_s (kPa)	n (-)	α (-)	β (-)
Medián	35,5	0,777	0,932	0,388	400266,5	0,419	0,085	3,15

Tabulka č. 10 – Shrnuté hodnoty mediánů pro jednotlivé parametry.



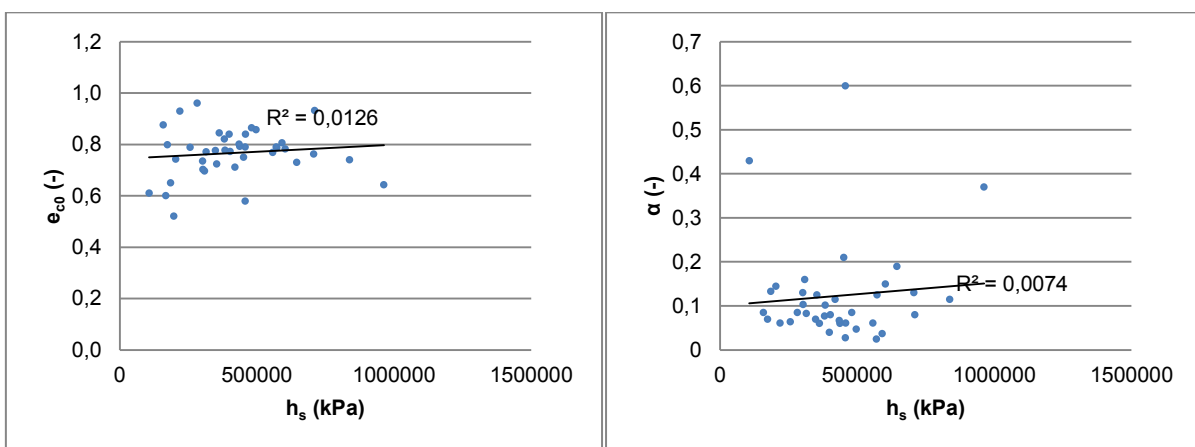
(a)

(b)



(c)

(d)



(e)

(f)

Obrázek č. 38 – Korelace mezi parametry : (a) ϕ_c a e_{c0} , (b) ϕ_c a h_s , (c) ϕ_c a n , (d) ϕ_c a β , (e) e_{c0} a h_s , (f) α a h_s .

8. Diskuze

V této kapitole budou souhrnně popsány hlavní a rozdílné znaky mezi mými experimentálními daty a výsledky, které prezentoval Dr. Radek Suchomel v roce 2011 ve své disertační práci. Pro jednoduché znázornění budou uvedeny histogramy četností, které plně dokreslují hlavní rozdíly ve výsledcích. Mnou uvedené výsledky byly již publikovány v kapitole 7.1 a 7.2 a budou zde uvedeny znovu. V tabulce č. 10 je uvedeno shrnutí mých výsledků a výsledků Suchomela (2011).

Tabulka č. 11	φ_c (-)	h_s (MPa)	n (-)	e_{co} (-)	α (-)	β (-)
μ	35,1	3820	0,289	0,8747	0,074	1,261
σ	1,62	14600	0,095	0,111	0,048	0,605
C_v (-)	0,046	3,822	0,329	0,127	0,649	0,48

(a)

Tabulka č. 11	φ_c (°)	h_s (MPa)	n (-)	e_{co} (-)	α (-)	β (-)
μ	35,5	416,486	0,412	0,767	0,122	3,274
σ	0,59	188,718	0,068	0,093	0,114	1,007
C_v (-)	0,017	0,453	0,165	0,121	0,934	0,308

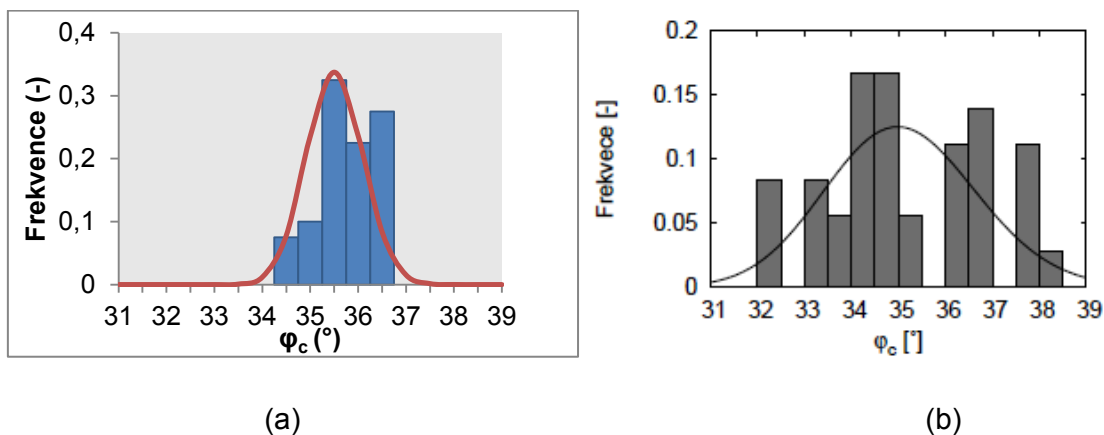
(b)

Tabulka č. 11 – Shrnutí střední hodnoty μ a směrodatné odchylky všech parametrů σ a variační koeficienty C_v - (a) Výsledky Dr. Radka Suchomela (Suchomel a Mašín, 2010), (b) mnou dosažené výsledky.

8.1 Porovnání výsledků – parametr φ_c

Jako prvním srovnávaným parametrem bude parametr φ_c . Zde je možno na obrázku č. 38a vidět oproti datům Suchomela (2011) menší variabilitu experimentálních dat. Má data vykazují menší směrodatnou odchylku než u experimentálních dat Suchomela. Směrodatná odchylka činila v mém případě 0,59°, v Suchomelově případě 1,62°. Pro porovnání variability je pak významnější využití variačního koeficientu. Ten u Suchomela činil 0,046, kdežto má data vykazují 0,017.

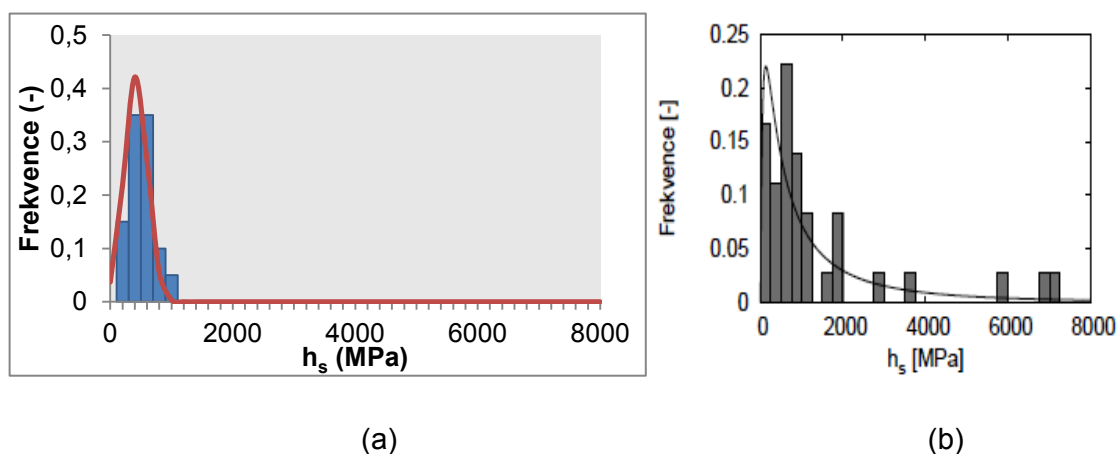
Naměřené intervaly hodnot jsou v mém případě od 34,5 do 36,5 stupňů, u Suchomela je tento interval vyšší - od 32 do 38,5°, což jak je již výše popsáno směrodatnými odchylkami, jsou data vykazující větší variabilitu, než u mnou dosažených výsledků.



Obrázek č. 39 – (a) Mnou dosažené výsledky kalibrace parametru φ_c , (b) výsledky kalibrace parametru φ_c Suchomela (2011).

8.2 Porovnání výsledků – parametry h_s , n , e_{c0}

Stejně jako u podkapitoly 8.1, kde se má experimentální data lišila, neboť bylo dosaženo malé směrodatné odchylky oproti Suchomelově, tak i zde dostáváme sady hodnot, které vyjadřují určitý rozdíl ve výsledcích dat. Jako dalším hodnoceným parametrem byl parametr h_s , jehož výsledky jsou velmi rozdílné svými rozsahy hodnot. Suchomelova data vykazují větší směrodatnou odchylku – a spolu s parametrem n tvoří další dvojici parametrů, které vykazují významné rozdíly mezi srovnávanými daty oproti práci Suchomela (2011).



Obrázek č. 40 – (a) Mé výsledky kalibrace parametru h_s ; (b) výsledky kalibrace stejného parametru Suchomela (2011).

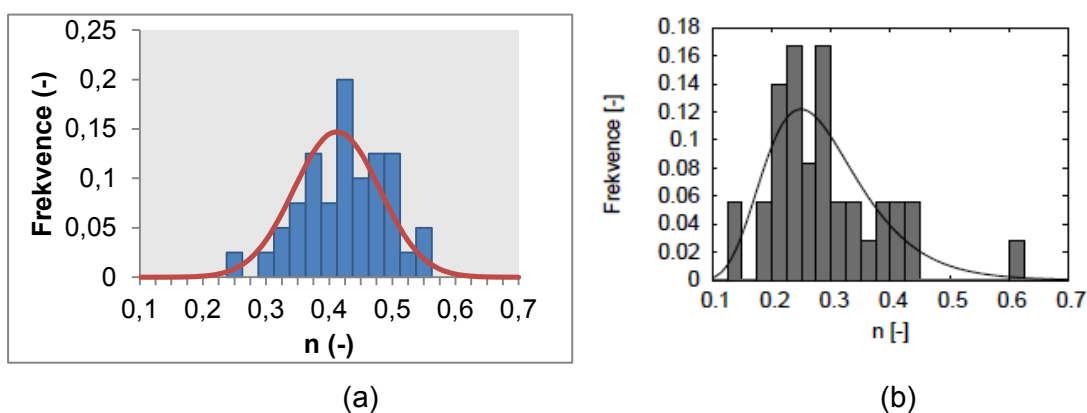
Z výše uvedených obrázků je patrné, že data Radka Suchomela (2011) jsou variabilnější, než mnou naměřená data. Což plně dokazují směrodatné odchylky

zjištěné statistickou analýzou. Protože Suchomelova data v převážné většině byla popsána lognormálním rozdělením, budou data popsána mediány i středními hodnotami. Směrodatná odchylna mých dat činila 188,7 MPa a byla menší oproti Suchomelově. Suchomel dosáhl svou kalibrací maximální hodnoty okolo $h_s = 7$ GPa. Srovnáme-li variační koeficienty podle tabulky č. 11 a spočtené podle vztahu (38):

$$C_v = \frac{\sigma}{\mu} \quad (38)$$

Zjistíme, že Suchomelův variační koeficient jasně převyšuje koeficient, který vychází z mých dat. I to dokazuje menší variabilitu než u Suchomela. Mnou naměřená data vykazují menší rozsah dat, oproti datům Suchomela. Avšak jeho převážná většina dat byla taktéž v intervalu $< 0; 1000 \text{ MPa} >$, postupně se ale Suchomelova spočtená data přecházela do řádově daleko vyšších hodnot, než v mém případě.

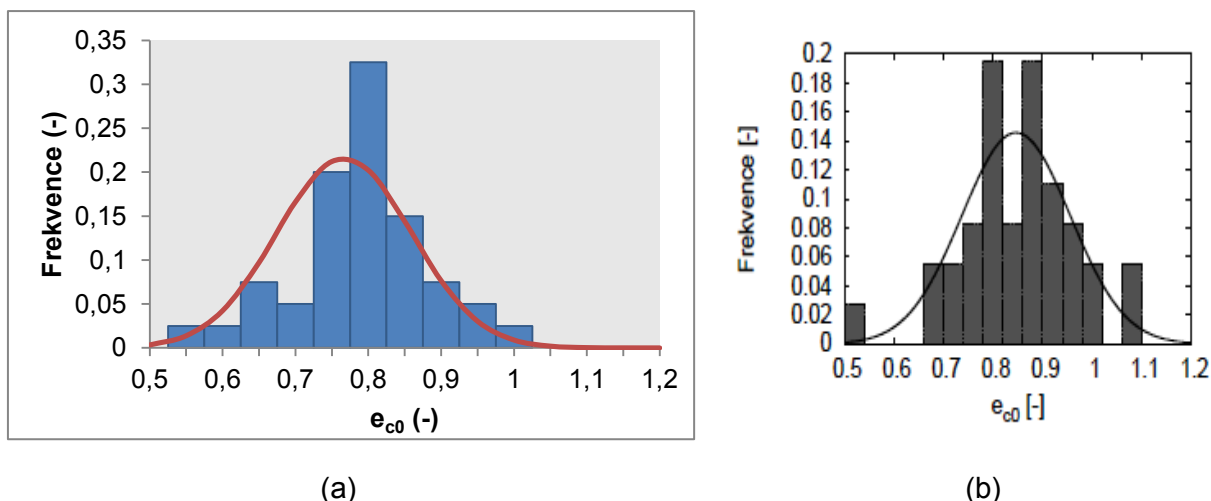
Dalšími rozdílnými výsledky, které bych rád prezentoval, jsou v kalibraci parametru n (Obrázek č. 40a). Srovnáme-li variační koeficienty podle tabulky č. 10, tak můžeme říci, že má data vykazují menší variabilitu, než u Suchomela. Variační koeficient pro má data má hodnotu 0,165, Suchomelův 0,329. Můžeme porovnat i směrodatné odchylny. V tomto případě se u mých dat jednalo o směrodatnou odchylnu 0,068, spočtená hodnota směrodatné odchylny Suchomela (2011) byla 0,095, což i zde dokazuje vyšší variabilitu experimentálních dat, než v mém případě. Dále můžeme porovnat střední hodnoty – u mých experimentů bylo dosaženo hodnoty $n = 0,412$, Suchomelova střední hodnota v kalibraci byla znatelně menší, a to $n = 0,289$.



Obrázek č. 41 – (a) Výsledky mnou dosažené výsledky kalibrace parametru n , (b) výsledky kalibrace Suchomela (2011).

Posledním zmíněným parametrem je parametr e_{c0} . U tohoto parametru se také provedlo srovnání s daty Dr. Radka Suchomela. Ze zjištěných experimentálních dat vyplývá, že v případě tohoto parametru se experimentálními daty dosáhlo podobného intervalu spočtených hodnot – u mě $< 0,5; 1 >$, u Suchomela $< 0,5; 1,1 >$.

Jak již bylo popsáno výše - ačkoliv se dosáhlo laboratorními experimenty přibližně stejného intervalu spočtených rozmezí hodnot, tak v mých experimentálních datech byla zjištěna menší variabilita, než u Suchomelových dat, což plně potvrzuje spočtený variační koeficient v tabulce č. 11. Směrodatné odchytky se také lišily - mnou zjištěná směrodatná odchytky dosáhla menší hodnoty, a to 0,092, než u Suchomela, jehož odchytky činila 0,111. Lze zde opět porovnat i střední hodnoty – mnou spočtená střední hodnota činila $e_{c0} = 0,767$, Suchomelova hodnota byla vyšší – a to přibližně $e_{c0} = 0,875$.



Obrázek č. 42 – (a) Mnou dosažené výsledky kalibrace parametru e_{c0} , (b) výsledky kalibrace Suchomela (2011).

8.3 Porovnání výsledků – parametry α a β

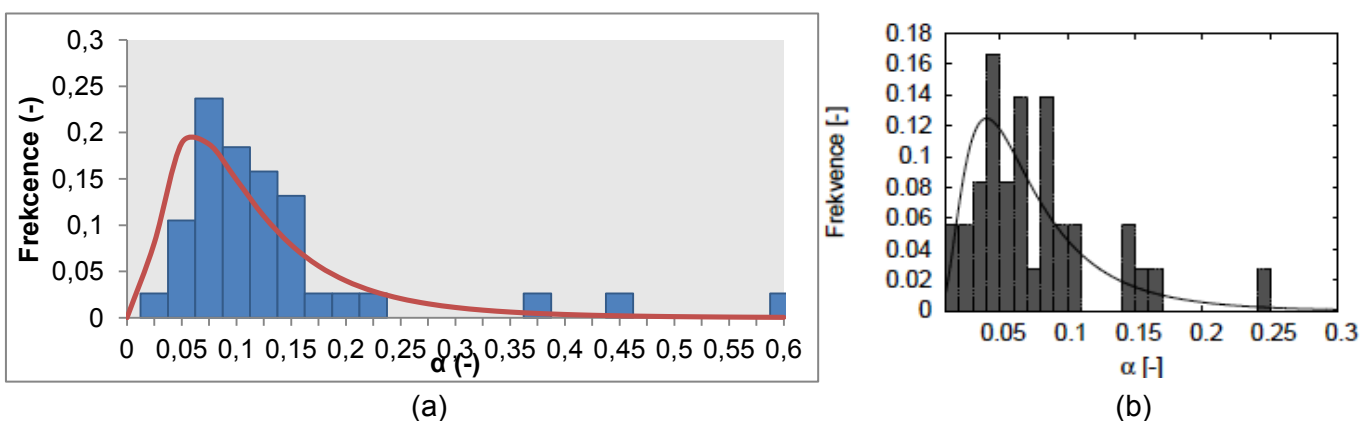
Mezi poslední skupinu parametrů, se kterou se provedlo srovnání v rámci dat Dr. Radka Suchomela, patří i dva výše zmíněné parametry α a β .

Ze 40 stanovených hodnot od každého parametrů v porovnání se Suchomelovými daty vyplývá, že výsledky mnou provedené kalibrace parametrů α a β vykazují větší variabilitu, neboť Suchomelovou kalibrací se prvního parametru se dosáhlo maximální hodnoty pro cca $\alpha = 0,25$, zatímco mnou provedená kalibrace

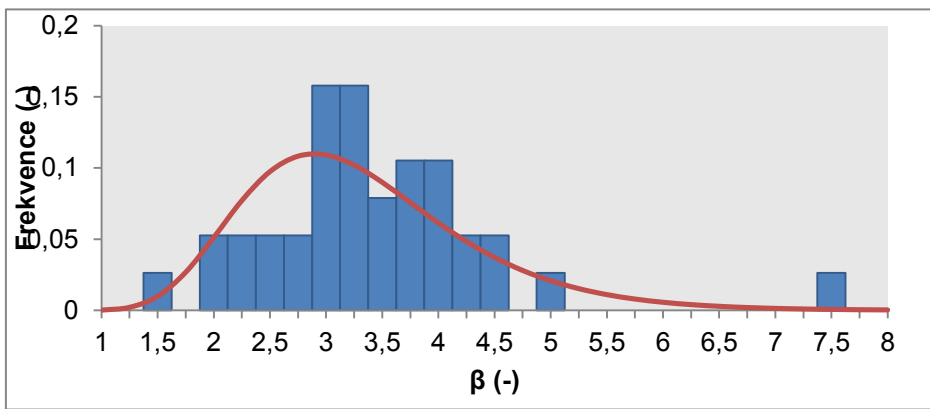
vykazuje mnohem variabilnější a rozdílnější data ve svých směrodatných odchylkách. Maximální rozmezí dat bylo pro moje hodnoty $\alpha = 0,6$, což je dvakrát vyšší hodnota, než kterou stanovil Suchomel (2011). Variační koeficient z tabulky č. 11, který pro moje data dosahuje hodnoty 0,934 a pro Suchomelova data 0,649 udává, že se v této části kalibraci objevuje větší variabilita v datech než u Suchomela. Směrodatná odchylka toto tvrzení potvrzuje, neboť činila v mém případě 0,114, v Suchomelově případě 0,048, což plně dokazuje větší variabilitu u mých výsledků této části kalibrace.

V případě parametru β se jedná také o několika násobně vyšší hodnoty stanových hodnot tohoto parametru, než u Suchomela. V porovnání s histogramem Suchomela (2011) je patrné, že se jeho maximální kalibrační hodnota parametru β pohybovala v rozmezí $\beta = 2,5$; zatímco moje kalibrační hodnota sahala až do výše $\beta = 7,5$.

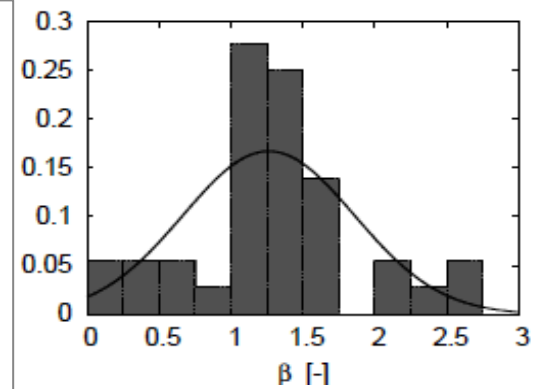
I zde se dá říci, že mnou stanovená data jsou variabilnější než oproti Suchomelovým datům. Směrodatné odchylky toto tvrzení na první pohled plně potvrzují, neboť směrodatná odchylka v tomto případě činila 1,007, v Suchomelově případě hodnoty menší, a to 0,605. Avšak, srovnáme-li variační koeficienty, tak zjistíme, že je tomu jinak – směrodatná odchylka v mém případě sice vykazuje větší variabilitu dat, nicméně, variační koeficient spočtený pro má data značí, že se nakonec v mých datech objevila menší variabilita než u Suchomela, a to i přesto, že Suchomelovy hodnoty byly menší.



Obrázek č. 43 - Výsledky kalibrace parametru α – první dva obrázek (a) uvádí mnou dosažené výsledky, na obrázku (b) jsou prezentovány výsledky Suchomela (2011).



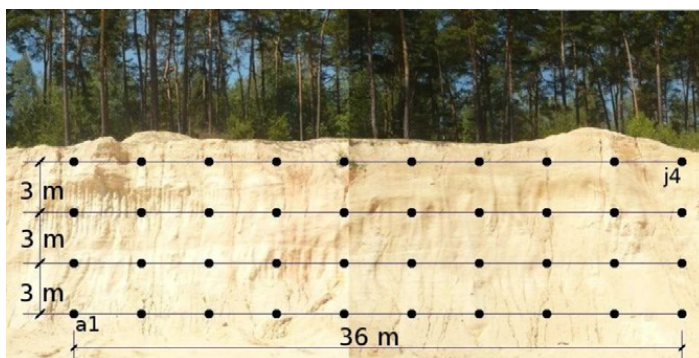
(a)



(b)

Obrázek č. 44 – Výsledky kalibrace parametr β – na obrázku (a) jsou mnou dosažené výsledky, na obrázku (b) jsou výsledky Suchomela (2011).

V našich datech se taktéž liší distribuční křivky pro jednotlivé parametry. Zatímco Suchomelova data vykazují převážně lognormální rozdělení, v mých datech nepřevažuje ani jedno z obou rozdělení. Tyto výsledky byly dány Kolmogorov – Smirnovovým testem, jehož výsledky pro srovnání budou prezentovány v tabulce č. 12. Rozdíly ve výsledcích srovnávaných v této diskuzi potvrzují, že prostorová variabilita má vliv na výsledky, protože Suchomel odebíral vzorky z pravidelné sítě a z různých hloubek, zatímco mnou odebírané vzorky byly z jednoho místa.



(a)



(b)

Obrázek č. 45 - (a) Odběrný profil Suchomela (Suchomel a Mašín, 2011), (b) místo odběru mých vzorků při patě stěny pískovny (2012) (viz podkapitola 4.1).

Tabulka č. 12	$\varphi_c (-)$	$h_s (-)$	$n (-)$	$e_{c0} (-)$	$\alpha (-)$	$\beta (-)$
<i>D norm, max</i>	0,125	0,372	0,131	0,065	0,135	0,128
<i>D lognorm, max</i>	0,117	0,104	0,071	0,091	0,088	0,247
<i>Rozdělení</i>	Lognorm.	Lognorm.	Lognorm.	Norm.	Lognorm.	Norm.

(a)

Tabulka č. 12	$\varphi_c (-)$	$h_s (-)$	$n (-)$	$e_{c0} (-)$	$\alpha (-)$	$\beta (-)$
<i>D norm, max</i>	0,176	0,172	0,127	0,159	0,322	0,101
<i>D lognorm, max</i>	0,175	0,266	0,161	0,184	0,138	0,053
<i>Rozdělení</i>	Lognorm.	Norm.	Norm.	Norm.	Lognorm.	Lognorm.

(b)

Tabulka č. 12 – (a) Výsledky Kolmogorov-Smirnovova testu pro Suchomelova data (Suchomel, 2011), (b) mnou dosažené výsledky Kolmogorov-Smirnovova testu.

9. Závěr

Výsledky diplomové práce prezentují skutečnost, že hodnoty parametrů hypoplastického modelu, kterými jsou φ_c , h_s , n , e_{c0} , α a β jsou závislé nejen na způsobu odběru vzorků (z pravidelné sítě, či z jednoho místa), ale také na způsobu vyhodnocení.

Stěžejním bodem práce je praktická část, která spočívala ve zpracování velkého množství experimentů - 40 měření úhlu přirozené sklonitosti, 40 triaxiálních zkoušek, 40 oedometrických zkoušek a následný výpočet parametrů hypoplastického modelu podle v práci uvedených empirických vztahů a dalšího statistického vyhodnocení, včetně přidělení distribučních křivek a provedení Kolmogorov-Smirnovova testu.

Smyslem provedení tohoto počtu experimentů, který byl již předaslán v úvodu, bylo srovnání mých výsledků s experimentálními daty Suchomela (2011), což se řadí mezi stěžejní ukazatele v diplomové práci. Srovnání dat mezi mnou a Suchomelem je výhradně předmětem diskuze a potvrzuje mnou získaná data a parametry. Hlavním ukazatelem variability, jsou získané variační koeficienty, ale i směrodatné odchylky, které jsou vypočtené z mých experimentálních dat.

Z výsledků, které byly uvedeny v diskuzi je zřejmé, že hodnoty parametrů φ_c , h_s a n jsou převážně závislé na granulometrii a typu zeminy. Kdežto hodnoty parametrů, které ovlivňují pozici pracovního diagramu triaxiální zkoušky – α a β jsou velmi citlivé na způsob provádění triaxiální zkoušky a tedy tím i na nepřesnosti při zkušebním měření. Variační koeficienty prokázaly v pěti ze šesti případů hodnocení parametrů menší variabilitu ve výsledcích, což dokazuje, že se na výsledcích podílí i způsob odběru vzorků, kterým byla v Suchomelově případě pravidelná síť. Tímto prohlašuji, že se podařilo naplnit všechny vytyčené cíle a úkoly.

Praha, 14. 8. 2013

Petr Mayer

.....

10. Seznam literatury

Ang, A.H-S., Tang., W.H.: *Probability Concepts in Engineering*, Wiley, 2nd edition, 2007.

Bauer, E. (1996): *Calibration of a comprehensive constitutive equation for granular materials*. Soils and Foundations 36: 1996 13-26.

Breysse, D., Niadou, H., Elachachi, S. and Houy, L. (2004): *Generic approach to soil-structure interaction considering the effects of soil heterogeneity*. Géotechnique 54, No. 2, 143–150

ČSN 73 1001 (1987): *Základová půda pod plošnými základy*.

ČSN EN 1997-1 (2006): *Navrhování geotechnických konstrukcí – část 1: Obecná pravidla*.

ČSN EN 1997-2 (2008): *Průzkum a zkoušení základové půdy – část 2: Průzkum a zkoušení základové půdy*.

Engelmaierová, M. (2010): *Mechanické vlastnosti zemin z pískovny Kolný v třeboňské pánvi*. Magisterská práce, Univerzita Karlova v Praze.

Gudehus, G. (1996): *A comprehensive constitutive equation for granular materials*. Soils and Foundations 36: 1996 1-12.

Herle, I. a Gudehus, G. (1999): *Determination of parameters of hypoplastic constitutive model from properties of grain assemblies*. Mechanics of cohesive-frictional materials 4.

Chlupáč, I., Brzobohatý, R., Kovanda, J., Stráník, Z., (2002): *Geologická minulost České republiky*. Academia, Praha, 437 str., ISBN 80-200-0914-0

Chrástka, F. et. al. (1991): *Třeboňská pánev – severní část, závěrečná zpráva*. Geofond.

Christian, J. T. a Beacher, G. B. (1999): *Point-estimate method as numerical quadrature*. *Jgge*, 125(9): 779–786.

Jáky, J. (1948): *Pressure in silos*. In Proc. 2nd Int. Conf. Soil Mechanics, Volume 1. Rotterdam.

Kulhawy, F.H., Phoon, K.K.: *Observations on geotechnical reliability-based design developed in North America*. Fndn. Design Codes & Soil Investigation in View of Intl. Harmonization & Performance Based Design, Ed. Y Honjo et al., Balkema, Lisse-Netherlands, Apr 2002

Malecha, A. (1960): *Geologický popis vrtu Be-19 z lokality Ševětín*. Vrtná zpráva signaturou V046647, Geofond.

Mašín, D. (2005): *TRIAX - Single element program for soil mechanics, manual*. Online na < <http://web.natur.cuni.cz/uhigug/masin/triax/triax.html>. >

Palenčár, R. et. al.: *Nejistoty v měření I: Vyjadřování nejistot*. Časopis Automa, 2001.

Rosenblueth, E. (1975): *Point estimate for probability moments*. *Mathematics*, 72(10): 3812–3814.

Schovánek, P. a Havránek, V. (2011): *Chyby a nejistoty v měření*. Doplňkový text k laboratorním cvičením, Univerzita Palackého v Olomouci.

Suchomel, R a Mašín, D. (2010): *Comparison of different probabilistic methods for pre-dicting stability of a slope in spatially variable c-' soil*. *Computers and Geotechnics*, 37: 132–140.

Suchomel, R. a Mašín, D. (2011): *Probabilistic analyses of a strip footing on horizontally stratified sandy deposit using advanced constitutive model*. Computers and Geotechnics, 38

Suchomel, R. (2011): *Využití pravděpodobnostních metod v geomechanice*. Disertační práce, Univerzita Karlova v Praze.

Suk, M., Dornič, J., Hokr, Z., Holásek, O., Holub, V., Líbalová, J., Odehnal, L., Sattran, V., Šalanský, K., Zima, K., Žebera, K. (1978): *Vysvětlivky k základní geologické mapě CSSR 1:25 000, 22-444 ŠEVETÍN*. Ústřední ústav geologický, Praha, 46 str.

Teplý, B. (2008): *Analýza citlivosti*. Mezinárodní vědecká konference „Aktuálne problémy mechaniky“, Stavebná fakulta STU v Bratislave.

Teplý, B. (2010): *Možnosti uplatnění pravděpodobnostních postupů při modelování interakce staveb s podložím*. Online na < www.konstrukce.cz >

Valečka, J., Skoček, V. (1999): *Litoeventy v české křídové pánvi*. – Věstník ÚÚG, 65, 1, 13-28. Praha

Vanmarcke, E. H. (1984): *Random fields: Analysis and synthesis*. Cambridge: MIT Press. Online na < <http://www.princeton.edu/wilding/rbs/vanmEZ01.htm>. >

von Wolffersdorff, P. A. (1996): *A hypoplastic relation for granular materials with a predefined limit state surface*. Mechanics of Cohesive-Frictional Materials 1.