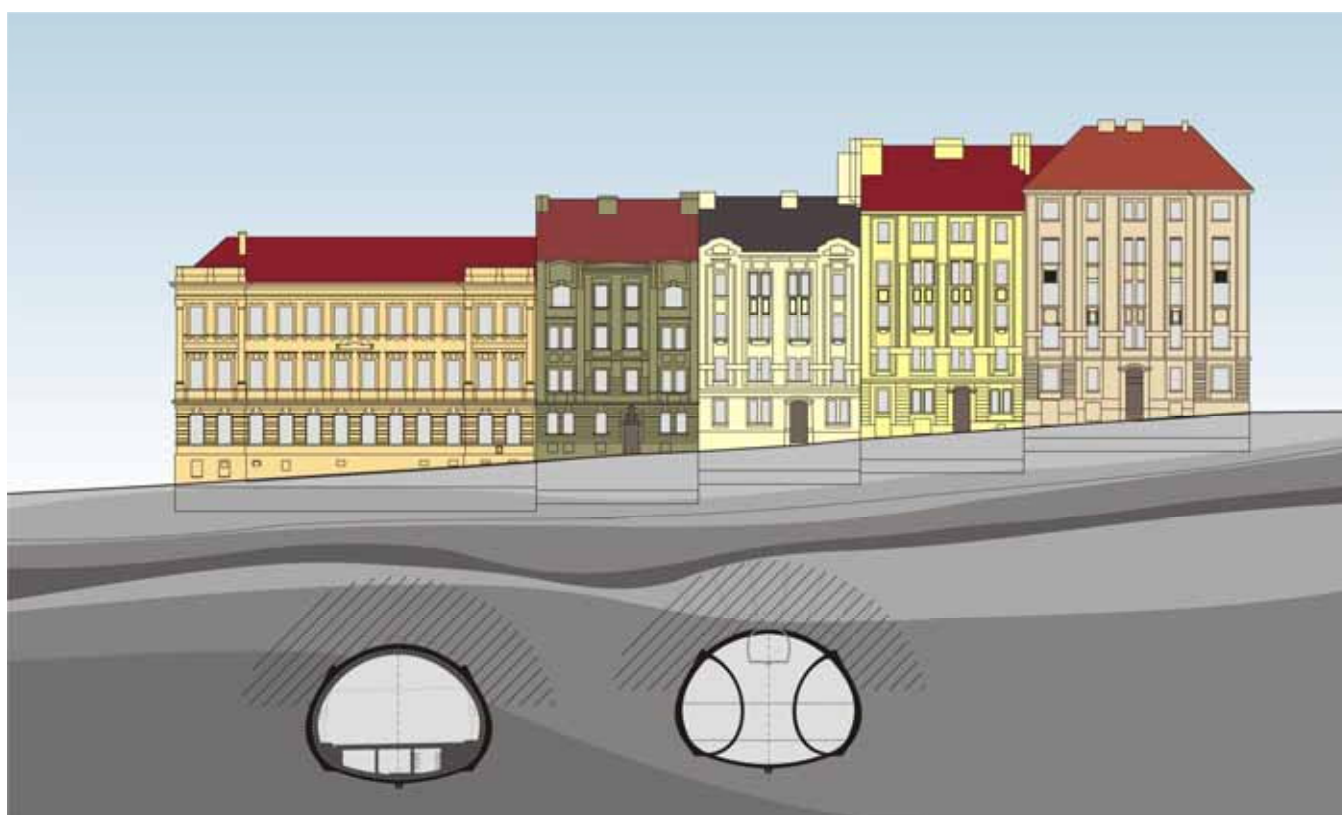


SBORNÍK

ZÁSADY HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ



k semináři konaném 12. dubna 2006 v Praze v Arcibiskupském semináři

Projekt CZ.04.3.07/4.2.01/0005
INOVACE METOD HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH STAVEBNÍCH KONSTRUKCÍ

**Projekt CZ.04.3.07/4.2.01/0005
INOVACE METOD HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH STAVEBNÍCH
KONSTRUKCÍ**

Projekt je podporován
Evropským sociálním fondem v ČR a státním rozpočtem ČR
v rámci Jednotného programového dokumentu pro Cíl 3 regionu hl.m. Praha

Priorita 4 – Adaptabilita a podnikání

Opatření 4.2 – Spolupráce výzkumných a vývojových pracovišť s podnikatelskou
sférou, podpora inovací

ZÁSADY HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ

SBORNÍK

k semináři konaném 12. dubna 2006 v Praze v Arcibiskupském semináři

PARTNERSTVÍ

ČVUT v Praze, Kloknerův ústav (prof. Ing. Milan Holický, DrSc., Ph.D.; Ing. Miroslav Sýkora, Ph.D., Ing. Jana Marková, Ph.D., Ing. Karel Jung, Ing. Bohuslav Novotný, DrSc., doc. Ing. Pavel Šlapák, DrSc., prof. Ing. Václav Kovařík, DrSc.)

Satra, spol. s r.o. (Ing. Vladimír Petržílka, Ing. Václav Kumšta, Ing. Petr Tětek)

Diagnostika staveb Dostál a Potužák s.r.o. (Ing. Luděk Dostál, Zbyněk Potužák, CSc.)

*evropský sociální fond napomáhá rozvoji zaměstnanosti podporou zaměstnatelnosti,
podnikatelského ducha, rovných příležitostí a investicemi do lidských zdrojů*

Elektronická verze sborníku je dostupná na www.konstrukce.cvut.cz.

Vydáno: Česká technika – nakladatelství ČVUT v Praze, Thákurova 1, 160 41 Praha 6
Autoři: prof. Ing. Milan Holický, DrSc., Ph.D. a kol.
Obálka: Ing. Miroslav Sýkora, Ph.D. a kol.
Editoři: Ing. Miroslav Sýkora, Ph.D., Ing. Bohuslav Novotný, DrSc., prof. Ing. Milan Holický, DrSc., Ph.D.
Počet kopií: 130
Počet stránek: 93

ISBN 80-01-03464-X

ZÁSADY HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ

OBSAH

ÚVOD

I OBECNÉ ZÁSADY HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ

Souhrn	I-1
1 ÚVOD	I-1
2 OBECNÝ POSTUP HODNOCENÍ KONSTRUKCÍ	I-1
3 TERMINOLOGIE A DEFINICE EUROCODE PROGRAMME	I-3
4 ZPRACOVÁNÍ DAT A ANALÝZA KONSTRUKCÍ	I-6
5 OVĚŘOVÁNÍ SPOLEHLIVOSTI EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ	I-8
6 OVĚŘOVÁNÍ NA ZÁKLADĚ PŘEDCHOZÍCH ZKUŠENOSTÍ	I-12
7 ŽIVOTNOST A DIFERENCIACE SPOLEHLIVOSTI	I-14
8 SMĚRNÁ ÚROVEŇ SPOLEHLIVOSTI	I-18
9 ZÁVĚREČNÉ POZNÁMKY	I-21
LITERATURA	I-22

II OVĚŘOVÁNÍ SPOLEHLIVOSTI EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ METODOU DÍLČÍCH SOUČINITELŮ

Souhrn	II-1
1 ÚVOD	II-1
2 FUNDAMENTÁLNÍ ÚLOHA DVOU VELIČIN S NORMÁLNÍM ROZDĚLENÍM	II-2
3 OBECNÝ PŘÍPAD VÍCE ZÁKLADNÍCH VELIČIN S LIBOVOLNÝM ROZDĚLENÍM	II-5
4 DÍLČÍ SOUČiniteLE ODOLNOSTI	II-7
5 DÍLČÍ SOUČiniteLE ZATÍŽENÍ	II-8
6 ZÁVĚREČNÉ POZNÁMKY	II-10
LITERATURA	II-10

III MATERIÁLOVÉ VLASTNOSTI EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ

Souhrn	III-1
1 ÚVOD	III-1
2 BETONOVÉ KONSTRUKCE	III-1
3 OCELOVÉ, LITINOVÉ A SPŘAŽENÉ OCELOBETONOVÉ KONSTRUKCE	III-2
4 DŘEVĚNÉ A SPŘAŽENÉ DŘEOBETONOVÉ KONSTRUKCE	III-3
5 ZDĚNÉ KONSTRUKCE	III-4
6 ZÁVĚR	III-4
LITERATURA	III-4

IV ZÁKLADY STATISTICKÝCH METOD

Souhrn	IV-1
1 KVANTIL TEORETICKÉHO MODELU	IV-1
2 NÁHODNÝ VÝBĚR	IV-4
3 POKRYVNÁ METODA ODHADU	IV-6
4 PŘEDPOVĚDNÍ METODA ODHADU	IV-6
5 BAYESOVSKÁ METODA ODHADU	IV-10
6 ODHADY KVANTILŮ PODLE EUROKÓDŮ	IV-12
7 ZÁVĚR	IV-13
LITERATURA	IV-14
PŘÍLOHA 1 - STANOVENÍ CHARAKTERISTICKÉ PEVNOSTI BETONU	
PŘÍLOHA 2 - STANOVENÍ KVANTILU NÁHODNÉ VELIČINY	

V ASSESSMENT OF EXISTING STRUCTURES ACCORDING TO THE JCSS RECOMMENDATIONS

Abstract	V-1
1 INTRODUCTION	V-1
2 OBJECTIVE	V-1
3 CONTENTS	V-2
4 PART 1: GENERAL	V-2
5 PART 2: RELIABILITY UPDATING	V-3
6 PART 3: ACCEPTABILITY AND TARGET CRITERIA	V-4
7 PART 4: EXAMPLES AND CASE STUDIES	V-6
8 CONCLUDING REMARKS	V-11
REFERENCES	V-11

VI PRŮZKUM A HODNOCENÍ BUDOVY V PAMÁTKOVĚ CHRÁNĚNÉM ÚZEMÍ

Souhrn	VI-1
1 ÚVOD	VI-1
2 POPIS BUDOVY	VI-2
3 POŽADAVKY/ POTŘEBY	VI-2
4 STANOVENÍ ÚČELU HODNOCENÍ	VI-2
5 SCÉNÁŘE PŮSOBENÍ KONSTRUKCE	VI-2
6 PŘEDBĚŽNÉ HODNOCENÍ	VI-3
7 PRVNÍ FÁZE STAVEBNĚ TECHNICKÉHO PRŮZKUMU	VI-4
8 ZPRÁVA O VÝSLEDKÁCH PRŮZKUMU	VI-6
9 PODROBNÉ HODNOCENÍ	VI-8
10 KONSTRUKČNÍ OPATŘENÍ	VI-12
11 ZÁVĚR	VI-13
LITERATURA	VI-13

PŘEDMLUVA

Projekt CZ.04.3.07/4.2.01/0005 „Inovace metod hodnocení existujících stavebních konstrukcí“ podporovaný Evropským sociálním fondem a státním rozpočtem ČR se opírá o spolupráci výzkumného stavebního ústavu KÚ ČVUT a stavebních firem SATRA a DIS. Mezi hlavní cíle projektu zaměřeného na pražský region patří zpracování, zavádění a zpřístupnění metodických zásad hodnocení spolehlivosti existujících konstrukcí se zřetelem na betonové a zděné stavby (např. panelové a historické objekty).

Součástí metodiky, která není pokryta v zaváděných evropských předpisech, je posouzení stavu stavby a její zbytkové životnosti s cílem optimalizovat návrh obnovy. Metodika zahrnuje určení modelů odolnosti a účinků zatížení pomocí statistických metod, vyhodnocení spolehlivosti metodou dílčích součinitelů a rozbor ekonomických a sociálních rizik.

Analyzují se obecné zásady uvedené v novém mezinárodním dokumentu ISO 13822 „Hodnocení existujících konstrukcí“ a v dosud používaných národních předpisech ČSN. Důraz se klade také na ekonomické hodnocení variant zajištění konstrukcí ovlivněných stavební činností (provádění podzemních staveb).

Projekt se v rámci celoživotního vzdělávání zaměřuje na zvyšování kvalifikace zaměstnanců a řídicích pracovníků především malých a středních podniků (projekčních a konzultačních kanceláří a realizačních stavebních firem) a dále pak studentů a doktorandů ČVUT.

Mezi klíčové aktivity projektu patří:

- pořádání seminářů a vydávání sborníků pro širokou odbornou veřejnost, zejména pro specialisty v oborech pozemní stavby, statika staveb, zkoušení a diagnostika staveb,
- zpřístupnění výsledků prostřednictvím příručky pro hodnocení existujících konstrukcí,
- pořádání přednášek pro širokou veřejnost za účelem rozšířit znalosti o problematice také mimo odbornou veřejnost a zvýšit zájem o existující stavby, o jejich údržbu a optimalizaci využití, přednášky jsou určeny obyvatelům hl.m. Prahy,
- prezentace výsledků na webových stránkách včetně softwarových pomůcek usnadňujících praktické využití výsledků projektu,
- vzdělávání studentů bakalářského, magisterského a doktorského studia na ČVUT, podpora stáží.

Všechny výstupy projektu podporovaného z veřejných zdrojů jsou poskytovány bezplatně zájemcům, kteří jsou registrováni v databázi uživatelů výsledků projektu na webových stránkách projektu www.konstrukce.cvut.cz.

Hlavním cílem sborníku je poskytnout přehled metod hodnocení existujících konstrukcí podle ČSN, EN a ISO 13822. Jsou vysvětleny rozdíly mezi jednotlivými normativními pokyny a poskytnuty informace týkající se současného stavu normativních předpisů a zavádění EN a ISO.

Část sborníku je věnována základům ověřování spolehlivosti existujících konstrukcí metodou dílčích součinitelů a principům diferenciací spolehlivosti. Jsou vysvětleny charakteristiky různých stavebních materiálů a naznačeny základy statistických metod používaných při vyhodnocení zkoušek.

Závěrečná část věnovaná praktické aplikaci se týká rekonstrukce historické budovy (příprava projektu, stavebně-technický průzkum, hodnocení stavu konstrukce, návrh rekonstrukce a shrnutí zkušeností z realizace).

Praha, 15. března 2006

OBECNÉ ZÁSADY HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ

Milan Holický¹ a Jana Marková¹

¹Kloknerův ústav, České vysoké učení technické v Praze

Souhrn

Obecné zásady hodnocení existujících konstrukcí se opírají o nový dokument ČSN ISO 13822 Zásady navrhování konstrukcí – Hodnocení existujících konstrukcí, který nahrazuje původní českou normu ČSN 73 0038 Navrhování a posuzování stavebních konstrukcí při přestavbách. Jádrem nové ČSN je překlad dokumentu ISO. Doplnuje Eurokódy EN, které nepokrývají oblast ověřování existujících konstrukcí. Poskytuje pokyny pro ověřování existujících konstrukcí, které jsou v souladu se zásadami Eurokódů a jsou založeny na pravděpodobnostních základech a teorii spolehlivosti stejně jako Eurokódy. Příspěvek popisuje podstatné části ČSN ISO 13822 a dále materiálově zaměřené národní přílohy, které aktualizují obdobné části ČSN 73 0038. Aplikace obecných zásad nové ČSN v projekční praxi ilustrují numerické příklady zachycující nejdůležitější postupy ověřování existujících konstrukcí. Ukazuje se, že nová ČSN poskytuje projektantům široké možnosti uplatnění experimentálně získaných dat i předchozích zkušeností.

1 ÚVOD

V současné době se do soustavy našich předpisů ČSN zavádějí evropské normy Eurokódy EN, které přinášejí nové návrhové postupy a upravenou metodiku dílčích součinitelů. Eurokódy EN se budou zanedlouho uplatňovat v ČR při navrhování staveb souběžně s platnými ČSN. Po období společné platnosti ČSN a EN by se měla většina našich předpisů pro navrhování konstrukcí zrušit. Pak se na našem území budou používat především Eurokódy nebo normy ISO.

Eurokódy EN jsou však určeny především pro navrhování nových konstrukcí a neuvádějí pokyny pro hodnocení existujících konstrukcí, navrhování jejich obnov nebo úprav. Pro hodnocení existujících konstrukcí bude třeba mít k dispozici normativní dokument, který je založen na stejných zásadách jako Eurokódy a ISO normy a zahrne národní pokyny vycházející z českých tradic. Takovým dokumentem je právě nově zavedená ČSN ISO 13822 [1] Hodnocení existujících konstrukcí, která nahrazuje normu ČSN 73 0038 [2]. Norma ČSN 73 0038 [2] je zrušena a její obsah zapracován do národní přílohy k ČSN ISO 13822 [1].

Původní anglicky psaný dokument ISO 13822 „Assessment of existing structures“ (Hodnocení existujících konstrukcí) poskytuje obecné požadavky a postupy pro hodnocení existujících konstrukcí (budov, mostů, průmyslových staveb, atd.), které vycházejí ze zásad teorie spolehlivosti konstrukcí a přihlížejí k následkům jejich možných poruch. Tento původní předpis lze použít pro hodnocení libovolného druhu existující konstrukce navržené a provedené podle teoretických zásad a předchozích návrhových pravidel nebo na základě dlouhodobých zkušeností a profesionálních postupů.

Překlad normy ISO 13822 a koordinaci tvorby národní přílohy zajistil Kloknerův ústav ČVUT. Tato národní příloha ČSN ISO 13822 [1] zahrnuje doporučení uvedená v ČSN 73 0038 [2] a souvisejících mezinárodních předpisech, zejména v ISO 2394 [3] a ČSN EN 1990 [4]. Text dokumentu ISO 13822 je v některých případech formulován velmi obecně a neposkytuje uživateli dostatek informací pro přímou aplikaci. Jedním z cílů tvorby národní

přílohy k ČSN ISO 13822 [1] je proto také výklad obecných ustanovení původního dokumentu ISO 13822.

2 OBECNÝ POSTUP HODNOCENÍ KONSTRUKCÍ

Při navrhování přestavby existující konstrukce se podle ČSN 73 0038 [2] vychází ze současně platných norem. Dříve platné normy nebo předpisy slouží pouze jako informativní podklady. Pokud je stavba památkově chráněná, pak se musí projekt přestavby konzultovat s příslušným orgánem památkové péče a ochrany přírody. Podkladem pro vypracování návrhu přestavby je průzkum konstrukce, ve kterém se uvedou údaje o stavu objektu, vlastnostech materiálů a základové půdě, o poruchách a vadách konstrukce, o příčinách těchto vad, o druzích a velikostech zatížení, které na konstrukci působí nebo v minulosti působila, o vlivech prostředí, o dokumentaci konstrukce.

Obecná metodika hodnocení konstrukcí podle ČSN ISO 13822 [1] se v zásadě neliší od postupů dokumentu [2], přihlíží však k novým poznatkům a zásadám současných metod dílčích součinitelů. V normě se zdůrazňuje, že pro hodnocení konstrukce je nejprve nezbytné stanovit účel hodnocení z hlediska požadavků na její budoucí funkční způsobilost. Pokyny pro postup hodnocení vycházejí z vývojového diagramu v příloze B k [1], který je zachycen na obrázku 1.1.

Norma ČSN ISO 13822 [1] uvádí okolnosti, které mohou vést k zahájení hodnocení existující konstrukce:

- očekávaná změna v používání nebo prodloužení návrhové životnosti,
- ověření spolehlivosti (např. s ohledem na zemětřesení, zvýšená zatížení dopravou) požadované úřady, pojišťovnami, vlastníky, atd.,
- degradace konstrukce vlivem časově závislých zatížení (např. koroze, únava),
- poškození konstrukce od mimořádných zatížení (viz ISO 2394).

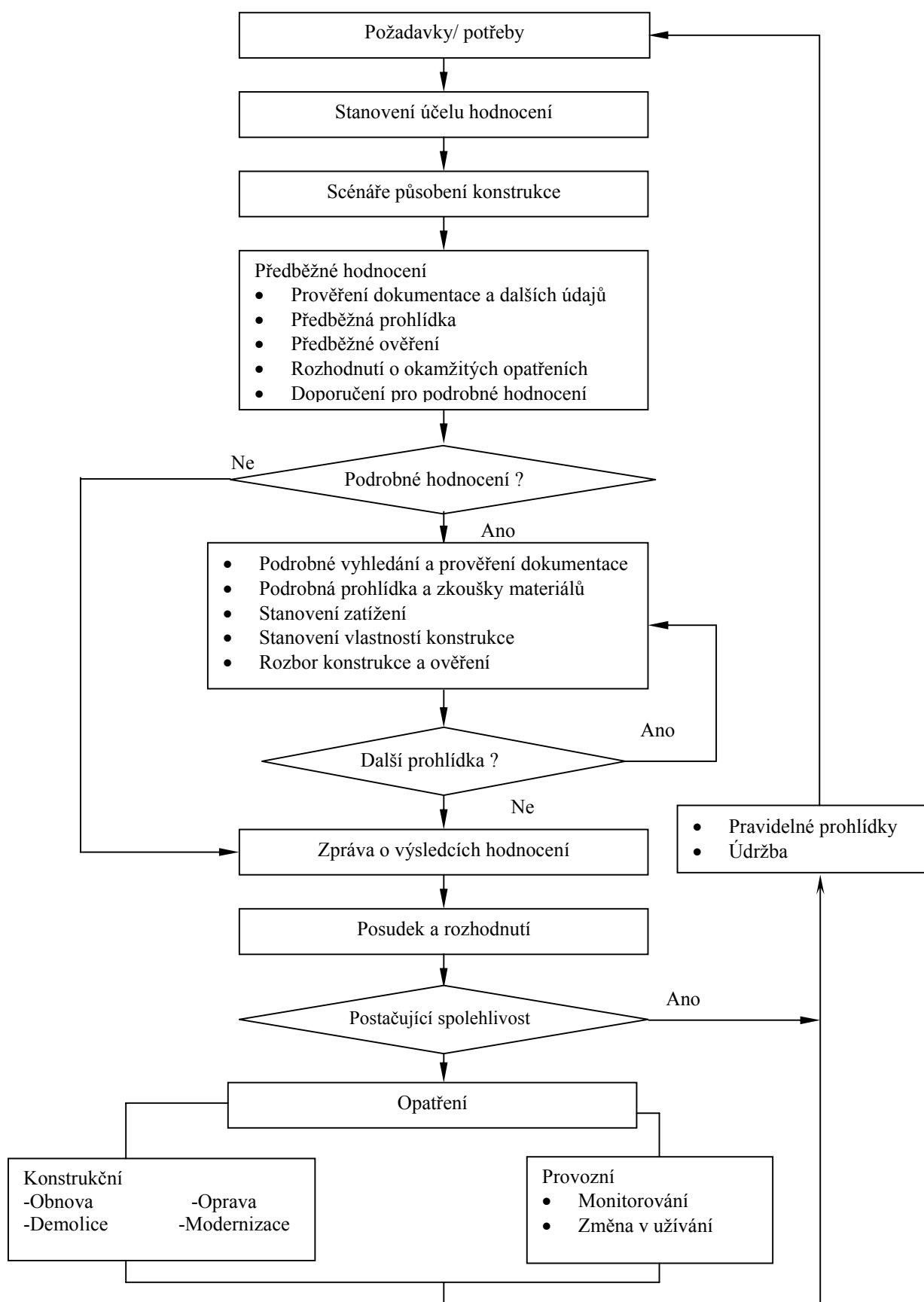
Jak již bylo uvedeno, obecná ustanovení normy ČSN ISO 13822 [1] jsou použitelná pro hodnocení existujících konstrukcí z různých materiálů jako jsou beton, ocel, dřevo, zdivo, atd. V některých případech však může být potřebné přihlídnout ke specifickým vlastnostem použitého materiálu. Norma rovněž poskytuje zásady pro stanovení zatížení a účinků prostředí. Upozorňuje na nutnost uvážit mimořádná zatížení, jakými jsou požár nebo seismická zatížení, aniž uvádí podrobnější pokyny. Zásady ČSN ISO 13822 [1] lze použít i pro historické stavby.

ČSN ISO 13822 [1] upozorňuje na důležitou okolnost, že u existujících konstrukcí jsou zpravidla větší rozdíly v úrovni spolehlivosti než u nově navržených konstrukcí. Je to důsledek historického vývoje ekonomických, sociálních i ekologických hledisek. V této souvislosti se proto upozorňuje na možnost diferenciací spolehlivosti v závislosti na podmínkách stavby a její zbytkové životnosti.

3 TERMINOLOGIE A DEFINICE

V normě ČSN ISO 13822 [1] jsou používány také nové termíny. Některé z termínů, které uvádí norma ČSN 73 0038 [2], se zde naopak nepoužívají. Například termín rekonstrukce se v textu ČSN ISO 13822 [1] nepoužívá. Přehled termínů podle ČSN ISO 13822 [1] a dohodnutých českých ekvivalentů je v tabulce 2.1. Některé termíny norma neuvádí a odkazuje se na ISO 2394 [3].

Obecné zásady hodnocení existujících konstrukcí



Obrázek 1.1 Vývojový diagram postupu hodnocení

Tabulka 2.1 Přehled termínů a originální anglický text.

hodnocení	<i>assessment</i>	referenční doba	<i>reference period</i>
poškození	<i>damage</i>	obnova	<i>rehabilitation</i>
degradace	<i>deterioration</i>	zbytková životnost	<i>remaining working life</i>
model degradace	<i>deterioration model</i>	oprava	<i>repair</i>
prohlídka	<i>inspection</i>	plán bezpečnostních opatření	<i>safety plan</i>
průzkum	<i>investigation</i>	funkční způsobilost konstrukce	<i>structural performance</i>
zatěžovací zkouška	<i>load testing</i>	směrná úroveň spolehlivosti	<i>target reliability level</i>
údržba	<i>maintenance</i>	modernizace (rekonstrukce, přestavba)	<i>upgrading</i>
materiálové vlastnosti	<i>material properties</i>	plán využití	<i>utilization plan</i>
monitorování	<i>monitoring</i>		

Novými termíny jsou v ČSN ISO 13822 [1] obnova, plán bezpečnostních opatření, plán využití, směrná úroveň spolehlivosti, zbytková životnost. Protože současné mezinárodní předpisy vycházejí ze zásad teorie spolehlivosti, objevují se zde také termíny z této oblasti, viz tabulka 2.2. Doplnující definice jsou v příloze E k ČSN ISO 13822 [1].

Tabulka 2.2 Přehled termínů a anglický text podle přílohy E k ČSN ISO 13822 [1].

nehomogenní náhodná vektorová funkce	<i>non-homogeneous random vector process</i>	prahová hodnota	<i>threshold</i>
---	--	------------------------	------------------

3.1 Definice podle ČSN ISO 13822

Definice z hlavního textu

obnova (*rehabilitation*)

práce potřebné k opravě, popř. k modernizaci existující konstrukce

zbytková životnost (*remaining working life*)

období, po které se za předpokladu plánované údržby uvažuje/očekává, že je existující konstrukce provozuschopná

plán bezpečnostních opatření (*safety plan*)

plán určující funkční požadavky pro danou konstrukci a zahrnující scénáře veškerých současných a budoucích opatření (návrh, provádění nebo činnosti, jako je monitorování) umožňující zajistit bezpečnost konstrukce

směrná úroveň spolehlivosti (*target reliability level*)

úroveň spolehlivosti požadovaná pro zajištění přijatelné bezpečnosti a použitelnosti

modernizace (rekonstrukce, přestavba) (*upgrading*)

úpravy existující konstrukce za účelem zlepšení její funkční způsobilosti

plán využití (*utilization plan*)

plán obsahující zamýšlený způsob (nebo způsoby) využití konstrukce a popisující podmínky provozu konstrukce včetně požadavků na údržbu a odpovídajících funkčních požadavků

Definice z přílohy E

charakteristiky zatížení (*load characteristics*)

kvalitativní a kvantitativní popis intenzity zatížení, která může být časově proměnná, jako např. doba trvání a četnost výskytu zatížení, průměrná hodnota a směrodatná odchylka intenzity v kterémkoliv časovém okamžiku

nehomogenní náhodná vektorová funkce $X(t)$ (*non-homogeneous random vector process*)

náhodná časově závislá funkce, pro kterou jsou v libovolném časovém okamžiku hodnoty prvků vektoru X_i náhodné veličiny

POZNÁMKA Statistické charakteristiky X_i jsou v nehomogenní náhodné vektorové funkci časově proměnné.

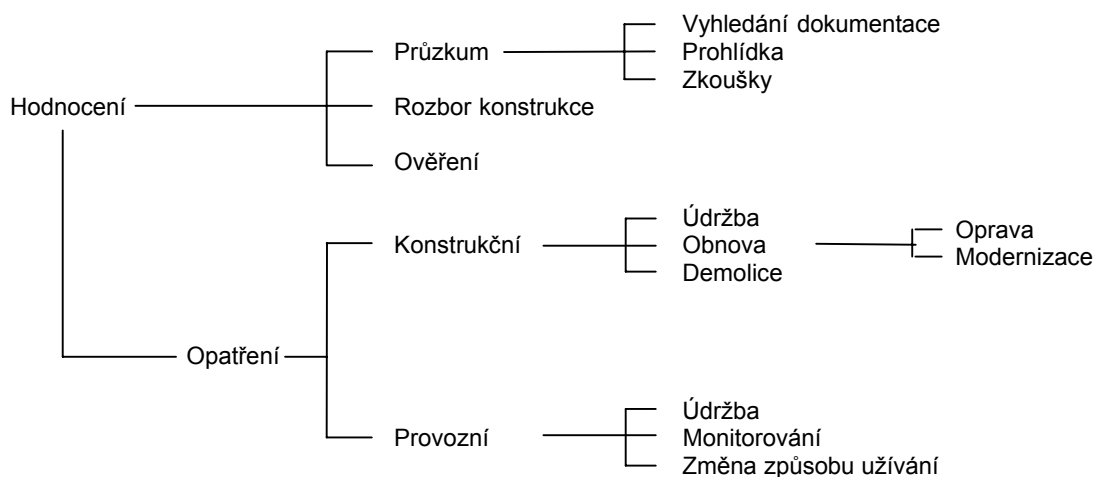
pevnostní charakteristiky (*strength characteristics*)

kvalitativní a kvantitativní popis pevnosti konstrukce nebo nosného prvku, která může být časově proměnná, jako například průměrná hodnota a směrodatná odchylka pevnosti

prahová hodnota (*threshold*)

mezní hodnota, která může být časově závislá a při jejímž překročení se konstrukce nebo nosný prvek nachází v nepříznivém stavu

Souvislost některých pojmů je patrná z přílohy A k ISO 13822 [1], viz obrázek 2.2.



Obrázek 2.2 Hierarchie termínů podle přílohy A.

3.2 Definice podle ČSN 73 0038

Přestavba – souhrnný název pro rekonstrukci, modernizaci a rozšíření (nástavba, přístavba)

Stávající konstrukce – konstrukce nebo její část realizovaná a předaná do užívání

Doplňující konstrukce – konstrukce nebo její část, která bude realizována při přestavbě
Doplňující konstrukce může být navržena samostatně nebo jako spolupůsobící se stávající konstrukcí.

Porucha konstrukce – změna konstrukce proti původnímu stavu, která zhoršuje její spolehlivost

Vada konstrukce – nedostatek konstrukce způsobený chybným návrhem nebo provedením

Zabezpečení konstrukce – přechodné opatření zajišťující spolehlivost konstrukce

Zesilování konstrukce – úprava konstrukce za účelem zvýšení její únosnosti a použitelnosti

Přímé zesilování – zesilování, při kterém zesilující a zesilované části konstrukce vytvářejí jeden nosný prvek (např. zesílení pásnic)

Nepřímé zesilování – zesilování, při kterém jsou zesilující a zesilované části konstrukce tvořeny samostatnými nosnými prvky

Nosná způsobilost – schopnost konstrukce plnit požadované nosné funkce z hlediska mezních stavů únosnosti a použitelnosti při působení statických a dynamických zatížení

Posudek nosné způsobilosti stávající nosné konstrukce – posouzení stávající konstrukce z hlediska mezních stavů únosnosti a použitelnosti, popř. též z hlediska životnosti

3.3 Termíny a definice podle ISO 2394 a ČSN EN 1990

Termíny a definice uvedené v ISO 2394 [3] jsou také zahrnuty v ČSN EN 1990 [4], kde jsou ještě podrobněji rozvedeny. Kromě toho ISO 2394 uvádí ještě tyto pojmy:

Life cycle (doba životnosti), primary basic variable (hlavní proměnná), partial factors format (metodika dílčích součinitelů), bounded action (vymezené zatížení), unbounded action (nevymezené zatížení), conversion function (převodní funkce).

***Poznámka:** Termíny uvedené v ČSN ISO 13822 [1] jsou dostatečně vysvětleny, uživatel by neměl mít problémy s jejich aplikací. Terminologie používaná v NA vychází z terminologie používané v nových normách. Pokud se některé pokyny ČSN 73 0038 [2] uvádějí v NA, upravuje se v tomto smyslu také terminologie. Termín stávající konstrukce se nahradí termínem existující.*

4 ZPRACOVÁNÍ DAT A ANALÝZA KONSTRUKCÍ

4.1 Zásady zpracování dat

Pokud je nutné určit vlastnosti materiálů na základě zkoušek, uvádí ČSN ISO 13822 [1] obecné pokyny v čl. 4.6.2 Podrobná prohlídka a zkoušky materiálů. Charakteristické hodnoty materiálových vlastností lze zjistit z projektové dokumentace, pokud je tato dokumentace k dispozici a nejsou důvody k pochybnostem. V případě pochybností se konstrukční detaily, rozměry prvků a vlastnosti materiálů uvažované v rozboru musí stanovit z podrobné prohlídky stavby a ze zkoušek materiálů. Výsledkem podrobné kvantitativní prohlídky je soubor aktualizovaných hodnot nebo pravděpodobnostních rozdělení pro

příslušné parametry, které ovlivňují vlastnosti konstrukce (zde se text ČSN ISO 13822 odkazuje na přílohu C).

Nutnost zajištění spolehlivosti konstrukce během odběru vzorků požaduje ISO i ČSN. Podle ČSN ISO 13822 [1], čl. 5.3.4 se má okamžitě po odběru vzorků provést oprava, popř. zesílení konstrukce.

Zásady obecného hodnocení vlastností základních veličin, zejména materiálových charakteristik, jsou uvedeny v ČSN EN 1990 [4], části D.6. Jsou to pokyny pro hodnocení vlastností jedné veličiny.

Výsledky zkoušek se mají hodnotit na základě statistických metod, pomocí dostupných statistických znalostí o typech rozdělení a jejich příslušných parametrech. ISO uvádí pokyny, jak postupovat, pokud je k dispozici jen malý počet zkoušek. V ČSN 73 0038 [2] je tímto kritériem pět zkoušek. V ČSN 73 0038 [2] se předpokládá, že má sledovaná základní veličina rozdělení normální, zatímco ČSN EN 1990 [4] již uvádí také postup pro veličinu lognormálně rozdělenou.

Výběrem vzorků a zkušebními postupy se zabývá ČSN ISO 13822 [1] v čl. 5.3.4. Podle ISO [1] mají být zkušební metody a výběr vzorků v souladu s odpovídajícími mezinárodními normami. ISO [1] však již neuvádí, které mezinárodní normy se doporučují aplikovat. Základní pokyny lze nalézt v ČSN EN 1990 [4], příloha D, a v ISO 2394 [3].

V ČSN 73 0038 [2] jsou uvedena obecná doporučení, jak určit místa pro odběr vzorků:

- při záměrném odběru vzorků má získaný soubor hodnot vystihovat stav materiálu ve vyšetřovaném prvku, popř. konstrukci,
- při náhodném odběru má získaný soubor hodnot splňovat podmínky náhodného výběru (odkazuje na normu ČSN 01 0250 [13]).

Rozsah zkoušek závisí na druhu materiálu, druhu zatížení, uspořádání konstrukce, způsobu jejího provedení, na technických možnostech odběru vzorku. U památkově chráněných objektů se má provést odběr vzorků se souhlasem orgánů památkové péče.

Pro stanovení vlastností základové půdy se podle ČSN 73 0038 [2] provádí odběr vzorků z aktivní zóny pod základem až do hloubky nejvýše rovné dvojnásobku šířky základové spáry, měřené od úrovně základové spáry. Pokyny pro stanovení vlastností základové půdy nejsou v ISO 13822 [1] uvedeny, doplňující ustanovení pro navrhování geotechnických konstrukcí jsou uvedena v EN 1997.

V ČSN ISO 13822 [1] také chybí pokyny pro odhad zatížení a odběr vzorků z hlediska stanovení vlastní tíhy, viz ČSN 73 0038 [2], čl. 4.1.6. Podkladem pro stanovení zatížení je podle ČSN ISO 13822 [1] norma ISO 2394 [3]. V národní příloze je třeba uvést, že vhodným podkladem je Eurokód ČSN EN 1990, pro určení vlastní tíhy ČSN EN 1991-1-1 [15].

ČSN ISO 13822 [1] uvádí v příloze E příklady vhodných metod postupů hodnocení časově závislé spolehlivosti. Pokyny jsou však relativně obecné, aplikovat je může jen uživatel, který má dostatečné znalosti z teorie spolehlivosti. Tyto pokyny v ČSN 73 0038 [2] chybí.

4.2 Analýza konstrukcí

ČSN ISO 13822 [1] uvádí v čl. 4.6.5, že se má při stanovení účinků zatížení na konstrukci postupovat podle pokynů ISO 2394 [3]. Norma [3] byla základním dokumentem pro tvorbu ČSN EN 1990 [4]. Při hodnocení existujících konstrukcí by se měly používat zásady ČSN EN 1990 [4], které však nemusí být vždy dostačující a plně vyčerpávající, jak

také ČSN EN 1990 [4] uvádí. Proto se doplňuje národní příloha k ČSN ISO 13822 [1] o některé informace pro navrhování přestaveb.

Podle doporučení ČSN ISO 13822 [1] se únosnost nosných prvků má stanovit s ohledem na účinky zatížení a přihlídnout k degradaci existující konstrukce. Pokud je zpozorována degradace konstrukce, stává se hodnocení její spolehlivosti řešením časově závislého degradačního jevu, jak je popsáno v ISO 2394 [3], a pro rozbor je potřebné použít vhodnou metodu. V případě degradace konstrukce je podstatné porozumět příčinám pozorovaného poškození nebo nesprávného chování konstrukce. Obecné pokyny pro časově závislé jevy uvádí příloha E [1]. Aby však bylo možné tuto přílohu aplikovat, je třeba uvést některé doplňující pokyny v NA (National Annex – národní příloha).

Ověření existující konstrukce se podle ČSN ISO 13822 [1] provádí za účelem zabezpečení směrné úrovně spolehlivosti, která představuje požadovanou úroveň funkční způsobilosti (příloha F). Lze postupovat podle současně platných norem nebo norem rovnocenných s ISO 2394 [3], které vykazují z hlediska jejich dlouhodobého používání dostatečnou spolehlivost. Dřívější normy, které byly platné v době výstavby existující konstrukce, se mají použít jako předpisy informativní. Požadavky na ověření existující konstrukce vycházejí obecně ze zásad teorie spolehlivosti.

Požadavek ČSN 73 0038 [2] pro aplikaci současně platných norem při navrhování přestavby existujících konstrukcí je v ČSN ISO 13822 formulován podstatně méně přísně (ve smyslu, že lze takto postupovat).

5 OVĚŘOVÁNÍ SPOLEHLIVOSTI EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ

Existující konstrukce byly často navrženy metodou dovolených namáhání nebo stupně bezpečnosti. Pokud byly navrženy metodou dílčích součinitelů, pak se postupy stanovení charakteristických a návrhových hodnot základních veličin, kombinace zatížení a použité výpočetní modely odlišují od současných evropských a mezinárodních norem. Základní metodou evropských předpisů Eurokódů EN i mezinárodních předpisů ISO je metoda dílčích součinitelů. Alternativně lze pro ověřování spolehlivosti existujících konstrukcí aplikovat pravděpodobnostní metody.

Metoda dílčích součinitelů i pravděpodobnostní metody mají při ověřování existujících konstrukcí nebo navrhování jejich obnovy své přednosti i nevýhody.

V běžných případech ověřování spolehlivosti existující konstrukce nebo navrhování její přestavby se aplikuje metoda dílčích součinitelů, neboť lze postupovat podle obvyklých postupů pro navrhování nových konstrukcí. U existujících konstrukcí může být však problémem modelování časově závislých vlastností materiálů, vlastností zatížení a účinků prostředí. Není vždy zcela zřejmé, zda je potřebné aplikovat stejně velké hodnoty dílčích součinitelů zatížení a materiálových vlastností jako při navrhování nových konstrukcí. Požadavky Eurokódů na zatížení jsou většinou přísnější, než tomu bylo u norem ČSN.

Pravděpodobnostní přístup k ověřování konstrukcí je například vhodné použít, jestliže jsou základní veličiny vstupující do funkce mezního stavu silně časově závislé. Základní veličiny lze lépe charakterizovat na základě teorie pravděpodobnosti a matematické statistiky. K dispozici je třeba mít dostatek informací o stavu existující konstrukce. V případě potřeby je možné tyto informace dále aktualizovat, zpřesňovat. Aplikaci pravděpodobnostních modelů základních veličin je třeba věnovat náležitou pozornost a vyžaduje značné odborné znalosti, neboť pokyny pro pravděpodobnostní navrhování uvedené v různých dokumentech bývají často obecné. Uživatel musí mít zkušenosti s aktualizací těchto modelů, s jejich zpřesňováním.

5.1 Metoda dílčích součinitelů

Základní metodou pro ověřování spolehlivosti konstrukcí je metoda dílčích součinitelů. Postupy ověřování spolehlivosti konstrukcí metodou dílčích součinitelů jsou podrobně popsány v normách ČSN EN 1990 [4] a ISO 2394 [3]. Je zde uvedeno, jak stanovit charakteristické a návrhové hodnoty základních veličin (materiálů, geometrických veličin, zatížení). Tyto normy uvádějí pravidla pro kombinace zatížení a postupy, jak stanovit účinky zatížení a odolnost konstrukce. Doporučené hodnoty dílčích součinitelů zatížení a materiálových vlastností byly stanoveny na základě kalibrací, porovnáním s původními normami, byly využity také pravděpodobnostní postupy. Uvažovala se přitom určitá úroveň spolehlivosti konstrukcí, v běžných případech pro životnost konstrukce 50 let a mezní stav únosnosti je směrná hodnota indexu spolehlivosti $\beta_t = 3,8$. Pokud by se u existujících konstrukcí uvažovala jiná hodnota indexu spolehlivosti β , pak by bylo možné dílčí součinitele pro existující konstrukce upravit tak, aby tuto skutečnost zohledňovaly.

V běžných případech se doporučuje aplikovat hodnoty dílčích součinitelů podle současných norem a stanovit charakteristické hodnoty materiálových a geometrických vlastností podle reálného stavu existující konstrukce.

5.2 Pravděpodobnostní metody

V některých případech lze zejména při působení časově proměnných vlastností veličin (zatížení, materiálové charakteristiky, degradace materiálů) ověřovat konstrukci nebo navrhovat její obnovu na základě pravděpodobnostních metod. Aplikace alternativních postupů pravděpodobnostního navrhování obnovy však nesmí vést ke snížení spolehlivosti konstrukce v porovnání se zásadami a aplikačními pravidly uvedenými v současných evropských a mezinárodních normách (ČSN ISO 13822, ČSN EN 1990 a ISO 2394 [1,3,4]).

Pravděpodobnostní metody lze uplatnit tehdy, jestliže jsou k dispozici vhodné pravděpodobnostní modely základních veličin. V případě znalosti nových údajů je možné tyto veličiny zpřesňovat. Způsob zpřesnění popisuje příručka JCSS [5], doporučuje četné postupy pro určení pravděpodobnostních rozdělení aktualizované základní veličiny.

Postup pravděpodobnostního ověřování konstrukce není však podrobně popsán v ČSN ISO 13822 [1], ani v ČSN EN 1990 [4]. Podrobnější návody uvádí například příručka Probabilistic Model Code [16], na jejímž zpracování se podílejí četní mezinárodní odborníci, většina z nich se spolupodílela na tvorbě Eurokódů nebo ISO norem.

Při pravděpodobnostním rozboru spolehlivosti konstrukce se nejprve sestaví funkce mezního stavu $Z(\mathbf{X})$ pro vektor \mathbf{X} základních veličin. Veličiny, které vstupují do funkce mezního stavu, jsou náhodné veličiny nebo náhodná pole, jejichž charakteristiky lze popsat pomocí teorie pravděpodobnosti a matematické statistiky. Předpokládá se, že je konstrukce spolehlivá, pokud platí nerovnost $Z(\mathbf{X}) > 0$. Ukazatel spolehlivosti, pravděpodobnost poruchy P_f je pak dána vztahem

$$P_f = \int_{Z(\mathbf{X}) < 0} \varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} , \quad (5.1)$$

kde $\varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{x})$ je sdružená hustota pravděpodobnosti pro realizaci vektoru \mathbf{x} . Dalším ukazatelem spolehlivosti konstrukce je zobecněný index spolehlivosti β , který se definuje na základě pravděpodobnosti poruchy P_f vztahem

$$\beta = -\Phi^{-1}(P_f) , \quad (5.2)$$

kde Φ označuje distribuční funkci normálního rozdělení. Pravděpodobnost P_f a index spolehlivosti β jsou tedy zcela ekvivalentní ukazatele. Dalším ukazatelem spolehlivosti je

doplňková pravděpodobnost $P_s = 1 - P_f$, označovaná termínem „spolehlivost“. Vztah mezi pravděpodobnostmi poruchy a indexem spolehlivosti je patrný z tabulky 5.1.

Tabulka 5.1 Vztah mezi indexem spolehlivosti β a pravděpodobností poruchy P_f

P_f	10^{-1}	10^{-2}	10^{-3}	10^{-4}	10^{-5}	10^{-6}	10^{-7}
β	1,3	2,3	3,1	3,7	4,2	4,7	5,2

Poznamenáme, že pro mezní stav únosnosti a padesátiletou dobu životnosti je základní doporučená hodnota indexu spolehlivosti $\beta_t = 3,8$ [1,3,4,6,7,16], která odpovídá pravděpodobnosti poruchy $P_t = 7,2 \times 10^{-5}$. S ohledem na jednoduchost praktického použití se v nedávných mezinárodních dokumentech dává přednost indexu spolehlivosti β před pravděpodobností poruchy P_f .

Vypočtená pravděpodobnost poruchy P_f nebo index spolehlivosti β nosného prvku se porovnává s doporučenou hodnotou pravděpodobnosti P_t , popř. β_t [1]. Při návrhu se prokazuje, že nosná konstrukce splňuje nerovnost

$$P_f < P_t, \text{ popř. } \beta > \beta_t. \quad (5.3)$$

Podle normy ČSN EN 1990 [4] se pro určení indexu spolehlivosti β obvykle používá

- lognormální a Weibullovo rozdělení pro parametry odolnosti materiálu a konstrukce a pro modelové nejistoty,
- normální rozdělení pro vlastní tíhu,
- s výjimkou posouzení na únavu se zjednodušeně pro proměnná zatížení používá normální rozdělení. Rozdělení extrémních hodnot mohou být vhodnější.

Při stanovení pravděpodobnosti poruchy lze postupovat různými způsoby (např. přímou integrací, analytickými nebo simulačními metodami, popř. jejich kombinacemi). Spolehlivost nosného prvku lze řešit analyticky, např. přibližnými analytickými metodami (FORM, SORM, metodou momentů), numerickými metodami integrace, simulací Monte Carlo (s využitím různých technik) nebo také kombinacemi těchto metod.

ISO 2394 [3] rozlišuje tyto postupy výpočtu:

- analytické metody, např. FORM, SORM (First/Second Order Reliability Methods - metoda prvního/druhého řádu),
- simulační metody, např. Monte Carlo,
- numerická integrace.

V některých případech (do 5 veličin) lze postupovat přímo, numerickou integrací. V dalších případech lze uplatnit metody analytické nebo simulační (případně jejich kombinace).

Pro uživatele jsou již nyní k dispozici některé softwarové produkty, např. Comrel, Diana, Felix. Obecné postupy výpočtu pravděpodobnosti poruchy uvádí ISO 2394 [3], kapitola 8 a příloha E.5. Podrobnější pokyny může uživatel nalézt v [6,7].

Jestliže se postupuje podle metody FORM, sestaví se funkce mezního stavu pro základní veličiny v x -ovém souřadném systému, který se transformuje na normovaný u -systém. Hledá se vzdálenost od počátku tohoto transformovaného systému k nejbližšímu bodu (k tzv. návrhovému bodu) mezního povrchu. Návrhový bod se určuje aproximativně pomocí tečné $(n-1)$ -rozměrné roviny tak, aby jeho vzdálenost od počátku byla nejkratší. Tato vzdálenost je představována indexem spolehlivosti β . Výhodou metody FORM je, že lze pomocí ní určit součinitele citlivosti α . Součinitele citlivosti umožňují stanovit důležitost (váhu) jednotlivých vstupujících základních veličin pro vznik pravděpodobnosti poruchy.

Citlivost součinitele α závisí na účinku základní veličiny na vznik poruchy a na relativní nejistotě představované směrodatnou odchylkou příslušné veličiny.

Pro zpřesnění metody FORM je možno použít metodu SORM (Second Order Reliability Method), pomocí které se hledá návrhový bod aproximací mezního povrchu tečnou $(n-1)$ -plochou druhého řádu.

Pravděpodobnost poruchy lze také stanovit metodou Monte Carlo, která je založena na principu statistické definice pravděpodobnosti. Analytické nebo numerické metody jsou nahrazeny statistickým rozбором velkého množství náhodných realizací x_{ik} základních veličin X_i , a je vypočtena příslušná hodnota funkce mezního stavu g_k

$$g_k = g(x_{1k}, x_{2k}, x_{3k}, \dots, x_{nk}) . \quad (5.4)$$

Základem metody je generátor náhodných čísel, který produkuje čísla mezi 0 až 1 a pomocí kterého jsou vybírány realizace x_{ik} . Vypočítá se počet poruch z_0 , kdy funkce $g_k < 0$, a porovná se s celkovým počtem z realizací funkce mezního stavu. Pak lze pravděpodobnost poruchy vypočítat ze statistické definice pravděpodobnosti

$$P_f = \frac{z_0}{z} . \quad (5.5)$$

Čím větší je počet realizací, tím je hodnota pravděpodobnosti poruchy přesněji určena. Aby se redukovalo množství realizací a zpřesnilo řešení, lze použít metodu směrově řízené simulace (Importance Sampling). Další metodou je metoda Adaptive Sampling. Tyto metody je vhodné kombinovat s metodou FORM pro určení směru, ve kterém se očekává porucha. Norma ISO 2394 [3] podrobnosti výpočtu těchto metod neuvádí, lze je nalézt např. v [7,8].

Postupy aplikace pravděpodobnostních metod při ověřování spolehlivosti stavebních konstrukcí uvádí Probabilistic Model Code [16] - obecná směrnice pro aplikace pravděpodobnostních metod při ověřování spolehlivosti stavebních konstrukcí. Má tři hlavní části, které jsou postupně doplňovány řadou evropských odborníků:

Část I Zásady navrhování

Část II Modely zatížení

Část III Modely odolnosti

Část I, Zásady navrhování, vychází z principu mezních stavů a pravděpodobnostního modelování nejistot zatížení, odolnosti a výpočetních modelů. Zabývá se zásadami klasifikace zatížení, způsobem stanovení modelů zatížení a materiálových vlastností, časově závislými vlivy, účinky prostředí. Doporučuje postupy pro pravděpodobnostní rozdělení jedné veličiny, vícerozměrných veličin, modely pro popis prostorové variability. Uvádí pravidla pro kombinace zatížení a pro modelování míry jejich vzájemné závislosti.

Pravděpodobnostní modelový postup JCSS [16] se v částech II a III dále podrobně zabývá teoretickými modely základních veličin popisujících zatížení, odolnost i modelové nejistoty. Jde však pouze o tak zvané apriorní modely, které je třeba aktualizovat na základě dostupných dat. Část II a III tvoří nejdůležitější součásti dokumentu. Ukazuje se totiž, že modely základních veličin jsou klíčovou otázkou každé praktické aplikace.

V části II byla zpracována doporučení pro několik druhů zatížení, mezi která patří stálá a užitná zatížení, zatížení vozidla v parkovacích prostorách, sníh, vítr, seismická zatížení, zatížení mimořádným nárazem vozidel a zatížení požárem. Některé další modely zatížení se v současnosti připravují, např. zatížení teplotou, zatížení dopravou, zatížení vodou a vlnami, zatížení na únavu. Modely zatížení byly odvozeny na základě různých podkladových materiálů, výzkumných zpráv a s ohledem na mezinárodní normy ISO, zejména na ISO 2394 [3], na evropskou normu Eurokód ČSN EN 1990 [4] a na normy o zatíženích z Eurokódu 1.

V části III jsou zpracována doporučení pro základní materiálové charakteristiky – beton, ocel, ocelobeton, předpínací výztuž, materiálové nejistoty. Dosud nejsou zpracovány pokyny pro konstrukce ze dřeva a zdiva.

6 OVĚŘOVÁNÍ NA ZÁKLADĚ PŘEDCHOZÍCH ZKUŠENOSTÍ

Podle ČSN ISO 13822 [1], čl. 4.6.6 se při ověřování může alternativně vycházet z dřívějšího uspokojivého chování konstrukce. Podrobnější pokyny, jak postupovat, jsou uvedeny v kapitole 8, kde jsou členěny na pokyny z hlediska hodnocení bezpečnosti a použitelnosti.

6.1 Hodnocení bezpečnosti podle ČSN ISO 13822

Konstrukce navržené a provedené podle předchozích norem, nebo, pokud nebyly použity normy, navržené a provedené na základě osvědčených stavebních zkušeností, lze považovat za bezpečné pro všechna zatížení kromě mimořádných (včetně seizmických) za předpokladu, že

- pečlivá prohlídka neodhalí žádné známky významného poškození, přetížení nebo degradace;
- je posouzen konstrukční systém včetně kritických detailů a jejich ověření z hlediska přenosu napětí;
- konstrukce vykazuje uspokojivé chování v průběhu časového období dostatečně dlouhého pro výskyt extrémních zatížení v důsledku užívání a účinků prostředí;
- posouzení procesu degradace (při kterém se uváží současný stav a plánovaná údržba) prokáže dostatečnou trvanlivost;
- po dostatečně dlouhé časové období nenastanou změny, které by mohly významně zvýšit zatížení konstrukce nebo ovlivnit její trvanlivost, a žádné takové změny nejsou očekávány.

6.2 Hodnocení provozuschopnosti podle ČSN ISO 13822

Konstrukce navržené a provedené na základě předchozích norem, nebo, pokud nebyly normy použity, navržené a provedené na základě dobrých stavebních zkušeností, se mohou považovat za provozuschopné pro budoucí použití za předpokladu, že

- pečlivá prohlídka neodhalí žádné známky významného poškození, přetížení, degradace nebo přetvoření;
- konstrukce vykazuje uspokojivé chování v průběhu dostatečně dlouhého časového období s ohledem na poškození, přetížení, degradaci, přetvoření nebo kmitání;
- nenastanou změny v konstrukci nebo ve způsobu jejího využívání, které by mohly významně změnit zatížení včetně účinků prostředí na konstrukci nebo její část, a
- posouzení procesu degradace (při kterém se uváží současný stav a plánovaná údržba) shledá dostatečnou trvanlivost konstrukce.

6.3 Hodnocení spolehlivosti podle ČSN 37 0038

ČSN 73 0038 [2] uvádí pokyny pro hodnocení spolehlivosti existujících konstrukcí podle druhů použitých materiálů, základové půdy a zatížení.

Materiály: Podle ČSN 73 0038 [2], čl. 3.1.2 lze pro stanovení hodnot potřebných pro dimenzování použít hodnoty vlastností materiálů předpokládané v původním výpočtu, jestliže nevyplývá z průzkumu konstrukce nutnost ověřit tyto údaje zkouškou. Není-li k dispozici

původní dokumentace nebo nelze-li jednoznačně určit vlastnosti materiálů stávající konstrukce, zjišťují se šetřením na místě, a to buď přímým odhadem nebo na základě zkoušek.

Při přímém odhadu se hodnoty veličin potřebné pro dimenzování (charakteristické a návrhové pevnosti materiálů) určují na základě zkušeností s obdobnými druhy konstrukcí a materiálů. Přihlíží se přitom ke stavu a stáří konstrukce, vlastnostem zabudovaného materiálu, množství a spolehlivosti informací o konstrukci.

Základová půda: ČSN [2] stanovuje podmínky, za nichž postačí provést pouze orientační vyšetření základových poměrů:

- na sledované konstrukci nejsou poruchy z hlediska založení konstrukce,
- stávající základy nebudou přenášet po přestavbě větší zatížení,
- povaha zatížení přenášených základy se po přestavbě podstatně nezmění,
- nedojde k podstatné změně hydrogeologických poměrů v podzákladi.

V ostatních případech se provádí podrobné vyšetření základových poměrů.

Zatížení: Šetřením na místě se zjišťují druhy, uspořádání a hodnoty zatížení, které na konstrukci působí. Pokud jsou z původní projektové dokumentace stávající konstrukce známy druhy zatížení předpokládané při původním výpočtu, a nevyplývá-li přitom z průzkumu objektu nutnost ověřit působící zatížení šetřením na místě, použijí se při výpočtu charakteristiky těchto zatížení podle současně platných norem.

V přílohách 1 až 4 k ČSN 73 0038 [2] jsou uvedeny pokyny pro existující konstrukce z betonu, oceli, litiny, svárkového železa, ze zdiva a ze dřeva. Tyto pokyny jsou převedeny do národní přílohy k ČSN ISO 13822 [1].

7 ŽIVOTNOST A DIFERENCIACE SPOLEHLIVOSTI

Návrhová životnost T_d je předpokládaná doba, po kterou má být konstrukce užívána pro zamýšlený účel při běžné údržbě, avšak bez podstatné opravy. V EN 1990 [4] i ISO [3] se pro návrhovou životnost T_d informativně shodně uvádějí 4 třídy, sestavené v tabulce 7.1

Tabulka 7.1 Návrhová životnost T_d .

Třída	Návrhová životnost T_d (roky)	Příklad
1	1 až 5	Dočasné budovy a konstrukce
2	25	Vyměnitelné konstrukce, ložiska
3	50	Běžné budovy a konstrukce
4	100 a více	Monumentální stavby, velké mosty

Návrhové pravděpodobnosti poruchy P_d se v současných předpisech uvádějí v závislosti na riziku ztráty života a sociálních ztrát, popř. na různě členěných nákladech, avšak bez přímé návaznosti na návrhovou životnost T_d . Norma ČSN ISO 13822 [1] přináší i klasifikaci spolehlivosti konstrukcí (viz tabulka 7.2), ve které jsou hodnoty indexu spolehlivosti pro dva časové intervaly T (1 rok a 50 let), aniž je poznamenáno, zda jde o návrhovou životnost T_d . Podobné hodnoty obsahuje česká norma ČSN 73 1401 [19], ve které se však uvažuje návrhová životnost $T_d = 80$ let.

Tabulka 7.2 Klasifikace spolehlivosti konstrukcí podle ČSN ISO 13822 [1]

Třída spolehlivosti	Riziko ztráty života a sociální ztráty	Index spolehlivosti β		Příklady budov a inženýrských staveb
		1 rok	50 let	
3 – vysoká	vysoké	5,2	4,3	Mosty, veřejné budovy
2 - normální	střední	4,7	3,8	Obytné a kancelářské budovy
1 – nízká	nízké	4,2	3,3	Zemědělské budovy, skleníky

Je třeba zdůraznit, že každá dvojice hodnot β z tabulky 7.2 pro jeden rok a pro 50 let odpovídá stejné úrovni spolehlivosti. Praktické uplatnění jednotlivých hodnot indexu spolehlivosti záleží na časovém intervalu T , který se uvažuje při ověření spolehlivosti konstrukce a který může být podřízen dostupným informacím o časově závislých základních veličinách $X = X_1, X_2, \dots, X_n$. Jinými slovy, pro třídu spolehlivosti 2 je podle tabulky 7.2 požadavek $\beta = 3,8$ pro $T = 50$ let ekvivalentní (odpovídá stejné úrovni spolehlivosti) s požadavkem $\beta = 4,7$ pro $T = 1$ rok. Při ověřování spolehlivosti je tedy možné použít různé časové intervaly T , obecně rozdílné od návrhové životnosti T_d .

Tabulka 7.3 Návrhový index spolehlivosti β_d pro životnost konstrukce T_d .

Relativní náklady na zajištění spolehlivosti	Následky poruchy			
	malé	znatelné	mírné	velké
vysoké	0	1,5	2,3	3,1
mírné	1,3	2,3	3,1	3,8
nízké	2,3	3,1	3,8	4,3

Poznamenejme, že pravděpodobnost poruchy se podle ČSN ISO 13822 [1] udává pro celou návrhovou životnost T_d bez uvedení její délky, pouze v závislosti na relativních nákladech na zajištění spolehlivosti a na následcích poruchy.

Dostupné předpisy tedy neposkytují přímo žádný návod, jak stanovit pravděpodobnost poruchy v závislosti na návrhové životnosti T_d . Oba citované materiály [1,3] se omezují pouze na hodnoty β_d pro různé úrovně spolehlivosti, které nejsou explicitně závislé na návrhové životnosti T_d . Jinými slovy, jestliže se na základě tabulky 7.3 pro třídu spolehlivosti 2 (normální) stanoví $\beta_d = 3,8$ pro $T_d = 50$ let, není jasné, jaké β_d by se mělo uvažovat pro stejnou třídu spolehlivosti, avšak jinou návrhovou životnost, např. $T_d = 5$ nebo 25 let (viz informativní hodnoty návrhové životnosti uvedené v tabulce 7.1).

ČSN ISO 13822, ISO 2394 a ČSN EN 1990 [1,3,4] pouze naznačují, jak spolehlivost konstrukce s ukazateli spolehlivosti $\beta_d = 3,8$ pro $T_d = 50$ let ověřit na základě jiného časového intervalu, například na základě intervalu $T = 1$ rok. Pro tento časový interval uvádí tabulka 7.2 hodnotu $\beta = 4,7$. Jde tedy o jinou úlohu než dosud, ověřuje se stále konstrukce s návrhovou životností $T_d = 50$ let a pouze pro účely ověření její spolehlivosti (pro účely výpočtu) se uvažuje jiný časový interval T než je její návrhová životnost $T_d = 50$ let. Odvození indexu spolehlivosti pro obecně zadaný časový interval T je provedeno v následujícím oddílu.

7.1 Časová závislost pravděpodobnosti poruchy

Z předchozího textu zřetelně vyplývá, že pro časově závislé základní veličiny $X = X_1, X_2, \dots, X_m$, je spolehlivost stavebních konstrukcí charakterizována pravděpodobností poruchy p odpovídající časovému intervalu T , který může (ale nemusí) být roven návrhové životnosti T_d . Pro konstrukci s danou úrovní spolehlivosti lze pravděpodobnost poruchy p_n v časovém intervalu $T_n = n T_1$ odvodit z pravděpodobnosti poruchy p_1 pro časový interval T_1 ze vztahu podle ISO 2394 [3]

$$p_n = 1 - (1 - p_1)^n . \quad (7.1)$$

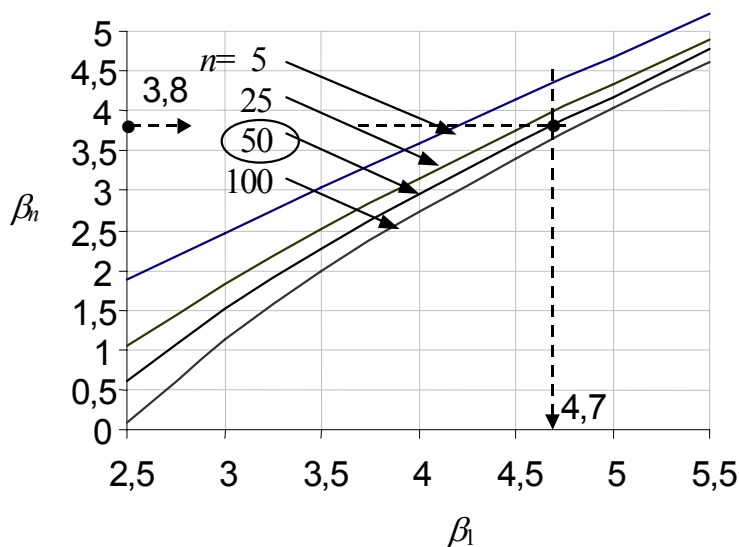
Pro malé pravděpodobnosti poruchy lze také použít přibližný vztah $p_n = p_1 T_n / T_1$. Časové intervaly T_1 a T_n zde mají libovolně zadanou délku a $n = T_n / T_1$ nemusí být přirozené číslo (T_1 však často označuje jeden rok).

Poznamenejme, že vztah (7.1) je pouze přibližný, neboť vychází z teoretického předpokladu, že poruchy konstrukce ve dvou libovolně zvolených časových intervalech o délce T_1 (které se nepřekrývají) jsou vzájemně nezávislé jevy. Tento předpoklad však není obecně splněn, zejména v případě, že některé základní veličiny $X = X_1, X_2, \dots, X_m$ nezávisí na čase (numerické důsledky jsou ale zanedbatelné).

Pravděpodobnost P_n tedy vzrůstá (přibližně lineárně) s délkou intervalu T_n . Pro odpovídající indexy spolehlivosti β_1 a β_n , definované vztahy [3,4] $P_1 = \Phi(-\beta_1)$, $p_n = \Phi(-\beta_n)$, vyplývá z rovnice (7.1) vztah

$$\Phi(\beta_n) = [\Phi(\beta_1)]^n , \quad (7.2)$$

kde $\Phi(\cdot)$ je distribuční funkce normálního rozdělení. Obrázek 7.1 ukazuje závislost β_n na β_1 ($T_1 = 1$) pro $n = 5, 25, 50$ a 100 . Jestliže časový interval T_1 představuje jeden rok, pak veličina n označuje počet let $n = T_n$.



Obrázek 7.1 Závislost β_n na β_1 pro $n = 5, 25, 50$ a 100 .

Z obrázku 7.1 za tohoto předpokladu vyplývá, že je-li index spolehlivosti pro návrhovou životnost 50 let stanoven $\beta_{50} = 3,8$ (základní hodnota uvedená v ČSN ISO 13822 [1]), stejná úroveň spolehlivosti odpovídá hodnotě $\beta_1 = 4,7$ platné pro referenční dobu $T_1 = 1$ rok (viz také tabulka 7.2). Obdobně odpovídá tato úroveň spolehlivosti hodnotě $\beta_1 = 4,3$ platné pro referenční dobu $T_5 = 5$ let, hodnotě $\beta_1 = 4,0$ platné pro referenční dobu $T_{25} = 25$ let a hodnotě $\beta_1 = 3,6$ platné pro referenční dobu $T_{100} = 100$ let.

7.2 Dílčí součinitel materiálu

Poznatky vyplývající z rovnic (7.1) a (7.2) a obrázku 7.1 se uplatní, jestliže se uvažuje jiný časový interval T než je návrhová životnost T_d (např. s ohledem na data o zatížení). V takovém případě je třeba příslušně upravit dílčí součinitele spolehlivosti. Praktický postup ukážeme na příkladu dílčího součinitele materiálu γ_R . Za předpokladu normálního rozdělení

materiálové vlastnosti (např. pevnosti oceli) R je její charakteristická hodnota R_k kvantil odpovídající pravděpodobnosti 0,05 [1,3,4]

$$R_k = \mu_R - 1,645 \times \sigma_R = \mu_R(1 - 1,645 \times v_R) . \quad (7.3)$$

Návrhová hodnota R_d je podle zásad Eurokódů [4] dána vztahem

$$R_d = \mu_R - \alpha_R \times \beta \times \sigma_R = \mu_R - 0,8 \times \beta \times \sigma_R = \mu_R(1 - 0,8 \times \beta \times v_R) , \quad (7.4)$$

kde μ_R je průměr, $\alpha_R = 0,8$ je váhový součinitel, σ_R směrodatná odchylka a v_R variační koeficient materiálové vlastnosti R .

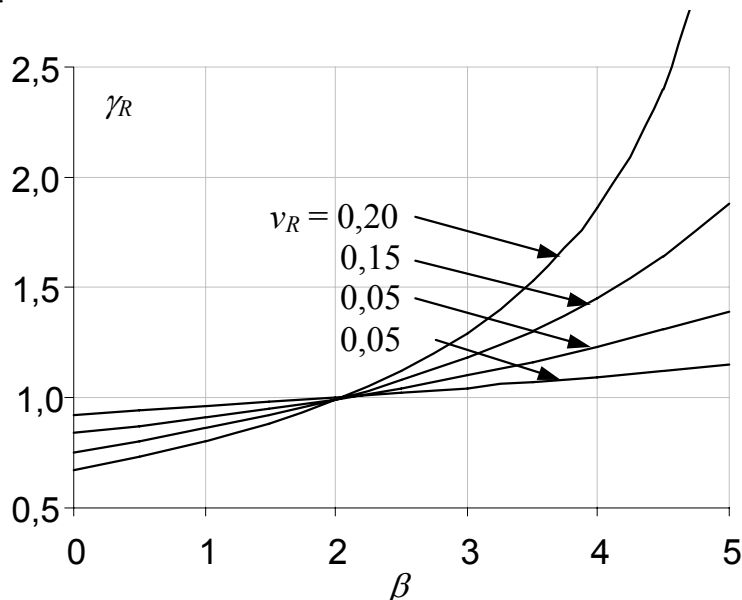
Dílčí součinitel spolehlivosti γ_R vlastnosti R je obecně roven podílu [3, 4]

$$\gamma_R = R_k / R_d , \quad (7.5)$$

který po dosazení vztahů (7.3) a (7.4) lze zapsat ve tvaru

$$\gamma_R = (1 - 1,645 \times v_R) / (1 - 0,8 \times \beta \times v_R) . \quad (7.6)$$

Vztah (7.6) je graficky zachycen na obrázku 7.2, který umožňuje získat celkový přehled o vlivu indexu spolehlivosti β a variačního koeficientu v_R na dílčí součinitel γ_R vlastnosti materiálu R .



Obrázek 7.2 Závislost γ_R na β pro $v_R = 0,05; 0,10; 0,15$ a $0,20$.

Obdobným postupem lze stanovit vliv časového intervalu na dílčí součinitele zatížení γ_E , u kterých je však celá problematika (včetně definice charakteristických hodnot) složitější; bude jí věnována samostatná studie.

7.3 Příklad

Uvažuje se ocelová konstrukce s návrhovou životností $T_d = 50$ let, pro kterou je stanovena návrhová pravděpodobnost poruchy $p_d = 7,2 \times 10^{-5}$ ($\beta_d = 3,8$, což je obvyklá úroveň spolehlivosti podle [3,4]). Pravděpodobnost poruchy p pro časový interval $T = 25$ let, který se má s ohledem na údaje o zatížení uvažovat ve výpočtu, musí být menší než návrhová pravděpodobnost p_d ($p < p_d$, a tedy $\beta > \beta_d$); z rovnice (7.1) plyne

$$p = 1 - (1 - 7,52 \times 10^{-5})^{25/50} = 3,76 \times 10^{-5} . \quad (7.7)$$

Jestliže se tedy při ověřování spolehlivosti uvažuje časový interval $T = 25$, plyne z rovnice (7.2) odpovídající index spolehlivosti β

$$\beta = -\Phi^{-1}(3,76 \times 10^{-5}) = 4,00, \quad (7.8)$$

tedy hodnota větší než návrhový požadavek $\beta_d = 3,8$ pro návrhovou životnost $T_d = 50$ let.

Zopakujme, že předem zadaná návrhová životnost ($T_d = 50$ let) se nezměnila; stanovené hodnoty p a β odpovídají jinému (kratšímu) časovému intervalu ($T = 25$ let), avšak konstrukce má sloužit svému účelu po dobu ($T_d = 50$ let).

Podle rovnice (7.6) je pak součinitel γ_R pro časový interval $T = 25$ let dán vztahem

$$\gamma_R = (1 - 1,645 \times v_R) / (1 - 0,8 \times 4,00 \times v_R), \quad (7.9)$$

který pro variační koeficient $v_R = 0,08$ (který odpovídá běžným druhům oceli) vede podle rovnice (7.6) k hodnotě (viz též obr. 7.2)

$$\gamma_R = (1 - 1,645 \times 0,08) / (1 - 0,8 \times 4,00 \times 0,08) = 1,17. \quad (7.10)$$

Poznamenejme, že při tomto variačním koeficientu $v_R = 0,08$ a původním intervalu $T_d = 50$ let je

$$\gamma_R = (1 - 1,645 \times 0,08) / (1 - 0,8 \times 3,8 \times 0,08) = 1,15. \quad (7.11)$$

Dílčí součinitel γ_R se tedy zvětšuje s klesajícím intervalem T (současně však vzrůstá s rostoucím v_R).

Zdůrazníme, že jinou otázkou je ověřit spolehlivost zemědělské budovy s návrhovou životností $T_d = 25$ let, u které je riziko ztráty života nízké a pro kterou lze podle tabulky 7.2 stanovit nižší úroveň spolehlivosti $\beta_d = 3,3$. Z rovnice (7.6) pak plyne

$$\gamma_R = (1 - 1,645 \times 0,08) / (1 - 0,8 \times 3,3 \times 0,08) = 1,10. \quad (7.12)$$

Pro uvažovanou zemědělskou budovu je tedy možno dílčí součinitel materiálu γ_R snížit z obvyklé hodnoty 1,15 na hodnotu 1,10.

7.4 Poznámky

Návrhové pravděpodobnosti poruchy p_d se v současných předpisech uvádějí v závislosti na riziku ztráty života a sociálních ztrát, popř. na různě členěných nákladech, avšak bez přímé návaznosti na návrhovou životnost T_d .

Dostupné předpisy neposkytují návod, jak stanovit návrhovou pravděpodobnost poruchy p_d v závislosti na návrhové životnosti T_d ; pravděpodobnost p_d je nutno stanovit na základě rozboru rizik a nákladů způsobených poruchou.

Danou úroveň spolehlivosti definovanou návrhovou pravděpodobností poruchy p_d a odpovídající návrhovou životností T_d , je možno popsat pravděpodobností p odpovídající jinému časovému intervalu T , stanovenému s ohledem na data o zatížení.

Pro účely ověřování spolehlivosti konstrukce na základě časového intervalu T odlišného od návrhové životnosti T_d je odvozen vztah pro stanovení odpovídajícího dílčího součinitele materiálu γ_R .

8 SMĚRNÁ ÚROVEŇ SPOLEHLIVOSTI

8.1 Úroveň spolehlivosti podle ČSN ISO 13822

Směrnou úroveň spolehlivosti, která se použije při ověření existující konstrukce, lze stanovit na základě kalibrace vzhledem k současné normě, s uvážením koncepce minima

celkových očekávaných nákladů nebo porovnáním s dalšími riziky (např. sociálními). Požadavky mají také zachycovat typ a důležitost konstrukce, možné následky poruchy a sociálně ekonomická kritéria.

Přestože jsou v ČSN ISO 13822 [1] funkční požadavky na bezpečnost a použitelnost při hodnocení existujících konstrukcí v zásadě shodné jako pro navrhování nových konstrukcí, existují mezi nimi některé zásadní rozdíly, které ovlivňují diferenciaci spolehlivosti konstrukcí, tak jak je dále uvedeno.

- a) Ekonomická hlediska: rozdíl nákladů na dosažení přijatelnosti stavu a nákladů na zlepšení stavu existující konstrukce může být velmi podstatný, zatímco v návrhu je obecně přírůstek nákladů vedoucí ke zvýšení bezpečnosti velmi malý; následkem toho se v návrhových normách používají obecná konzervativní kritéria.
- b) Sociální hlediska: zahrnují omezení (nebo dokonce přemístění) uživatelů a činností, a také historické hodnoty; tato hlediska nemají dopad na návrh nových konstrukcí.
- c) Hlediska udržitelnosti: snížení odpadů a využití recyklace; tato hlediska mají menší důležitost při návrhu nových konstrukcí.

V důsledku toho platí pro většinu existujících konstrukcí určených pro běžné bydlení a používání aplikovatelný cíl „minimální stavební zásah“, při kterém se v konstrukci používají původní materiály.

ČSN ISO 13822 [1] uvádí některé doporučené hodnoty indexu β pro příslušné mezní stavy a referenční dobu v příloze F, viz tabulka 8.1.

Tabulka 8.1– Směrná úroveň spolehlivosti podle ČSN ISO 13822

Mezní stavy	Směrný index spolehlivosti β	Referenční doba
použitelnosti		
vratné	0,0	plánovaná zbytková životnost
nevratné	1,5	plánovaná zbytková životnost
únavy		
kontrolovatelné	2,3	plánovaná zbytková životnost
nekontrolovatelné	3,1	plánovaná zbytková životnost
únosnosti		
velmi malý následek poruchy	2,3	L_S v letech ^a
malý následek poruchy	3,1	L_S v letech ^a
střední následek poruchy	3,8	L_S v letech ^a
vysoký následek poruchy	4,3	L_S v letech ^a
^a L_S minimální běžná doba z hlediska bezpečnosti (např. 50 let)		

Podle Eurokódu ČSN EN 1990 [4] jsou směrné hodnoty indexu spolehlivosti β pro různé návrhové situace a pro referenční dobu od 1 roku do 50 let uvedeny v příloze C, tabulce C.2 (viz tabulka 8.2). Hodnoty β zde odpovídají úrovním bezpečnosti pro nosné prvky třídy spolehlivosti RC2 (viz příloha B).

Tabulka 8.2 Směrné hodnoty indexu spolehlivosti β pro nosné prvky třídy spolehlivosti RC2, EN 1990

Mezní stav	Směrné hodnoty indexu spolehlivosti	
	1 rok	50 let
Únosnosti	4,7	3,8
Únavy		1,5 až 3,8 ¹⁾
Použitelnosti (nevratný)	2,9	1,5
¹⁾ Závisí na možnosti kontroly, opravy a na odolnosti vůči porušení.		

Pokud jsou hlavní nejistoty způsobeny zatíženími, jejichž roční maxima jsou statisticky nezávislá, mohou být hodnoty β pro různé referenční doby vypočteny z následujícího výrazu:

$$\Phi(\beta_n) = [\Phi(\beta_1)]^n, \quad (8.1)$$

kde β_n je index spolehlivosti pro referenční dobu n let,

β_1 index spolehlivosti pro referenční dobu jednoho roku.

Směrné hodnoty pro dobu 1 roku také uvádí ISO 2394 [3], viz tabulka 8.3.

Tabulka 8.3 – Směrné hodnoty indexu β pro nosné prvky třídy spolehlivosti RC2 podle ISO 2394 [3]

1	2	3	4
Relativní náklady na opatření	Menší následky poruchy	Střední následky poruchy	Velké následky poruchy
velké (A)	$\beta = 3,1$ ($p_f = 10^{-3}$)	$\beta = 3,3$ ($p_f = 5 \cdot 10^{-4}$)	$\beta = 3,7$ ($p_f = 10^{-4}$)
střední (B)	$\beta = 3,7$ ($p_f = 10^{-4}$)	$\beta = 4,2$ ($p_f = 10^{-5}$)	$\beta = 4,4$ ($p_f = 5 \cdot 10^{-6}$)
malé (C)	$\beta = 4,2$ ($p_f = 10^{-5}$)	$\beta = 4,4$ ($p_f = 5 \cdot 10^{-5}$)	$\beta = 4,7$ ($p_f = 10^{-6}$)

8.2 Úroveň spolehlivosti podle ISO 2394

Bezpečnost osob

Spolehlivost konstrukcí je důležitá. Je třeba uvážit, že v důsledku poruchy mohou být lidé zraněni nebo zabiti. Maximálně akceptovatelnou úroveň pravděpodobnosti poruchy lze stanovit tak, že se porovnají rizika, která plynou z jiných činností.

Roční maximální přípustnou pravděpodobnost porušení konstrukce plynoucí z omezení jednotlivých rizik lze podle předpisu ISO 2394 [3] vyjádřit

$$P_f < \frac{10^{-6}}{p(d/f)}, \quad (8.2)$$

kde $p(d/f)$ je pravděpodobnost usmrcení člověka za daného způsobu porušení konstrukce. Tato pravděpodobnost závisí také na době, po kterou je člověk v budově nebo v jejím okolí přítomen.

Roční maximální pravděpodobnost porušení konstrukce plynoucí z omezení rizika s ohledem na veřejnost může být také podle ISO 2394 [3] formulována nerovnicí

$$P_f < A N^k, \quad (8.3)$$

kde N je očekávaný počet úmrtí za rok. Pro veličiny A a k lze doporučit hodnoty $A = 0,01$ až $0,1$ a $k = 1$ až 2 .

Ekonomická optimalizace

Z ekonomického hlediska lze směrnou úroveň spolehlivosti stanovit z rovnováhy mezi následky poruchy a náklady na bezpečnostní opatření. Cílem může být minimalizace celkových nákladů C_{tot} na základě vztahu

$$C_{\text{tot}} = C_0 + C_m + \sum P_f C_f, \quad (8.4)$$

kde C_0 jsou počáteční náklady (související s pořízením konstrukce)

C_m očekávané náklady na údržbu a demolicí

C_f náklady na poruchu

P_f pravděpodobnost poruchy pro celkovou dobu životnosti

Provádí se součet přes všechny (nezávislé) způsoby porušení konstrukce a kombinace zatížení. Tento vztah je velmi zjednodušený, je potřebné jej pro konkrétní aplikaci více specifikovat. Kromě ekonomických úvah mohou úřady vyžadovat určitou minimální úroveň spolehlivosti, pokud je třeba ochránit lidské životy. Pak je zapotřebí aplikovat účelovou a omezující funkci. Poznamená se, že se může uvažovat, že člen $\sum P_f C_f$ je zde zabezpečen pojištěním.

9 ZÁVĚREČNÉ POZNÁMKY

Norma ČSN ISO 13822 Hodnocení existujících konstrukcí poskytuje obecné požadavky a postupy pro hodnocení existujících konstrukcí a navrhování jejich obnov, které vycházejí ze zásad teorie spolehlivosti konstrukcí a z následků jejich poruchy. Norma je materiálově nezávislá, její pokyny lze použít pro hodnocení libovolného druhu existující konstrukce. Protože je to mezinárodní norma, odkazuje na systém ISO norem pro navrhování konstrukcí, zejména na ISO 2394. Norma ISO 2394 už byla do systému ČSN zavedena, i když zatím pouze v anglickém jazyce. V současnosti se do systémů našich norem zavádějí Eurokódy EN, které budou uceleným souborem norem určeným zejména pro navrhování nových konstrukcí. Klíčový Eurokód ČSN EN 1990 pro zásady navrhování zejména nových konstrukcí vychází ze shodného dokumentu jako norma ČSN ISO 13822 určená pro navrhování přestaveb.

Text normy ČSN ISO 13822 je však v některých případech formulován dosti obecně a neposkytuje uživateli dostatek informací pro přímou aplikaci pokynů. Proto jsou důležité národní přílohy, které umožní vybraná obecná ustanovení lépe vysvětlit. Do národní přílohy se zapracují některé pokyny z norem ČSN 73 0038, ISO 2394 a ČSN EN 1990, které se zaměří a doplní o ustanovení pro hodnocení existujících konstrukcí a navrhování jejich přestaveb.

V běžných případech ověřování spolehlivosti existující konstrukce nebo navrhování její přestavby se aplikuje metoda dílčích součinitelů, neboť lze postupovat podle obvyklých postupů pro navrhování nových konstrukcí. U existujících konstrukcí však může být problémem modelování časově závislých vlastností materiálů, vlastností zatížení a účinků prostředí. Není vždy zcela zřejmé, zda je potřebné aplikovat stejně velké hodnoty dílčích součinitelů zatížení a materiálových vlastností jako při navrhování nových konstrukcí. Požadavky Eurokódů na zatížení jsou většinou přísnější, než je tomu u norem ČSN.

Pravděpodobnostní přístup k ověřování konstrukcí je například vhodný použít, jestliže jsou základní veličiny vstupující do funkce mezního stavu silně časově závislé. Základní veličiny lze lépe charakterizovat na základě teorie pravděpodobnosti a matematické statistiky. K dispozici je třeba mít dostatek informací o stavu existující konstrukce. V případě potřeby je možné tyto informace dále aktualizovat, zpřesňovat. Aplikaci pravděpodobnostních modelů základních veličin je třeba věnovat náležitou pozornost a vyžaduje značné odborné znalosti, neboť pokyny pro pravděpodobnostní navrhování uvedené v různých dokumentech bývají často obecné. Uživatel musí mít zkušenosti s aktualizací těchto modelů, s jejich zpřesňováním. Vypočtené ukazatele spolehlivosti (pravděpodobnost poruchy, index spolehlivosti β) se porovnají se směrnou hodnotou β_t . Doporučené hodnoty β_t pro různé mezní stavy budou uvedeny v národní příloze k této normě.

Cílem této zprávy bylo porovnání ČSN 73 0038, Eurokódu EN 1990, ISO 2394 a rozbor podkladových materiálů, příručky RILEM Probabilistic Assessment of Existing Structures k ČSN ISO 13822 a pracovních dokumentů výzkumné organizace JCSS. Z rozboru uvedených dokumentů vyplývají následující poznatky:

1. Lze se držet obecného postupu hodnocení konstrukcí uvedeného v ČSN ISO 13822. Vývojový diagram uvedený v příloze B názorně doplňuje postup hodnocení.
2. Termíny v ČSN ISO 13822 jsou zčásti nové, jsou vysvětleny v definicích i textu. Chybí zde termín rekonstrukce, vada, dostavba, naopak se zde objevuje několik nových pojmů z teorie pravděpodobnosti, a dále termín plán využití a plán bezpečnostních opatření. Souvztažnost termínů je patrná ze schématu v příloze A.
3. Zásady zpracování dostupných dat se rozšiřují o některé pokyny z ČSN a ČSN EN 1990, přílohy D. Metodické postupy výběru vzorků uvádějí i další ISO normy, které budou uvedeny v NA v bibliografii.
4. Analýza konstrukcí by měla vycházet ze zásad teorie spolehlivosti. V NA budou uvedeny doplňující pokyny, jak aplikovat při analýze konstrukcí soustavu platných národních norem společně s ČSN ISO 13822. Dříve platné předpisy mají charakter informativní.
5. Při ověřování spolehlivosti se kromě běžné metody dílčích součinitelů mohou použít pravděpodobnostní postupy. ISO neposkytuje bližší informace, na jejichž základě by se mohla provést kategorizace dílčích součinitelů. Spolehlivost konstrukce lze zpřesňovat na základě pravděpodobnostních rozborů.
6. Při ověřování spolehlivosti existující konstrukce lze přihlížet k dřívějšímu uspokojivému chování konstrukce (platí pro mezní stavy únosnosti i použitelnosti).
7. Charakteristické a návrhové hodnoty materiálových vlastností lze stanovit na základě teorie pravděpodobnosti a matematické statistiky.
8. ČSN ISO 13822 neposkytuje návody, jak stanovit pravděpodobnost poruchy v závislosti na návrhové životnosti. Pravděpodobnost poruchy pro určitou návrhovou životnost je nutno stanovit na základě rozboru rizik a nákladů způsobených poruchou.
9. Postup aktualizace měřených veličin je v ISO 13822 velmi obecný. Podrobnější návody jsou uvedeny v kapitole 9.
10. Směrnou úroveň spolehlivosti lze stanovit s ohledem na kategorii konstrukce, uvažovaný mezní stav a možná rizika. Směrné hodnoty v ČSN ISO 13822 a EN 1990 vycházejí ze zásad teorie pravděpodobnosti, teorie spolehlivosti a z pokynů ISO 2394.
11. V Eurokódu EN 1990, příloze D a v ISO 2394 jsou podrobnější pokyny pro stanovení návrhové hodnoty základní veličiny než je tomu v ČSN ISO 13822 a v ČSN 73 0038.
12. Postupy pro hodnocení vlivu časově závislých veličin na spolehlivost konstrukcí uvedené v ISO 13822 jsou příliš obecné a neumožňují přímou aplikaci při hodnocení spolehlivosti. Některé doplňující informace poskytuje příručka JCSS a Probabilistic

Model Code. V národní příloze budou uvedeny doplňující informace o tom, jak postupovat, jestliže jsou základní veličiny silně, popř. slabě časově závislé.

V národní příloze k ČSN ISO 13822 jsou proto uvedeny zejména tyto informace:

- vysvětlení některých základních pojmů s přihlédnutím k národním tradicím,
- pokyny pro ověřování spolehlivosti existujících konstrukcí,
- informace o způsobu stanovení charakteristických a návrhových hodnot základních veličin (materiálů, zatížení),
- pokyny pro pravděpodobnostní způsob ověřování konstrukcí,
- pokyny, jak postupovat, když je potřebné aktualizovat popis základních veličin,
- pokyny pro zkoušení vlastností existujících konstrukcí,
- obecné informace o hodnocení a obnovách památkově chráněných staveb.

Důležitým podkladem pro vypracování návrhu přestavby je průzkum konstrukce, ve kterém se uvedou údaje o stavu objektu, vlastnostech materiálů a základové půdě, o poruchách a vadách konstrukce, o příčinách těchto vad, o druzích a velikostech zatížení, které na konstrukci působí nebo v minulosti působila, o vlivech prostředí, o dokumentaci konstrukce.

LITERATURA

- [1] ČSN ISO 13822 Zásady navrhování konstrukcí – Hodnocení existujících konstrukcí, ČNI 2005
- [2] ČSN 73 0038 Navrhování a posuzování stavebních konstrukcí při přestavbách, ČSNI, 1986
- [3] ISO 2394 General Principles on Reliability for Structures, 1999
- [4] ČSN EN 1990, Eurokód: Zásady navrhování konstrukcí, ČNI 2004.
- [5] Probabilistic Assessment of Existing Structures, A publication of The Joint Committee on Structural Safety (JCSS), RILEM, 2001
- [6] Melchers R.E., Structural Reliability, Analysis and Prediction, J Wiley, 1999
- [7] Ditlevsen O. and Madsen H.O., Structural Reliability Methods, J Wiley, 1996
- [8] Thoft-Christensen, P. and Baker, M., Structural Reliability Theory and Its applications, Springer-Verlag, Berlin, 1982
- [9] Holický M., Zásady spolehlivosti konstrukcí, ČVUT, 2001
- [10] Gulvanessian H., Calgary J-A, Holický M.: Designers' Guide to EN 1990, Eurocode: Basis of structural design, Thomas Telford Publishing, London, UK, 2002
- [11] Madsen H.O., Krenk and Lind N., Methods of Structural Safety, Prentice-Hall Inc., Englewood Cliffs, NJ, 1986

- [12] Aitchison J., Dunsmore I.R., Statistical Prediction Analysis, Cambridge University Press, Cambridge, 1976
- [13] ČSN 01 0250 Statistické metody v průmyslové praxi. Všeobecné základy, ČSNI, 1973
- [14] ČSN 73 0031 Spolehlivost stavebních konstrukcí a základových půd, ČSNI, 1998
- [15] EN 1991-1-1 Eurocode 1: Actions on structures. Part 1.1: Densities, self-weight and imposed loads for buildings, European Committee for Standardization, 04/2002
- [16] Probabilistic Model Code, JCSS, 2001
- [17] Vorlíček M., Holický M., Špačková M., Pravděpodobnost a matematická statistika pro inženýry. ČVUT 1984
- [18] ISO 12491 Statistical methods for quality control of building materials and components. Geneve, Switzerland 1997.
- [19] ČSN 73 1401 Navrhování ocelových konstrukcí, ČSNI, 1998
- [20] Holický M., Marková J., Základy teorie spolehlivosti a hodnocení rizik, ČVUT v Praze, 2005.

OVĚŘOVÁNÍ SPOLEHLIVOSTI EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ METODOU DÍLČÍCH SOUČINITELŮ

Milan Holický¹

¹Kloknerův ústav, České vysoké učení technické v Praze

Souhrn

Nové evropské předpisy pro ověřování spolehlivosti stavebních konstrukcí se systematicky opírají o základní poznatky pravděpodobnostní teorie spolehlivosti. Ukazuje se, že koncepce součinitelů citlivosti a návrhových hodnot metody FORM lze účinně aplikovat při stanovení dílčích součinitelů a redukčních součinitelů pro návrh nových i hodnocení existujících konstrukcí. Pravděpodobnostní metody teorie spolehlivosti tak umožňují uplatnit zásady diferenciací spolehlivosti, které se mohou významně uplatnit zejména při ověřování spolehlivosti existujících konstrukcí. Přímé aplikace se však střetávají s nutností stanovit požadovanou úroveň spolehlivosti a vhodné teoretické modely základních veličin.

1 ÚVOD

Zanedlouho by měla celá Evropa navrhovat stavební konstrukce podle jednotných metodických postupů stanovených v harmonizovaných normativních předpisech pro navrhování konstrukcí, označovaných pracovním názvem "Eurokódy" [1,2]. Nové evropské předpisy se opírají o koncepci mezních stavů ve spojení s metodou dílčích součinitelů v EN 1990 [1], která systematicky vychází z poznatků pravděpodobnostní teorie spolehlivosti, zejména metody FORM (First Order Reliability Method).

EN 1990 [1] umožňuje také přímé použití pravděpodobnostních metod pro ověření spolehlivosti konstrukcí jako alternativní postup k metodě dílčích součinitelů. Rovněž platné mezinárodní předpisy ISO [3,4,5] i normy ČSN [6,7] již řadu let umožňují přímé použití pravděpodobnostních metod při ověřování spolehlivosti konstrukcí podobně jako nový dokument EN 1990 [1].

Pravděpodobnostní základy nových předpokladů vytvářejí předpoklady k postupné harmonizaci (sjednocování) výpočtů v jednotlivých členských zemích CEN. Odlišnosti se mají omezit pouze na numerické hodnoty některých ukazatelů spolehlivosti, jako jsou charakteristické hodnoty klimatických zatížení a různé dílčí součinitele, které jsou závislé na regionálních podmínkách. Podobné snahy o sjednocení předpisů pro navrhování konstrukcí se uplatňují nejen v rámci mezinárodní organizace pro standardizaci ISO [3,4,5], ale i v normotvorné činnosti různých územních seskupení na celém světě.

Tento pozoruhodný vývoj mezinárodních předpisů pro navrhování stavebních konstrukcí by nebyl možný bez mimořádného rozvoje pravděpodobnostních metod teorie spolehlivosti v posledních letech [9,10] a bez postupného pronikání základních poznatků k širší technické veřejnosti. Dnes jsou již komerčně dostupné také softwarové produkty [12,13,14], které usnadňují efektivní zavedení těchto postupů do běžné praxe. Přesto se však praktické aplikace střetávají s mnohými nesnázemi [15,16].

Předložený příspěvek úzce navazuje na normu EN 1990 Zásady navrhování konstrukcí [1], která je základním dokumentem pro celou soustavu Eurokódů. Je národně dostupná od dubna 2002 a její české vydání je k dispozici od roku 2004. EN 1990 [1] obsahuje kromě úvodu 6 oddílů a 4 přílohy, které poskytují zásady navrhování a ověřování konstrukcí s ohledem na jejich bezpečnost, použitelnost a trvanlivost. Používá se společně s Eurokódy

EN 1991 až 1999 pro navrhování pozemních a inženýrských staveb včetně geotechnických konstrukcí. I když je EN 1990 [1] určená pro navrhování nových konstrukcí, lze obecná pravidla použít pro hodnocení existujících konstrukcí, pro jejich opravy a přestavby. EN 1990 [1] je normou materiálově nezávislou, její zásady a aplikační pravidla se proto uplatňují při navrhování konstrukcí z různých materiálů.

V následujících několika letech se budou v ČR postupně zavádět další části všech Eurokódů 1991 až 1999, které na EN1990 [1] navazují. V současné době se již zpracovávají překlady několika nových dokumentů a připravují se jejich národní přílohy. Kapitola „Ověřování spolehlivosti existujících konstrukcí metodou dílčích součinitelů“ má usnadnit správný výklad důležitých pojmů nových předpisů a ukázat jejich návaznost na základní poznatky pravděpodobnostní teorie spolehlivosti. Jde zejména o termíny index spolehlivosti, součinitele citlivosti, návrhové hodnoty metody FORM a dílčí součinitele, které jsou klíčovými pojmy metodiky nových předpisů. Hlubší porozumění těchto pojmů by mělo usnadnit správné využití nově zaváděných dokumentů v praxi.

2 FUNDAMENTÁLNÍ ÚLOHA DVOU VELIČIN S NORMÁLNÍM ROZDĚLENÍM

Základní principy metody dílčích součinitelů čerpají z rozboru spolehlivosti fundamentálního případu dvou vzájemně nezávislých základních veličin popisujících účinek zatížení E a odolnost konstrukce R , které lze aproximovat normálním rozdělením. Předpokládá se, že konstrukce je spolehlivá, jestliže je účinek zatížení E menší než odolnost konstrukce R a platí jednoduchá nerovnost $E < R$. V teorii spolehlivosti hraje důležitou roli rovnost obou veličin vyjádřená implicitní funkcí

$$Z = g(\mathbf{X}) = R - E = 0 \quad (1)$$

která je základní formou funkce mezního stavu (meze porušení). V teorii spolehlivosti se funkce mezního stavu obecně označuje $g(\mathbf{X})$, kde \mathbf{X} označuje vektor základních veličin.

Obě základní veličiny E a R jsou náhodné veličiny a nerovnost $E < R$ nelze proto splnit absolutně (s pravděpodobností 1). Zpravidla je nezbytné připustit určitou malou pravděpodobnost p_f , že bude platit $E > R$ a že tedy dojde k poruše konstrukce. Formálně se pravděpodobnost p_f v tomto jednoduchém případě definuje pravděpodobnostním vztahem

$$p_f = P(E > R) \quad (2)$$

Pravděpodobnost poruchy p_f lze obecně stanovit různými postupy. Jednoduchou možností je odvodit rozdělení rozdílu R a E

$$Z = R - E \quad (3)$$

který se nazývá rezerva spolehlivosti. Průměr μ_Z a rozptyl σ_Z^2 rezervy spolehlivosti Z pro vzájemně nezávislé veličiny R a E (bez ohledu na typ jejich rozdělení) se stanoví ze vztahů

$$\mu_Z = \mu_R - \mu_E, \quad \sigma_Z^2 = \sigma_R^2 + \sigma_E^2 \quad (4)$$

Jestliže obě veličiny E a R lze popsat (alespoň přibližně) normálním rozdělením, má také jejich rozdíl Z normální rozdělení a pravděpodobnost poruchy p_f lze stanovit na základě distribuční funkce rezervy Z ze vztahu

$$p_f = P(E > R) = P(Z < 0) = \Phi_Z(0) \quad (5)$$

Distribuční funkce $\Phi_Z(z)$ veličiny Z pro $(z = 0)$ udává pravděpodobnost výskytu záporných hodnot rezervy Z , tj. pravděpodobnost poruchy. Ta se snadno stanoví přechodem na normovanou náhodnou veličinu U , která je definována transformačním vztahem

$$U = (Z - \mu_Z) / \sigma_Z \quad (6)$$

Podle tohoto vztahu hodnotě $z = 0$ původní náhodné veličiny Z odpovídá transformovaná hodnota u_0 normované veličiny U

$$u_0 = (0 - \mu_Z) / \sigma_Z = -\mu_Z / \sigma_Z \quad (7)$$

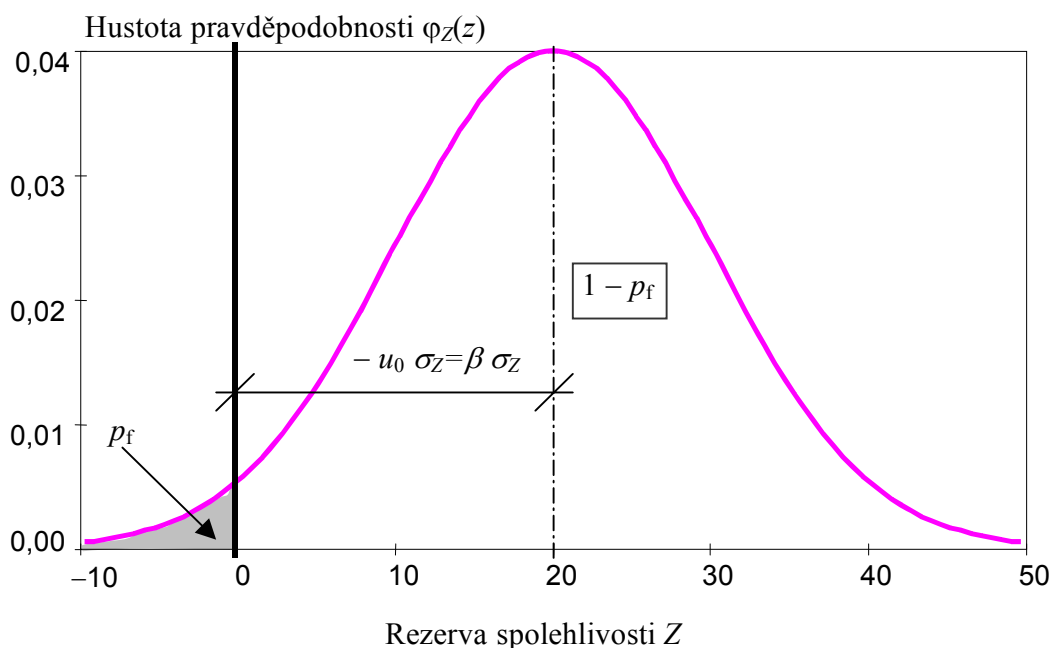
Pravděpodobnost poruchy p_f se pak stanoví z distribuční funkce $\Phi_U(u_0)$ normované veličiny s normálním U

$$p_f = \Phi_Z(0) = \Phi_U(u_0) \quad (8)$$

Distribuční funkce $\Phi_U(u_0)$ je dostupná v běžných matematických tabulkách i softwarových produktech. Jestliže Z má normální rozdělení, hodnota $-u_0$ se nazývá index spolehlivosti a označuje se symbolem β . Z rovnic (4) a (7) pak pro index spolehlivosti vyplývá vztah

$$\beta = \mu_Z / \sigma_Z = \frac{\mu_R - \mu_E}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_E^2}} \quad (9)$$

Hustota pravděpodobnosti $\varphi_Z(z)$ rezervy spolehlivosti Z je zachycena na obrázku 1, šedá plocha pod křivkou $\varphi_Z(z)$ odpovídá pravděpodobnosti p_f .



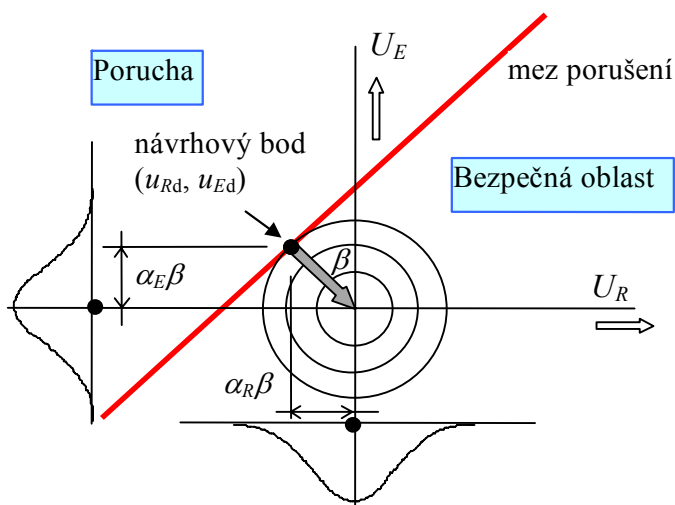
Obr. 1. Rozdělení rezervy spolehlivosti Z .

Takto definovaný index spolehlivosti β lze jednoduše popsat geometricky jako vzdálenost průměru μ_Z rezervy spolehlivosti Z od počátku, stanovenou v jednotkách směrodatné odchylky σ_Z (viz obrázek 1).

Fundamentální úlohu dvou základních veličin s normálním rozdělením lze popsat v dvourozměrném grafu, který je základem pro potřebné zobecnění úlohy pro více základních veličin s libovolným typem rozdělení. Jestliže se původní veličiny R a E transformují na základě vztahu (6) (ve kterém se postupně zamění Z za R a E) na normované veličiny U_R a U_E lze funkci mezního stavu (1) vyjádřit prostřednictvím normovaných veličin v transformovaném tvaru

$$U_R \sigma_R - U_E \sigma_E + \mu_R - \mu_E = 0 \quad (10)$$

Jde o "přímku mezního stavu" zapsanou v obecném tvaru, která je graficky zachycena na obrázku 2.



Obr. 2. Návrhový bod stanovený metodou FORM pro veličiny U_E a U_R s normálním rozdělením.

Z analytické geometrie v rovině plyne, že vzdálenost přímky (10) od počátku je dána vztahem

$$\beta = \frac{\mu_R - \mu_E}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_E^2}} \quad (11)$$

který je shodný se vztahem (9) pro index spolehlivosti (proto je použit symbol β). Je tedy zřejmé, že ve dvourozměrném znázornění fundamentální úlohy teorie spolehlivosti lze index spolehlivosti β definovat jako vzdálenost přímky mezního stavu od počátku v souřadném systému normovaných veličin s normálním rozdělením. Tento poznatek je základem obecné metody FORM pro rozbor obecného případu více základních veličin s libovolným typem rozdělení jak popisuje následující oddíl.

Z analytické geometrie dále plyne, že normálový vektor $\mathbf{n}(\sigma_R, \sigma_E)$ kolmý na přímku mezního stavu a směřující do bezpečné oblasti má souřadnice σ_R a σ_E . Směrové kosiny normálového vektoru se v teorii spolehlivosti nazývají součinitele citlivosti a označují se symboly α_R a α_E . Poskytují totiž relativní míru vlivu jednotlivých základních veličin na σ_Z a tedy i na index spolehlivosti β . Přesněji řečeno druhá mocnina součinitelů citlivosti α_R^2 udává podíl rozptylu σ_R^2 na σ_Z^2 . Součinitele citlivosti mají důležitý praktický význam: základní veličiny, jejichž součinitele citlivosti jsou blízké nule, lze pokládat za deterministické a zredukovat tak počet náhodných veličin. Součinitele citlivosti také udávají souřadnice návrhového bodu (u_{Rd}, u_{Ed}) , tj. bodu na mezi porušení, který je nejbližší k počátku, a který jednoznačně určuje pravděpodobnost poruchy.

V souladu se znaménkovou konvencí dokumentu EN 1990 (a některých softwarových produktů - například [12]) se součinitele citlivosti (směrové kosiny normálového vektoru) stanoví ze vztahů

$$\alpha_R = \sigma_R / (\sigma_R^2 + \sigma_E^2)^{0.5}, \quad \alpha_E = -\sigma_E / (\sigma_R^2 + \sigma_E^2)^{0.5} \quad (12)$$

Souřadnice návrhového bodu v souřadném systému normovaných veličin s normálním rozdělením jsou tedy $u_{Rd} = -\alpha_R\beta$ a $u_{Ed} = -\alpha_E\beta$ (viz obrázek 2).

Návrhový bod původních veličin R a E s normálním rozdělením se stanoví zpětnou transformací (úpravou vztahu (6)) normovaných veličin

$$r_d = \mu_R - u_{Rd} \sigma_R = \mu_R - \alpha_R\beta\sigma_R, \quad e_d = \mu_E - u_{Ed} \sigma_E = \mu_E - \alpha_E\beta\sigma_E \quad (13)$$

Všimněme si zde znamének "minus", které odpovídají zmíněné znaménkové konvenci v EN 1990 [1]. Poznamenejme, že některé softwarové produkty (například v [13]) přijímají pro součinitele citlivosti opačnou znaménkovou konvenci.

Ze vztahů (13) a transformačního vztahu (6) plyne, že návrhovým bodům r_d a e_d odpovídají normované hodnoty $-\alpha_R\beta$ a $-\alpha_E\beta$. Z rovnosti distribučních funkcí původních veličin R a E a normovaných veličin pak plyne

$$\Phi_R(r_d) = \Phi_U(-\alpha_R\beta), \quad \Phi_E(e_d) = \Phi_U(-\alpha_E\beta) \quad (14)$$

Tyto vztahy nejsou pro rozbor fundamentální úlohy pro dvě veličiny R a E s normálním rozdělením nezbytné, jejich zobecnění pro případ více základních veličin s libovolným typem rozdělení je však velmi důležité.

3 OBECNÝ PŘÍPAD VÍCE ZÁKLADNÍCH VELIČIN S LIBOVOLNÝM ROZDĚLENÍM

Výpočet pravděpodobnosti poruchy v obecném případě více náhodných veličin s libovolným rozdělením se zde omezuje na rozšířenou metodu FORM (First Order Reliability Method), která je teoretickým základem metody dílčích součinitelů v Eurokódech.

Metoda FORM zobecňuje postup výpočtu indexu spolehlivosti v případě dvou základních veličin na obecný případ více základních veličin X . Postup stanovení indexu spolehlivosti se opírá o geometrickou analogii s fundamentální úlohou teorie spolehlivosti pro dvě základní veličiny zachycené na obrázku 2. Podkladem metody FORM jsou tři základní myšlenky

- transformace základních veličin X na normované náhodné veličiny U s normálním rozdělením a odpovídající transformace meze porušení $g(X)=0$ na $g(U)=0$.
- mez porušení $g(U)=0$ se aproximuje lineární funkcí (tečnou nadrovinou) v návrhovém bodě u_d , což je bod na mezi porušení $g(U)=0$ nejbližší počátku.
- index spolehlivosti β se stanoví jako vzdálenost návrhového bodu od počátku a na základě indexu spolehlivosti β se stanoví pravděpodobnost poruchy $p_f = \Phi_U(-\beta)$.

Tyto základní kroky metody FORM jsou dnes již detailně propracované a využity v řadě alternativních výpočetních postupů [9,10], pro něž jsou k dispozici komerčně dostupné softwarové produkty [12,13,14].

Následující stručný popis metody FORM se omezuje pouze na důležité kroky celého postupu pro nezávislé základní veličiny. Klíčovým krokem je transformace libovolného typu rozdělení na tak zvané ekvivalentní normální rozdělení, které splňuje v zadaném bodě x^* , $g(x^*) = 0$ (který se iteračním postupem přibližuje k návrhovému bodu), dvě důležité podmínky: přírůstek (diferenciál) hustoty pravděpodobnosti a hodnota distribuční funkce ekvivalentního normálního rozdělení jsou v bodě x^* stejné jako u původní veličiny. Označme původní distribuční funkci a hustotu pravděpodobnosti X symboly $\Phi_X(x)$ a $\phi_X(x)$. Distribuční funkce a hustota pravděpodobnosti ekvivalentního normálního rozdělení (označené symboly $\Phi_U(u)$ a $\phi_U(u)$) mají tedy splňovat podmínky

$$\Phi_X(x^*) = \Phi_U\left(\frac{x^* - \mu_X^e}{\sigma_X^e}\right) \quad (15)$$

$$\phi_X(x^*) = \frac{1}{\sigma_X^e} \phi_U\left(\frac{x^* - \mu_X^e}{\sigma_X^e}\right) \quad (16)$$

kde symboly μ_X^e a σ_X^e označují průměr a směrodatnou odchylku ekvivalentního normálního rozdělení.

Jestliže postupnými iteracemi bod x^* přejde u veličiny X_i do návrhového bodu x_{id} platí pro součinitel citlivosti a návrhové body analogické vztahy k rovnicím (12) a (14). Pro součinitele citlivosti α_{Xi} platí obecný vztah

$$\alpha_{Xi} = \frac{\frac{\partial g(\mathbf{U})}{\partial U_i}}{\sqrt{\sum_j \left(\frac{\partial g(\mathbf{U})}{\partial U_j}\right)^2}} = \frac{\sigma_{Xi}^e}{\sqrt{\sum_j (\sigma_{Xj}^e)^2}} \quad (17)$$

kde ilustrativní výraz v hranatých závorkách platí pro lineární funkci $g(\mathbf{U})$ s jednotkovými součiniteli podobně jako v rovnici (10). Součet druhých mocnin součinitelů citlivosti všech veličin je roven jedné. Všimněme si, že v rovnici vystupují směrodatné odchylky σ_{Xi}^e ekvivalentního normálního rozdělení a nikoli původního rozdělení veličiny X_i . Pro návrhové body x_{id} pak z rovnice (15) plyne analogický vztah k rovnici (14) ve tvaru

$$\Phi_{Xi}(x_{id}) = \Phi_U(-\alpha_i \beta) \quad (18)$$

Tento důležitý vztah platí pro libovolné rozdělení $\Phi_{Xi}(x_{id})$. Jestliže jsou pro jednotlivé základní veličiny X_i známy součinitele citlivosti α_i a požadovaný index spolehlivosti β , je možno na základě vztahu (18) stanovit návrhové hodnoty základních veličin. Nesnáze je v tom, že součinitele citlivosti nejsou známy předem pokud se neprovede analýza metodou FORM. V Eurokódu EN 1990 [1] jsou však uvedeny přibližné hodnoty součinitelů citlivosti α_i , které se doporučují pro účely tvorby norem. Tyto hodnoty jsou uvedeny v Tabulce 1.

Tabulka 1. Doporučené hodnoty součinitelů citlivosti α_i .

Základní veličina X_i	Doporučený součinitel citlivosti α_i
odolnosti, hlavní (dominantní)	0,8
odolnosti, vedlejší (nedominantní)	$0,4 \times 0,8 = 0,32$
zatížení, hlavní (dominantní)	- 0,7
zatížení, vedlejší (nedominantní)	$- 0,4 \times 0,7 = - 0,28$

Pro $\alpha_i > 0$ (odolnosti) návrhové body odpovídají dolním kvantilům, pro $\alpha_i < 0$ (zatížení) návrhové body odpovídají horním kvantilům (kvantil je podrobně popsán v kapitole „Základy statistických metod“. Je zřejmé, že doporučené hodnoty uvedené v tabulce 1 jsou na bezpečné straně (součet druhých mocnin součinitelů citlivosti všech veličin by měl být roven jedné) a vedou tedy ke konservativním odhadům návrhových hodnot základních veličin.

Metoda návrhových hodnot vychází z podmínky

$$g(\mathbf{x}_d) = g(x_{1d}, x_{2d}, \dots, x_{nd}) > 0 \quad (19)$$

kde návrhové body x_{id} jednotlivých základních veličin X_i jsou závislé na typu rozdělení a parametrech veličiny, na součinitelích citlivosti α_i , které vyplývají z výpočtu metodou FORM a na indexu spolehlivosti β .

V souladu se zásadami Eurokódů se dílčí součinitele spolehlivosti γ_i základních veličin x_i u veličin s nepříznivým vlivem na pravděpodobnost poruchy p_f , pro které $\alpha_i < 0$ (veličiny zatížení), stanoví ze vztahu

$$\gamma_i = x_{id} / x_{ik} \quad (20.a)$$

a u veličin s příznivým vlivem na p_f , pro které $\alpha_i > 0$ (veličiny odolnosti), ze vztahu

$$\gamma_i = x_{ik} / x_{id} \quad (20.b)$$

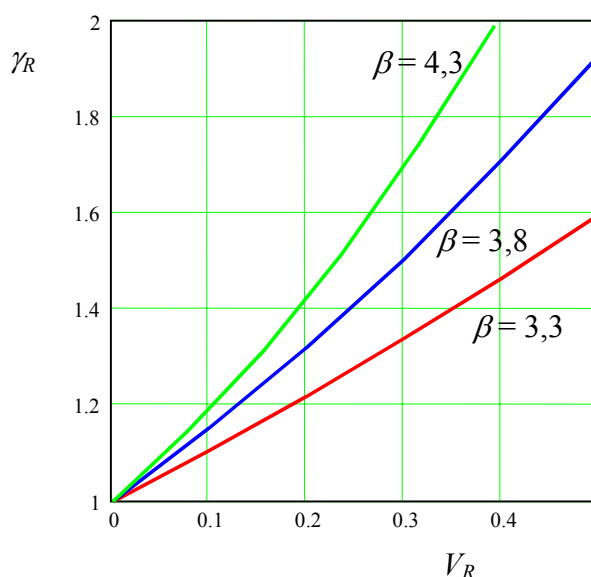
Takto definované dílčí součinitele spolehlivosti γ_i jsou zpravidla větší než 1. Podrobný postup uplatnění dílčích součinitelů spolehlivosti při ověřování spolehlivosti stavebních konstrukcí je uveden přímo v dokumentech [1, 2] a v příručce [11].

4. DÍLČÍ SOUČinitele ODOLNOSTI

Odolnost R nosných prvků se obvykle popisuje dvouparametrickým lognormálním rozdělením s počátkem v nule [1,9,10]. Charakteristická hodnota odolnosti je v Eurokódech definována jako dolní kvantil odpovídající pravděpodobnosti 5 %. Pro dílčí součinitel odolnosti γ_R pak ze vztahu (20) plyne [1]

$$\gamma_R = \exp(-1.645 V_R) / \exp(-\alpha_R \beta V_R) \quad (21)$$

kde V_R je variační koeficient odolnosti R a β požadovaný index spolehlivosti. Součinitel -1.645 je hodnota kvantilu normované náhodné veličiny s normálním rozdělením a s pravděpodobností 5 %, součinitel citlivosti $\alpha_R = 0,8$ plyne z tabulky 1. Obrázek 3 ukazuje závislost součinitele odolnosti γ_R na variačním koeficientu V_R pro vybrané hodnoty indexu spolehlivosti $\beta = 3,3, 3,8$ a $4,3$ (hodnoty uvažované v EN 1990 [1]). Jde o součinitel pro hlavní veličinu odolnosti ($\alpha_R = 0,8$). U odolnosti se však většinou nerozlišují hlavní a vedlejší veličiny a zpravidla se všechny základní veličiny ovlivňující odolnost považují za hlavní. To je zřejmě další zjednodušující předpoklad vedoucí ke konservativním odhadům návrhových hodnot veličin odolnosti.



Obr. 3. Dílčí součinitele odolnosti γ_R v závislosti na variačním koeficientu V_R pro vybrané β .

Z obrázku 3 je patrné, že pro variační koeficient 0,10 (beton, ocelové konstrukce) by dílčí součinitel odolnosti měl být asi $\gamma_R = 1,15$. Jde však o ryze teoretické výsledky, které jsou

závislé na předpokládaném modelu (dvouparametrické lognormální rozdělení) odolnosti. Další okolnost, která znesnadňuje přímou aplikaci výsledků zachycených na obrázku 3, je skutečnost, že charakteristická hodnota pevnosti (meze kluzu) konstrukčních materiálů (betonu, oceli ale i jiných materiálů) odpovídá ve skutečnosti pravděpodobnosti nižší než 5 %, která se uvádí v EN 1990 [1] a uvažuje se také v předloženém rozboru. Tento jev vyvolává všeobecná snaha o zvýšení jakosti výroby materiálů, která vede zejména ke zvýšení průměru pevnosti skutečné produkce.

5 DÍLČÍ SOUČiniteLE ZATÍŽENÍ

Zatížení stálé G se obvykle popisuje normálním rozdělením (symbol G se používá v Eurokódech). Charakteristická hodnota stálého zatížení je rovna průměru, $G_k = \mu_G$. Dílčí součinitel γ_G pak plyne ze vztahu (20) ve tvaru

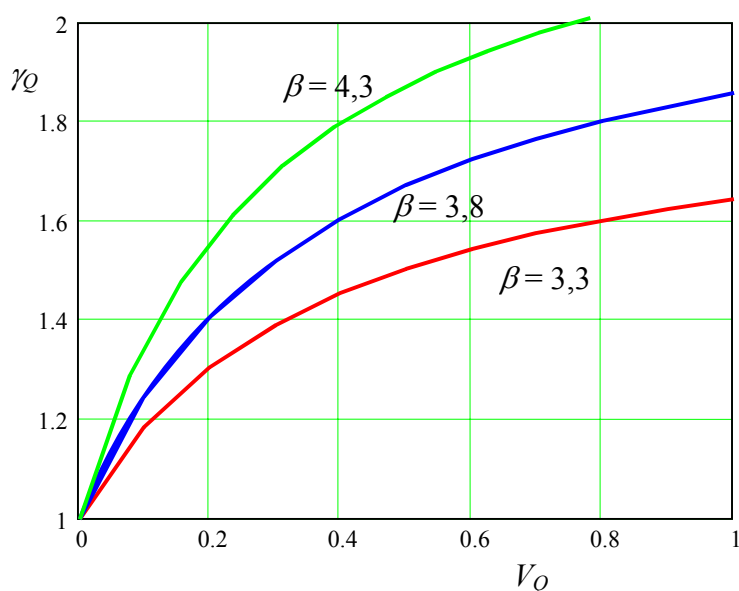
$$\gamma_G = (1 + 0,7 \beta V_R) \quad (22)$$

kde V_G je variační koeficient stálého zatížení, který se většinou pohybuje v okolí hodnoty 0,1. Pro $\beta = 3,8$ pak vychází $\gamma_G \cong 1,27$, s ohledem na modelové nejistoty se v Eurokódech doporučuje $\gamma_G = 1,35$.

Zatížení proměnné Q se často popisuje Gumbelovým rozdělením [1,9,10,11]. Charakteristická hodnota proměnného zatížení je v Eurokódech definována jako 2% horní kvantil rozdělení pro vhodně zvolené referenční období (1 rok, 5 let). Za těchto předpokladů dílčí součinitel proměnného zatížení γ_Q plyne ze vztahu (20) ve tvaru

$$\gamma_Q = \frac{1 - V_Q(0,45 - 0,78 \ln(N) + 0,78 \ln(-(\ln(-\alpha_Q \beta))))}{1 - V_Q(0,45 + 0,78 \ln(-(\ln(0,98))))} \quad (23)$$

kde V_Q označuje variační koeficient Gumbelova rozdělení pro referenční období (1 rok nebo 5 let) a N označuje počet očekávaných změn intensity zatížení (například 50 nebo 10) během předpokládané životnosti konstrukce (například 50 let).



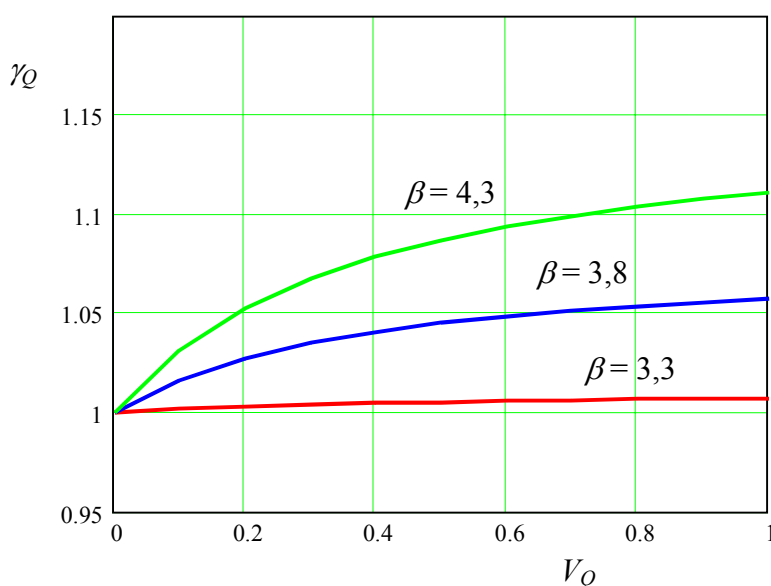
Obr. 4. Dílčí součinitel hlavního proměnného zatížení pro $\alpha_Q = -0,7$ a $N = 10$.

Obrázek 4 zachycuje teoretické hodnoty dílčího součinitele hlavního proměnného zatížení (součinitel citlivosti $\alpha_Q = -0,7$) pro počet změn intensity zatížení během celkové

doby životnosti $N = 10$. Jde například o dlouhodobou složku užitného zatížení kancelářských prostor, pro kterou se zpravidla předpokládá změna každých 5 let, pro celkovou životnost 50 let je tedy $N = 10$.

Pro $\beta = 3,8$ a variační koeficient $V_Q \approx 1$ plyne z obrázku 4 dílčí součinitel $\gamma_Q \approx 1,8$ a potvrzuje se tak skutečnost, že doporučené hodnoty součinitelů citlivosti v tabulce 1 jsou na bezpečné straně. Jde však pouze o teoretické výsledky za předpokladu Gumbelova rozdělení, které nemusí být vždy pro užitná zatížení vystižným modelem. Navíc charakteristická hodnota udaná v předpisech, například v EN 1991-1-1 [2], je vyšší než kvantil s pravděpodobností 0,98. Například u kancelářských prostor se EN 1991-1-1 [2] uvádí tradiční rozmezí charakteristických hodnot od 2,5 do 3,0 kN/m², zatímco teoretický kvantil s pravděpodobností 0,98 je nižší, přibližně od 2,1 až 2,3 kN/m² (závisí na konstrukčním uspořádání). Tato okolnost vyvolaná historickými zvyklostmi pak vede ke snížení teoretických hodnot dílčího součinitele užitných zatížení na hodnotu $\gamma_Q = 1,5$.

Poněkud složitější situace nastává v případě, že proměnné zatížení Q vystupuje v kombinaci zatížení jako vedlejší zatížení. Pak podle tabulky 1 je součinitel citlivosti $\alpha_Q = -0,28$ a teoretické hodnoty odvozené za předpokladu Gumbelova rozdělení se dramaticky změni. Ukazuje to obrázek 5, který platí pro stejné předpoklady jako obrázek 4 kromě hodnoty součinitele citlivosti, pro který se uvažuje hodnota $\alpha_Q = -0,28$.



Obr. 5. Dílčí součinitel vedlejšího proměnného zatížení pro $\alpha_Q = -0,28$ a $N = 10$.

Dílčí součinitel vedlejšího proměnného zatížení vychází tedy podstatně nižší než u hlavního proměnného zatížení. Ke snížení návrhové hodnoty vedlejšího proměnného zatížení však v [1] přihlíží součinitel kombinační hodnoty ψ_0 (pro kancelářské prostory $\psi_0 = 0,7$), kterým se vlastně redukuje výsledný součinitel proměnného zatížení z hodnoty $\gamma_Q = 1,5$ na hodnotu $\gamma_Q = 1,05$. Pro index spolehlivosti $\beta = 3,8$ tato redukce odpovídá velmi dobře výsledkům zachyceným na obrázku 5.

6 ZÁVĚREČNÉ POZNÁMKY

Významný rozvoj pravděpodobnostních metod teorie spolehlivosti v posledních desetiletích umožnil pozoruhodný vývoj mezinárodních dokumentů pro navrhování stavebních konstrukcí. Také základní evropská norma EN 1990 "Zásady navrhování konstrukcí" se systematicky opírá o poznatky teorie a zpracované metody rozboru spolehlivosti. Koncepce součinitelů citlivosti, metoda návrhových hodnot a metodika stanovení dílčích součinitelů uvedená v EN 1990 úzce navazují na rozšířenou pravděpodobnostní metodu FORM (First Order Reliability Method). Doporučené hodnoty dílčích součinitelů a redukčních součinitelů pro kombinace zatížení jsou zčásti odvozeny z obecných postupů metody FORM. Tento přístup také umožňuje určit dílčí součinitele spolehlivosti pro stanovenou úroveň spolehlivosti a vhodné modely základních veličin. Umožňuje tedy uplatnit zásady diferenciací spolehlivosti, které mohou mít při hodnocení existujících konstrukcí velký význam.

Ukazuje se však, že systematické využití obecných postupů pravděpodobnostní teorie spolehlivosti pro stanovení operativních prvků spolehlivosti se však střetává s některými nesnáze. Základní otázkou při hodnocení existující konstrukce je stanovení požadované úrovně spolehlivosti, která by měla přihlížet k ekonomickým i společenským podmínkám. Zpravidla je však nutné přijmout různé zjednodušující předpoklady, které často souvisejí s nedostatky teoretických modelů běžně používaných pro popis náhodného chování základních veličin. To se týká rovněž existujících konstrukcí, u kterých není často možné stanovit dostatečně přesné teoretické modely některých základních veličin.

Hodnoty různých prvků spolehlivosti jsou proto stále výsledkem kompromisu mezi teoretickými poznatky a kalibračními postupy navazujícími na předchozí zkušenosti. Očekává se však, že další prohloubení teoretických metod umožní postupné vyladění současných mezinárodních předpisů a jejich zobecňování zejména pro hodnocení existujících materiálů a konstrukcí.

LITERATURA

- [1] EN 1990 Basis of structural design. European Committee for Standardization, 04/2002. Zavedená v ČR jako ČSN EN 1990 730002 Eurokód: Zásady navrhování konstrukcí, Český normalizační institut, 2004.
- [2] EN 1991-1-1 Eurocode1: Actions on structures – Part 1-1: General actions – Densities, self-weight, imposed loads for building. European Committee for Standardization, 04/2002. Zavedená v ČR jako ČSN EN 1991-1-1, 730035 Eurokód 1: Zatížení konstrukcí – Část 1-1: Obecná zatížení, vlastní tíha a užitná zatížení pozemních staveb. Český normalizační institut, 2004.
- [3] ISO 2394 General principles on reliability for structures, ISO, 1998.
- [4] ISO 3898 Basis for design of structures – Notations – General symbols. ISO, 1997.
- [5] ISO 13822 Basis for design of structures - Assessment of existing structures, ISO, 2001.
- [6] ČSN 730031 Spolehlivost stavebních konstrukcí a základových půd. Základní ustanovení pro výpočet. ČSN 1977, změna a) 1983.
- [7] ČSN 731401 Navrhování ocelových konstrukcí, ČSN 1998.
- [8] JCSS: Probabilistic model code. JCSS working materials, <http://www.jcss.ethz.ch/>.

- [9] MELCHERS R.E. Structural Reliability Analysis and Prediction. John Wiley & Sons, Chichester, 1999, 437 p.
- [10] NOWAK A.S. – COLLINS K.R. Reliability of Structures. Mc GRAW HILL, London, 2000.
- [11] GULVANESEAN, H. – CALGARO, J.-A. – HOLICKÝ, M.: Designer's Guide to EN 1990, Eurocode: Basis of Structural Design; Thomas Telford, London, 2002, 192 p.
- [12] STRUREL, Reliability Consulting Programs, RCP MUNICH, 1999.
- [13] VaP, Variable Processor, version 1.6, ETH Zurich, 1997.
- [14] MAREK, P., GUŠTAR, M., ANAGOS, T. Simulation Based Reliability Assessment for Structural Engineers, CRC Press, Inc., Boca Raton, Florida, 1995
- [15] HOLICKÝ, M. – MARKOVÁ J. Reliability of Concrete Elements Designed for Alternative Load Combinations Provided in Eurocodes. Acta Polytechnica, 2003/1.
- [16] HOLICKÝ, M.: Prospects for Advanced Engineering Design Based on Risk Assessment; Acta Polytechnica, Vol. 41, No. 4-5/2001, pp. 8-12.

MATERIÁLOVÉ VLASTNOSTI EXISTUJÍCÍCH KONSTRUKCÍ

Milan Holický¹ a Jana Marková¹

¹Kloknerův ústav, České vysoké učení technické v Praze

Souhrn

Tato kapitola popisuje materiálově zaměřené národní přílohy ČSN ISO 13822, které vycházejí z obdobně zaměřených částí ČSN 73 0038. Poskytuje pokyny pro určení vlastností materiálů existujících konstrukcí potřebných pro stanovení odolnosti konstrukce, které jsou v souladu se zásadami Eurokódů.

1 ÚVOD

V druhé polovině roku 2005 se do soustavy ČSN zavedla mezinárodní norma ISO 13822 pro hodnocení existujících konstrukcí jako ČSN ISO 13822 [1]. Zrušila se tím platnost původní české normy ČSN 73 0038 [2] pro navrhování a posuzování konstrukcí při přestavbách, z níž se vybrané pokyny hlavního textu i materiálově zaměřených příloh převedly do šesti národních příloh NA až NF normy ISO [1]. V následujícím textu se uvádějí vybrané zásady pro hodnocení materiálových vlastností a odolnosti existujících konstrukcí podle materiálově zaměřených příloh NC až NF normy ČSN ISO 13822 [1].

Pro hodnocení existujících konstrukcí je nutné mít k dispozici informace o skutečných vlastnostech použitých materiálů. Pokud neexistují pochybnosti o vlastnostech materiálů, lze je určit na základě výkresů a návrhových specifikací. V případě nejistoty se vlastnosti materiálů určují experimentálně s použitím destruktivních a nedestruktivních zkoušek.

Pro stanovení odolnosti konstrukce nebo materiálu je třeba určit návrhové hodnoty materiálových vlastností (dříve nazývané hodnotami výpočtovými). V původních ČSN se pro navrhování používaly nebo dále používají různé metody, jejichž zásady je třeba znát pro hodnocení spolehlivosti existujících konstrukcí. Patří sem metoda dovolených namáhání, metoda stupně bezpečnosti a metoda dílčích součinitelů, které jsou např. popsány ve skriptech [3]. Do národních příloh normy ISO 13822 [1] se převedly návrhové hodnoty materiálových vlastností z původně platných ČSN. Upozorňuje se zde, že se tyto hodnoty již neupravují dílčími součiniteli pro materiálové vlastnosti.

Charakteristické hodnoty materiálových vlastností (dříve nazývané hodnotami normovými) se v ISO 13822 [1] považují za základní hodnoty, v případě potřeby se určují na základě zkoušek. Návrhové hodnoty materiálových vlastností se pak obvykle stanovují na základě charakteristických hodnot a dílčích součinitelů podle platných norem pro navrhování. Pokud je k dispozici dostatečné množství experimentálních dat a apriorních informací, ve specifických případech je možné provést úpravu hodnot dílčích součinitelů. Možný postup jejich úpravy je ukázán v příloze NA [1] a také popsán v kapitole „Obecné zásady hodnocení existujících konstrukcí“ tohoto sborníku.

2 BETONOVÉ KONSTRUKCE

Pro určení vlastností betonu, betonářské a přepínací výztuže existujících konstrukcí se postupuje podle národní přílohy NC z ČSN ISO 13822 [1]. Upozorňuje se zde, že zvláštní

pozornost je třeba věnovat konstrukcím, pro které se použil hlinitanový cement (jedná se zejména o období let 1930 až 1960).

2.1 Vlastnosti betonu

Pevnostní třídu betonu lze určit na základě prováděcí dokumentace, v případě potřeby se provádí zkoušky betonů. Charakteristické hodnoty vlastností betonů jsou uvedené v platných normách pro navrhování, třídy prostředí v normě ČSN EN 206-1 [4]. V národní příloze NC [1] je tabulka pro převod starších druhů, značek a tříd betonu na pevnostní třídy podle ČSN EN 206-1 [4]. Součinitel informovanosti, kterým se v ČSN 73 0038 [2] mohla vyjadřovat úroveň znalostí o stavu nosných prvků, se již v ČSN ISO 13822 [1] nepoužívá.

2.2 Vlastnosti betonářské výztuže

Druh betonářské výztuže se má stanovit na základě dokumentace skutečného provedení nebo výsledků průzkumu. Druh výztuže je možno určit podle úpravy povrchu výztužných ocelí. Vlastnosti betonářské výztuže železobetonových konstrukcí navržených a provedených podle dříve platných norem jsou uvedeny v ČSN ISO 13822 [1] podle dob návrhu existující konstrukce (období 1920 až 1965, 1960 až 1970 a od roku 1970). V několika tabulkách se uvádějí návrhové hodnoty pevnosti oceli, které se již neredukují dílčím součinitelem (byly odvozeny z charakteristické hodnoty meze kluzu, popř. z meze 0,2).

Jestliže se v některých případech při hodnocení existující konstrukce neví, o jaký druh betonářské výztuže se jedná, musí se na vhodném místě odebrat vzorky výztuže ke zkouškám a stanovit charakteristickou hodnotu pevnosti oceli nebo meze kluzu. Při odběru vzorků se musí dbát na to, aby se neohrozila nosná funkce konstrukce. Polohu a uspořádání výztuže je třeba uvažovat podle skutečného provedení.

2.3 Vlastnosti předpínací výztuže

Charakteristiky předpínací výztuže se stanoví podle dokumentace skutečného provedení, popř. z protokolů o napínání, podle předpisů platných v době výstavby nebo na základě zkoušek vzorků výztuže. V národní příloze NC normy ISO 13822 [1] jsou uvedeny charakteristiky předpínacích výztuží podle dříve platných norem v tabulkách. Jestliže se jedná o dováženou předpínací výztuž, vychází se ze stavebně technických osvědčení, popř. z údajů výrobce platných v době dodávky, popř. výstavby konstrukce. Problémem může být stanovení skutečné velikosti síly v předpínací výztuži hodnocené existující konstrukce. Vychází se z projektové dokumentace, z protokolu o napínání a výpočtu ztrát předpětí nebo také z měření napětí předpínací výztuže v konstrukci.

3 OCELOVÉ, LITINOVÉ A SPŘAŽENÉ OCELOBETONOVÉ KONSTRUKCE

Hodnoty vlastností materiálu ocelových konstrukcí, které se zjistí z původní dokumentace, je třeba ověřit na nezkorodované části konstrukce alespoň informačními tvrdoměrnými zkouškami, např. Poldi kladívkem. Pro hodnocení existující konstrukce se zjišťuje míra koroze jednotlivých částí konstrukce včetně spojovacích prostředků a stanovuje se velikost zbytkových průřezů. Konstrukce se musí očistit od korozních produktů, odstranit silně zkorodované části materiálu, popř. zesílit korozi oslabené části. Provede se účinná ochrana proti dalšímu postupu koroze.

Podle doby výstavby konstrukce se předpokládá, že se do konce roku 1894 použilo svárkové železo nebo litina, od roku 1895 až do konce roku 1905 také plávková ocel, od roku 1906 plávková ocel nebo litina.

Za charakteristickou pevnost materiálu se považuje:

- zaručená mez kluzu podle původní dokumentace ověřená zkouškami,

- dolní hranice rozpětí meze kluzu materiálu uvedeného v původní dokumentaci nebo v normě platné v době výstavby konstrukce,
- mez kluzu zjištěná na základě statistického vyhodnocení materiálových vzorků podle pokynů přílohy NA z [1].

Návrhová pevnost oceli (plávkové) a svárkového železa se stanoví na základě charakteristické pevnosti a dílčího součinitele materiálu γ_M podle platných norem. Ostatní materiálové vlastnosti (např. svařitelnost) se stanoví na základě materiálových zkoušek. Pokud je tloušťka nosného prvku z plávkové oceli nebo svárkového železa větší než 25 mm, pak se doporučuje návrhovou pevnost zmenšit o 10 MPa.

Dovolená namáhání materiálů σ_{adm} se podle data výstavby konstrukce uvádějí v tabulce v příloze ND [1]. Informace o dovozených namáháních materiálu byly stanovené s ohledem na kombinace zatížení (vedlejší, hlavní), které se uváděly v dříve platných normách. Návrhovou pevnost f_d lze určit na základě vztahu

$$f_d = \sigma_{adm} \frac{\mu}{\gamma_M} \quad (1)$$

kde hodnota dovozeného namáhání materiálu σ_{adm} se uvažuje podle původní dokumentace a norem platných v době výstavby konstrukce a μ je míra bezpečnosti vztažená k mezi kluzu.

V příloze ND [1] se také uvádějí informativní návrhové hodnoty pro pevnost litiny a některé další charakteristiky jako moduly pružnosti, součinitel teplotní roztažnosti a součinitel vzpěrnosti podle štíhlosti.

Jestliže se hodnotí existující spřažené ocelobetonové konstrukce, pak se stanoví materiálové vlastnosti betonu a výztuže podle přílohy NC a vlastnosti oceli podle přílohy ND z ISO 13822 [1]. Problémem však může být zjištění skutečného spřažení, počtu kusů spřahovacích prostředků a jejich materiálových vlastností.

4 DŘEVĚNÉ A SPŘAŽENÉ DŘEOBETONOVÉ KONSTRUKCE

Pokud nejsou jednoznačně známy charakteristiky materiálu, musí se ověřit na základě zkoušek. Zjišťuje se stav dřevěných konstrukcí z hlediska možnosti jejich napadení biologickými škůdci (hmyz, houby, plísň). Vyhodnocení materiálových vlastností se provádí na části konstrukce, která není napadena biologickými škůdci. Části dřeva napadené biologickými škůdci je třeba odstranit tak, aby se zabránilo dalšímu šíření nákazy. Poškozené dřevěné části se musí zesílit nebo vyměnit.

Postup pro zařazení dřeva do tříd jakosti je podrobně popsán v příloze NE s odkazy na příslušné normy. Pokud není spolehlivě znám druh a jakost dřeva, je třeba ověřit materiálové vlastnosti na základě zkoušek. Obvykle se určuje charakteristická pevnost dřeva, dílčí součinitel γ_M pro stanovení návrhové pevnosti dřeva se uvažuje podle platných norem.

Důležité je ověření stavu spojovacích prostředků. Návrhové pevnosti kovových spojovacích prostředků (hřebíky, svorníky, hmoždíky) na konstrukcích prováděných po roce 1969 až do roku 2004 lze uvažovat podle ČSN 73 1701. Návrhové hodnoty únosností jsou uvedeny v několika tabulkách přílohy NE, které se upraví v závislosti na stavu spojovacích prostředků, stavu dřeva a stáří konstrukce.

Pro spřažené dřevobetonové konstrukce se materiálové vlastnosti betonu a výztuže stanovují podle přílohy NC, materiálové vlastnosti dřeva podle přílohy NE. Působení spřažených dřevobetonových konstrukcí lze ověřovat podle platné normy pro navrhování dřevěných konstrukcí. Materiálové charakteristiky spřahovacích prostředků se stanoví na základě dostupné dokumentace, ověření skutečného provedení spřažení sondou a porovnání s údaji výrobce spřahujících prvků.

5 ZDĚNÉ KONSTRUKCE

Norma ČSN ISO 13822 [1] uvádí v příloze NF základní pokyny pro hodnocení vlastností existujících zdicích prvků a malt. Charakteristická pevnost zdiva v tlaku f_k se určuje podle vztahu z ČSN P ENV 1996-1-1 [5]

$$f_k = K f_b^\alpha f_m^\beta \quad (2)$$

kde f_k je charakteristická pevnost zdiva v tlaku pro zdivo s vyplněnými ložnými spárami, K je konstanta zohledňující druhu zdiva a skupinu zdicích prvků, f_b je normalizovaná průměrná pevnost v tlaku zdicích prvků, α je exponent závislý na tloušťce ložných spár a druhu malty ($\alpha = 0,65$ pro nevyztužené zdivo s obyčejnou nebo lehkou maltou a $\alpha = 0,85$ pro nevyztužené zdivo s maltou pro tenké spáry) a β je exponent závislý na druhu malty ($\beta = 0,25$ pro obyčejnou maltu a $\beta = 0$ pro lehkou maltu a maltu pro tenké spáry).

Návrhová pevnost zdiva v tlaku se vypočítá jako podíl charakteristické pevnosti zdiva v tlaku f_k a dílčího součinitele zdiva γ_M , který se určí podle vztahu

$$\gamma_M = \gamma_{m1} \times \gamma_{m2} \times \gamma_{m3} \times \gamma_{m4} \quad (3)$$

kde γ_{m1} představuje základní hodnotu dílčího součinitele spolehlivosti, γ_{m2} součinitel zahrnující vliv pravidelnosti vazby zdiva a vyplnění spár maltou, γ_{m3} součinitel zahrnující vliv zvýšené vlhkosti a γ_{m4} součinitel zahrnující vliv svislých a šikmých trhlin ve zdivu.

6 ZÁVĚR

Materiálově zaměřené přílohy NC až NF normy ČSN ISO 13822 pro beton, ocel, ocelobeton, dřevo a zdivo uvádějí obecné pokyny i celou řadu důležitých informací o vlastnostech materiálů, které se používaly pro navrhování existujících konstrukcí v ČR a uváděly v původních ČSN.

Důležitou zásadou při hodnocení odolnosti existujících konstrukcí je, aby se uvažoval skutečný stav materiálů. V případě potřeby se provádějí materiálové zkoušky nebo zkoušky odolnosti konstrukce. Základní informace o zkouškách existujících konstrukcí a materiálů poskytuje příloha NB normy ČSN ISO 13822.

LITERATURA

- [1] ČSN ISO 13822 Zásady navrhování konstrukcí – Hodnocení existujících konstrukcí, ČNI 2005
- [2] ČSN 73 0038 Navrhování a posuzování stavebních konstrukcí při přestavbách, ČNI, 1986
- [3] Holický M., Marková J.: Základy teorie spolehlivosti a hodnocení rizik, skriptá ČVUT, 2005
- [4] ČSN EN 206-1 Beton - Část 1: Specifikace, vlastnosti, výroba a shoda, ČNI, 2001 a následující změny
- [5] ČSN P ENV 1996-1-1 Navrhování zděných konstrukcí. Část 1-1: Obecná pravidla pro pozemní stavby. Pravidla pro vyztužené a nevyztužené zděné konstrukce, ČNI, 1996

ZÁKLADY STATISTICKÝCH METOD

Milan Holický, Karel Jung a Miroslav Sýkora¹

¹Kloknerův ústav, České vysoké učení technické v Praze

Souhrn

Hodnocení existujících stavebních konstrukcí se často střetává s nedostatečným množstvím informací o základních veličinách, především o odolnostech použitých materiálů. V takovýchto případech lze při odhadu pevnosti materiálů použít různé statistické postupy. Obvykle je třeba stanovit charakteristickou nebo návrhovou hodnotu (x_k nebo x_d) základní veličiny X z naměřených dat, tj. stanovit p -procentní kvantil x_p na základě omezeného souboru měření. Ukazuje se, že mezi operativní metody stanovení odhadu kvantilu patří zejména pokryvná nebo předpovědní metoda.

1 KVANTIL TEORETICKÉHO MODELU

Veličina X , která při uskutečnění souboru stanovených podmínek π , tj. při realizaci určitého náhodného jevu, nabývá právě jednu hodnotu x , se nazývá náhodná veličina. Příkladem je síla při porušení betonové kostky zatěžované za stanovených podmínek ve zkušební stroji. Náhodné veličiny se zpravidla označují velkými písmeny, např. X , Y , jejich konkrétní realizace malými písmeny, např. x , y . Při hodnocení spolehlivosti existujících konstrukcí se používají především spojité náhodné veličiny (nabývající libovolné hodnoty v určitém oboru).

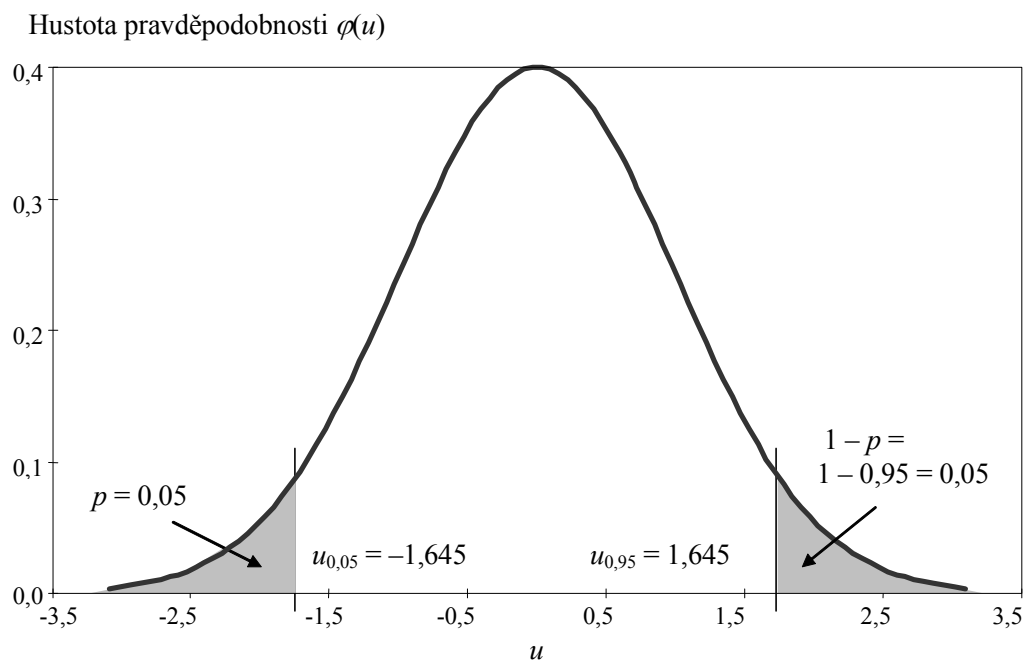
Klíčovým pojmem aplikací teorie spolehlivosti ve stavebnictví je kvantil náhodné veličiny. V případě spojité náhodné veličiny X , která má distribuční funkci $\Phi_X(x)$, je p -kvantil x_p taková hodnota náhodné veličiny X , pro niž platí, že výskyt hodnot menších než x_p nastane pouze s pravděpodobností p , tj. pro niž je distribuční funkce $\Phi_X(x_p)$ rovna pravděpodobnosti p

$$P(X < x_p) = \Phi_X(x_p) = p \quad (1)$$

Jestliže $p < 0,5$, pak se hodnota x_p nazývá dolní kvantil, pro $p > 0,5$ se x_p nazývá horní kvantil. Obrázek 1 znázorňuje dolní a horní kvantil u_p normované náhodné veličiny U (viz další text) s normálním rozdělením pro pravděpodobnosti $p = 0,05$ a $0,95$, označené tedy $u_{0,05}$ a $u_{0,95}$.

Kvantil odpovídající pravděpodobnosti $p = 0,05$ se obvykle uplatňuje při stanovení charakteristické hodnoty materiálových vlastností (pevnosti betonu, meze kluzu oceli, pevnosti zdiva). Návrhové hodnoty dominantních veličin jsou obvykle kvantily odpovídající menší pravděpodobnosti (např. $p \cong 0,001$), návrhové hodnoty nedominantních veličin jsou kvantily odpovídající naopak větší pravděpodobnosti (např. $p \cong 0,10$).

Při hodnocení existujících stavebních konstrukcí je obvykle k dispozici omezené množství dat. Odhad kvantilu odpovídající „nízkým“ pravděpodobnostem p ($p \sim 0,001$) může být v takovýchto případech ovšem značně nepřesný. Proto se často stanoví z dat charakteristická hodnota x_k náhodné veličiny (tj. kvantil x_p odpovídající „vyšším“ pravděpodobnostem p , $p \sim 0,05$) a návrhová hodnota x_d se následně stanoví s využitím dílčího součinitele $\gamma_M(\gamma_G, \gamma_Q)$.



Obrázek č. 1. Dolní a horní kvantil normované náhodné veličiny U s normálním rozdělením.

Náhodné veličiny X se obvykle popisují teoretickými modely rozdělení pravděpodobností s danou distribuční funkcí $\Phi_X(x)$. Mezi nejčastěji používané teoretické modely rozdělení pravděpodobností spojitých náhodných veličin patří:

- normální rozdělení (použití: materiálové vlastnosti, zatížení vlastní tíhou, geometrické údaje)
- tříparametrické lognormální rozdělení a lognormální rozdělení s počátkem v „0“ (materiálové vlastnosti, zatížení, geometrické údaje)
- Gumbelovo a gama rozdělení (zatížení)
- Weibullovo rozdělení (materiálové charakteristiky).

Podrobnosti k uvedeným teoretickým modelům a bližší specifikace jejich použití pro popis náhodných vlastností jednotlivých základních veličin X jsou srozumitelně popsány v [2]. Doporučené modely pro veličiny X jsou také dostupné v publikaci Joint Committee for Structural Safety [3]. V dalším textu této kapitoly se výklad omezí na stanovení kvantilu veličin popsanych normálním nebo lognormálním rozdělením.

Pro jednotlivé teoretické modely se kvantil x_p zpravidla stanoví prostřednictvím normované náhodné veličiny U s příslušným typem rozdělení (výpočet kvantilu s využitím MS Excelu pro různá rozdělení je ukázán v numerickém příkladu „Stanovení kvantilu náhodné veličiny“). Normovaná náhodná veličina U se stanoví na základě veličiny X prostřednictvím následujícího transformačního vztahu

$$U = (X - \mu_X) / \sigma_X \quad (2)$$

kde μ_X je průměr a σ_X směrodatná odchylka náhodné veličiny X . Tyto statistické charakteristiky musí být pro veličinu X známy. Poznamenejme, že normovaná veličina U má stejné rozdělení pravděpodobností jako veličina X , průměr $\mu_U = 0$ a směrodatnou odchylku $\sigma_U = 1$. Hodnoty distribučních funkcí $\Phi_U(x)$ a jejich kvantilů u_p lze najít např. ve skriptech [4,5] nebo v normě ISO 12491 [6].

Hledaný kvantil x_p se stanoví s využitím hodnoty normované náhodné veličiny u_p odpovídající dané pravděpodobnosti p

$$x_p = \mu_X + u_p \sigma_X = \mu_X (1 + u_p V_X) \quad (3)$$

kde $V_X = \sigma_X / \mu_X$ je variační koeficient náhodné veličiny X .

Tabulka č. 1 uvádí hodnoty u_p dolního kvantilu normované náhodné veličiny U s normálním rozdělením pro vybrané pravděpodobnosti p . Vzhledem k symetrii normálního rozdělení se hodnoty horního kvantilu u_p stanoví z tabulky č. 1 tak, že se p nahradí hodnotou $1 - p$ a u hodnot u_p se změni znaménko (ze záporného na kladné), $u_p = -u_{1-p}$.

Tabulka č. 1. Kvantil u_p normované náhodné veličiny s normálním rozdělením.

p	10^{-7}	10^{-6}	10^{-5}	10^{-4}	0,001	0,010	0,050	0,100	0,200	0,500
u_p	-5,199	-4,753	-4,265	-3,719	-3,091	-2,327	-1,645	-1,282	-0,841	0,000

Pro normovanou náhodnou veličinu s obecným tříparametrickým lognormálním rozdělením je hodnota normované náhodné veličiny u_p závislá na šikmosti ω_X . Tabulka č. 2 uvádí hodnoty u_p pro vybrané šikmosti ω_X a pravděpodobnosti p . Poznamenejme, že vzhledem k asymetrii lognormálního rozdělení ($\omega_X \neq 0$) neplatí vztah $u_p = -u_{1-p}$ pro normální rozdělení.

Tabulka č. 2. Kvantil u_p normované náhodné veličiny s lognormálním rozdělením.

ω_X	Pravděpodobnosti p												
	10^{-4}	10^{-3}	0,01	0,05	0,10	0,20	0,50	0,80	0,90	0,95	0,99	$1-10^{-3}$	$1-10^{-4}$
-2,0	-9,52	-6,24	-3,52	-1,89	-1,24	-0,61	0,24	0,77	0,97	1,10	1,28	1,42	1,49
-1,5	-7,97	-5,51	-3,31	-1,89	-1,29	-0,68	0,20	0,81	1,04	1,21	1,45	1,65	1,77
-1,0	-6,40	-4,70	-3,03	-1,85	-1,32	-0,74	0,15	0,84	1,13	1,34	1,68	1,99	2,19
-0,5	-4,94	-3,86	-2,70	-1,77	-1,32	-0,80	0,08	0,85	1,21	1,49	1,98	2,46	2,81
0,0	-3,72	-3,09	-2,33	-1,65	-1,28	-0,84	0,00	0,84	1,28	1,65	2,33	3,09	3,72
0,5	-2,81	-2,46	-1,98	-1,49	-1,21	-0,85	-0,08	0,80	1,32	1,77	2,70	3,86	4,94
1,0	-2,19	-1,99	-1,68	-1,34	-1,13	-0,84	-0,15	0,74	1,32	1,85	3,03	4,70	6,40
1,5	-1,77	-1,65	-1,45	-1,21	-1,04	-0,81	-0,20	0,68	1,29	1,89	3,31	5,51	7,97
2,0	-1,49	-1,42	-1,28	-1,10	-0,97	-0,77	-0,24	0,61	1,24	1,89	3,52	6,24	9,52

Pro lognormální rozdělení s dolní mezí v nule je možno kvantil stanovit z hodnoty kvantilu normované náhodné veličiny s normálním rozdělením

$$x_p = \frac{\mu_X}{\sqrt{1+V_X^2}} \exp\left(u_p \sqrt{\ln(1+V_X^2)}\right) \quad (4)$$

kde u_p je kvantil normované náhodné veličiny s normálním rozdělením. Často se uplatňuje aproximace vztahu (4) ve tvaru

$$x_p \cong \mu_X \exp(u_p V_X) \quad (5)$$

jejíž přesnost je zcela vyhovující pro $V_X < 0,2$, běžně se však používá i pro větší V_X .

Příklad č. 1. Stanovme kvantil normálního a lognormálního rozdělení s dolní mezí v nule pro $p = 0,001; 0,01; 0,05$ a $0,10$, je-li $V = 0,3$. Lognormální rozdělení s dolní mezí v nule má šikmost $\omega = 3 V + V^3 = 0,927$ [9], kterou je třeba znát pro interpolaci v tabulce č. 2. Výsledné hodnoty x_p jsou uvedeny v následující tabulce č. 3 ve tvaru bezrozměrných součinitelů x_p/μ_X (vyjadřující podíl kvantilu a průměru) stanovených různým způsobem pro normální i lognormální rozdělení.

Tabulka č. 3. Součinitel x_p/μ_X k příkladu č. 1.

Součinitel x_p/μ_X stanoven pro	Pravděpodobnosti p			
	0,001	0,010	0,050	0,100
normální rozdělení podle rovnice (3) a tabulky č.1	0,073	0,302	0,506	0,615
lognormální rozdělení podle rovnice (3) a tabulky č.2	0,385	0,483	0,591	0,658
lognormální rozdělení podle rovnice (4) a tabulky č.1	0,387	0,484	0,591	0,657
lognormální rozdělení podle rovnice (5) a tabulky č.1	0,396	0,496	0,610	0,681

Z tabulky č. 3 je patrný očekávaný rozdíl mezi kvantilem normálního a lognormálního rozdělení. Zejména pro malé pravděpodobnosti p je dolní kvantil normálního rozdělení výrazně nižší než odpovídající kvantil lognormálního rozdělení. Tabulka rovněž ukazuje, že přibližný vzorec (5) poskytuje pro výpočet kvantilu lognormálního rozdělení uspokojivé výsledky (chyba bude menší pro nižší hodnoty variační koeficientu V).

Kvantil gama rozdělení je možno stanovit z dostupných tabulek pro Pearsonovo rozdělení typu III [4,5]. Přibližně lze také kvantil gama rozdělení i dalších typů rozdělení stanovit z rovnice (3) na základě tabulkových hodnot u_p pro normované lognormální rozdělení se stejnou šikmostí ω .

Jednoduše lze kvantil x_p stanovit u Gumbelova rozdělení:

$$x_p = x_{\text{mod}} - \frac{1}{c} \ln[-\ln(p)] \cong \mu_X - \{0,45 + 0,78 \ln[-\ln(p)]\} \sigma_X \quad (6)$$

kde $x_{\text{mod}} = \mu_X - 0,577\sqrt{6}\sigma_X/\pi$ je modus a $c = \pi/(\sqrt{6}\sigma_X)$ parametr Gumbelova rozdělení.

2 NÁHODNÝ VÝBĚR

Předchozí text vycházel z předpokladu, že známe teoretický model veličiny X a příslušnou distribuční funkci $\Phi_X(x)$. Při hodnocení spolehlivosti existujících konstrukcí máme však často k dispozici pouze omezené množství dat a musíme stanovit kvantil (tedy např. charakteristickou hodnotu pevnosti betonu f_{ck}) z tzv. náhodného výběru.

Opakovanou realizací podmínek π (zkoušením betonové kostky za stanovených podmínek) se získá výběr (za určitých podmínek náhodný výběr) $\{x_i\}$ o určitém rozsahu n . Podle rozsahu se zpravidla rozlišují velmi malé výběry ($n \leq 10$), malé výběry ($10 < n \leq 30$) a velké výběry ($30 < n$). Výběrem se rozumí soubor odebraný z určitého základního souboru (všech betonových kostek daného typu), který je určen k tomu, aby poskytl informace o základním souboru.

Prvním krokem rozboru jakéhokoli výběru by mělo být jeho grafické znázornění pomocí histogramu (viz numerický příklad – „Stanovení charakteristické pevnosti“), popř. jiných grafů a prověření extrémních hodnot (odlehklých pozorování) a opravení (vyloučení) chybných hodnot. Je to velmi důležitý, často náročný a pracný krok, který by měl však předcházet dalšímu numerickému zpracování výběru pro odhad vlastností základního souboru.

Upravené (opravené) výběry lze použít pro stanovení charakteristik (statistik), které popisují polohu, rozptýlení, nesouměrnost, popř. další vlastnosti výběru. V technické praxi jsou nejdůležitější momentové charakteristiky, které nejlépe vystihují celkové vlastnosti výběru. Momentové charakteristiky jsou definovány analogicky k momentovým parametrům základního souboru. Parametry základního souboru a charakteristiky (statistiky), stanovené z výběru, je však třeba odlišovat. Výběrové charakteristiky se používají pro odhad parametrů základního souboru.

Důležitá problematika odhadu parametrů základního souboru na základě informací získaných z výběru je velmi obsáhlá oblast matematické statistiky, která je v této kapitole zahrnuta jen částečně. Uvedeme takové charakteristiky výběru, které jsou tzv. nestrannými bodovými odhady („nejlepšími“ bodovými odhady) příslušných parametrů základního souboru. Přesnější význam pojmu "nestranný odhad" a ostatní statistické postupy (např. intervalové odhady pro zadanou konfidenci) jsou podrobně popsány ve skriptech [4] nebo v mezinárodním dokumentu ISO [6].

Základní charakteristikou výběru, popisující jeho polohu, je výběrový průměr (také aritmetický průměr nebo prostě průměr), který je dán obecným momentem prvního řádu

$$m_X = \frac{1}{n} \sum_i x_i \quad (7)$$

Výběrový průměr m_X je také nestranným bodovým odhadem průměru μ_X příslušného základního souboru.

Základní charakteristikou popisující míru rozptýlení je výběrový rozptyl s_X^2 , který je definován na základě centrálního momentu druhého řádu

$$s_X^2 = \frac{1}{n-1} \sum_i (x_i - m_X)^2 \quad (8)$$

Takto definovaný výběrový rozptyl s_X^2 je nestranným bodovým odhadem rozptylu základního souboru σ_X^2 . Druhá odmocnina rozptylu označuje výběrovou směrodatnou odchylku, která se v praktických aplikacích používá častěji než výběrový rozptyl

$$s_X = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_i (x_i - m_X)^2} \quad (9)$$

V technické praxi, zejména ve stavebnictví, se velmi často používá bezrozměrná charakteristika souboru, která je podílem výběrové směrodatné odchylky s_X a výběrového průměru m_X a která se nazývá výběrový variační koeficient

$$v_X = \frac{s_X}{m_X} \quad (10)$$

Výběrová šikmost w_X (též koeficient šikmosti) je bezrozměrná veličina charakterizující nesymetrii souboru. Je to nestranný bodový odhad šikmosti ω_X základního souboru, který je stanoven na základě třetího centrálního momentu

$$w_X = \frac{n}{(n-1)(n-2)s_X^3} \sum_i (x_i - m_X)^3 \quad (11)$$

Poznamenejme opět, že zlomek na pravé straně vztahu (11) vyplývá z požadavku nestrannosti odhadu šikmosti ω_X základního souboru.

Šikmost je citlivá na extrémní výběrové hodnoty (na extrémní odchylky $x_i - m_X$) a může být snadno zatížena významnou (nenáhodnou) chybou. K výpočtu šikmosti je v každém případě třeba použít pokud možno velké soubory ($n > 30$). Jestliže však vychází podezřelá hodnota (např. velká záporná hodnota nebo $|w_X| > 1$), je třeba ověřit odlehlá pozorování a odstranit případné chybné extrémní hodnoty.

Další výběrové charakteristiky jako např. výběrová špičatost e_X (též koeficient špičatosti) se v praxi používají zřídka a nejsou proto dále v textu vysvětleny. Bližší informace lze nalézt např. ve skriptech [4].

3 POKRYVNÁ METODA ODHADU

V části 2 „Náhodný výběr“ jsou vysvětleny základní statistické charakteristiky náhodného výběru (např. n výsledků zkoušek pevnosti betonu v tlaku na krychlích). Důležitým krokem při stanovení např. odolnosti konstrukce na základě zkoušek je následně stanovení odhadu kvantilu z náhodného výběru.

Základním pojmem odhadu kvantilu z výběru o rozsahu n pokryvnou metodou je konfidence γ , tj. pravděpodobnost (zpravidla 0,75, 0,90 nebo 0,95), se kterou stanovený odhad pokrývá hledaný kvantil (proto se mluví o pokryvné metodě, anglicky covering method). Odhad $x_{p,\text{cover}}$ dolního kvantilu x_p je pokryvnou metodou stanoven tak, že platí

$$P(x_{p,\text{cover}} < x_p) = \gamma \quad (12)$$

tj. že s pravděpodobností γ je odhad menší (na bezpečné straně) než neznámý kvantil x_p .

V následujícím textu jsou bez odvození uvedeny praktické vzorce za předpokladu, že základní soubor (např. soubor všech betonových krychlí) má tříparametrické rozdělení s průměrem μ_X , směrodatnou odchylkou σ_X a šikmostí ω_X , o které se předpokládá, že je vždy známa z předchozí zkušenosti. Kromě toho se předpokládá, že průměr základního souboru μ_X není nikdy předem znám a při odhadu se proto vždy vychází z výběrového průměru m_X , zatímco směrodatná odchylka základního souboru σ_X je buď známá a pak se z ní vychází, nebo je neznámá a pak se místo ní uvažuje výběrová směrodatná odchylka s_X .

Jestliže směrodatná odchylka σ_X základního souboru je známá z předchozí zkušenosti, odhad $x_{p,\text{cover}}$ dolního p -kvantilu je dán vztahem

$$x_{p,\text{cover}} = m_X - \kappa_p \sigma_X \quad (13)$$

Jestliže je směrodatná odchylka základního souboru σ_X neznámá, uvažuje se výběrová směrodatná odchylka s_X

$$x_{p,\text{cover}} = m_X - k_p s_X \quad (14)$$

Koeficienty odhadu $\kappa_p = \kappa(\omega_X, p, \gamma, n)$ a $k_p = k(\omega_X, p, \gamma, n)$ závisí na typu rozdělení, šikmosti ω_X , pravděpodobnosti p odpovídající hledanému kvantilu x_p , konfidenci γ a na rozsahu výběru n . Znalost konfidence γ , že odhad $x_{p,\text{cover}}$ bude na bezpečné straně od skutečné hodnoty x_p , je největší předností klasické pokryvné metody. Konfidence $\gamma = 0,75$ se doporučuje v dokumentech [1,7]. V náročných případech, kdy se vyžaduje podrobný rozbor spolehlivosti, může být vhodnější vyšší hodnota konfidence, např. 0,95 [8].

Další podrobnosti lze najít v části „Součinitele pokryvné a předpovědní metody“.

4 PŘEDPOVĚDNÍ METODA ODHADU

4.1 Obecně o předpovědní metodě odhadu kvantilu

Podle předpovědní metody [8] se dolní kvantil x_p odhaduje z výběru o rozsahu n tzv. předpovědní mezí $x_{p,\text{pred}}$, pro kterou platí, že další hodnota x_{n+1} náhodně vybraná ze základního souboru podkročí odhad $x_{p,\text{pred}}$ pouze s pravděpodobností p , tj. platí

$$P(x_{n+1} < x_{p,\text{pred}}) = p \quad (15)$$

Lze ukázat, že takto definovaný odhad $x_{p,\text{pred}}$ se asymptoticky blíží k neznámému kvantilu x_p , jestliže n se zvyšuje. Ukazuje se také, že odhad $x_{p,\text{pred}}$ numericky přibližně odpovídá odhadu pokryvnou metodou $x_{p,\text{cover}}$ stanovenému pro konfidenci $\gamma = 0,75$ [8].

Jestliže veličina X má lognormální rozdělení a směrodatná odchylka základního souboru σ_X je známá, dolní kvantil je odhadnut hodnotou $x_{p,\text{pred}}$ podle vztahu

$$x_{p,\text{pred}} = m_X + u_p (1/n + 1)^{1/2} \sigma_X \quad (16)$$

kde $u_p = u(\omega_X, p)$ je kvantil normovaného lognormálního rozdělení se šikmostí ω_X .

Jestliže však směrodatná odchylka základního souboru je neznámá, pak je třeba místo σ_X uvažovat výběrovou směrodatnou odchylku s_X

$$x_{p,\text{pred}} = m_X + t_p (1/n + 1)^{1/2} s_X \quad (17)$$

kde $t_p = t(\omega_X, p, \nu)$ je p -kvantil zobecněného Studentova t -rozdělení pro $\nu = n - 1$ stupňů volnosti, které má šikmost ω_X . Další informace o Studentovu rozdělení a počtu stupňů volnosti je možno získat např. ze skript [4].

4.2 Součinitele pokryvné a předpovědní metody

Pokryvná a předpovědní metoda představují dva základní postupy pro odhad kvantilu základního souboru na základě dostupného výběru o omezeném rozsahu n . V případě, že směrodatná odchylka základního souboru σ_X je známá, aplikují se rovnice (13) a (16), ve kterých vystupují analogické součinitele κ_p a $-u_p(1/n+1)^{1/2}$. Oba součinitele závisí na typu rozdělení, rozsahu výběru n , součinitel κ_p u pokryvné metody navíc ještě na konfidenci γ . Za předpokladu normálního rozdělení základního souboru uvádí tabulka č. 4 součinitele κ_p a $-u_p(1/n+1)^{1/2}$ pro $p = 0,05$ a vybrané hodnoty n a γ .

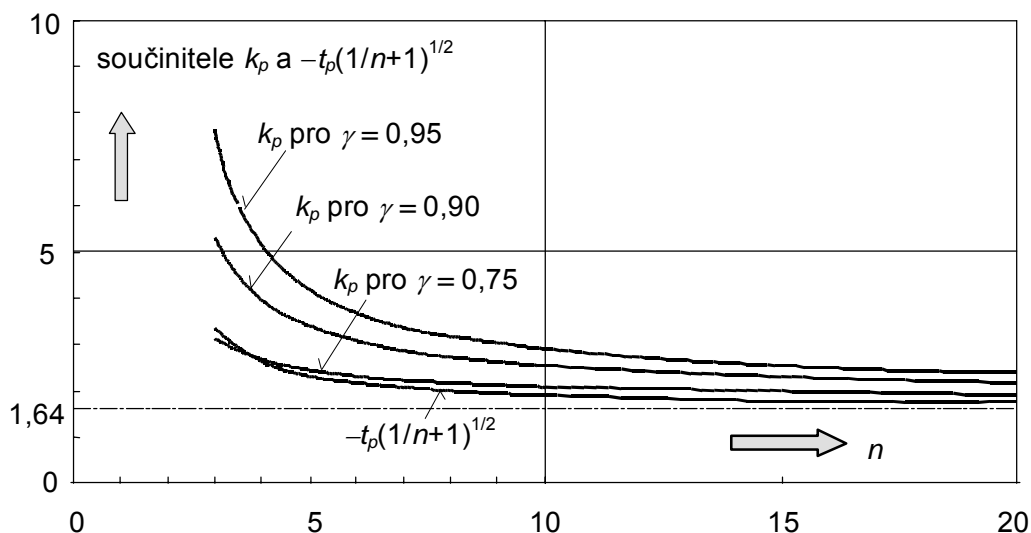
Tabulka č. 4. Součinitele κ_p a $-u_p(1/n+1)^{1/2}$ z rovnic (13) a (16) pro $p = 0,05$ a normální rozdělení základního souboru (σ_X známé).

Součinitel		Rozsah souboru n								
		3	4	5	6	8	10	20	30	∞
κ_p	$\gamma = 0,75$	2,03	1,98	1,95	1,92	1,88	1,86	1,79	1,77	1,64
	$\gamma = 0,90$	2,39	2,29	2,22	2,17	2,10	2,05	1,93	1,88	1,64
	$\gamma = 0,95$	2,60	2,47	2,38	2,32	2,23	2,17	2,01	1,95	1,64
$-u_p(1/n+1)^{1/2}$		1,89	1,83	1,80	1,77	1,74	1,72	1,68	1,67	1,64

Z tabulky č. 4 je zřejmé, že se zvyšujícím se rozsahem výběru n se oba součinitele blíží k hodnotě 1,64, která platí pro teoretický model normálního rozdělení (viz tabulka č. 1). U pokryvné metody se součinitel κ_p zvětšuje s rostoucí konfidencí γ . Pro konfidenci $\gamma = 0,75$ platí, že $\kappa_p \cong -u_p(1/n+1)^{1/2}$ a pokryvná metoda vede přibližně ke stejnému odhadu jako předpovědní metoda, $x_{p,\text{cover}} \cong x_{p,\text{pred}}$ (pro vyšší konfidenci $\gamma > 0,75$ je $x_{p,\text{cover}} < x_{p,\text{pred}}$).

V případě, že směrodatná odchylka základního souboru σ_X je neznámá, aplikují se rovnice (14) a (17), ve kterých vystupují analogické součinitele k_p a $-t_p(1/n+1)^{1/2}$. Oba součinitele závisí opět na typu rozdělení, rozsahu výběru n , součinitel k_p u pokryvné metody navíc ještě na konfidenci γ . Za předpokladu normálního rozdělení zachycuje tabulka č. 5 a obrázek č. 2 hodnoty součinitelů k_p a $-t_p(1/n+1)^{1/2}$ pro $p = 0,05$ a vybrané hodnoty n a γ .

Z tabulky č. 5 a z obrázku č. 2 je zřejmé, že s rostoucím rozsahem výběru n se oba součinitele blíží k hodnotě 1,64, která platí pro teoretický kvantil normálního rozdělení (viz tabulka č. 1). U pokryvné metody se součinitel k_p zvětšuje s rostoucí konfidencí γ a příslušné odhady $x_{p,\text{cover}}$ dolního kvantilu jsou nižší (na straně bezpečnosti). Pro konfidenci $\gamma = 0,75$ opět platí, že $k_p \cong -t_p(1/n+1)^{1/2}$ a pokryvná metoda vede přibližně ke stejnému odhadu jako předpovědní metoda, $x_{p,\text{cover}} \cong x_{p,\text{pred}}$ stejně jako v případě známé směrodatné odchylky σ_X .



Obrázek č. 2 Součinitele k_p a $-t_p(1/n+1)^{1/2}$ pro $p = 0,05$ a normální rozdělení základního souboru (σ_X neznámé).

Tabulka č. 5. Součinitele k_p a $-t_p(1/n+1)$ z rovnic (14) a (17) pro $p = 0,05$ a normální rozdělení základního souboru (σ_X neznámé).

Součinitel		Rozsah souboru n								
		3	4	5	6	8	10	20	30	∞
k_p	$\gamma = 0,75$	3,15	2,68	2,46	2,34	2,19	2,10	1,93	1,87	1,64
	$\gamma = 0,90$	5,31	3,96	3,40	3,09	2,75	2,57	2,21	2,08	1,64
	$\gamma = 0,95$	7,66	5,14	4,20	3,71	3,19	2,91	2,40	2,22	1,64
$-t_p(1/n+1)^{1/2}$		3,37	2,63	2,33	2,18	2,00	1,92	1,76	1,73	1,64

Šikmost (asymetrie) základního souboru ω_X může mít rovněž výrazný vliv na odhad kvantilu základního souboru. Tabulky č. 6 a 7 uvádí součinitele k_p z rovnice (14) za předpokladu tříparametrického lognormálního rozdělení pro tři šikmosti $\omega_X = -1,0, 0,0$ a $1,0$, pro pravděpodobnost $p = 0,05$ a konfidenci $\gamma = 0,75$ (tabulka č. 6) a $\gamma = 0,95$ (tabulka č. 7). Hodnoty součinitelů z tabulky č. 7 jsou znázorněny na obrázku č. 3.

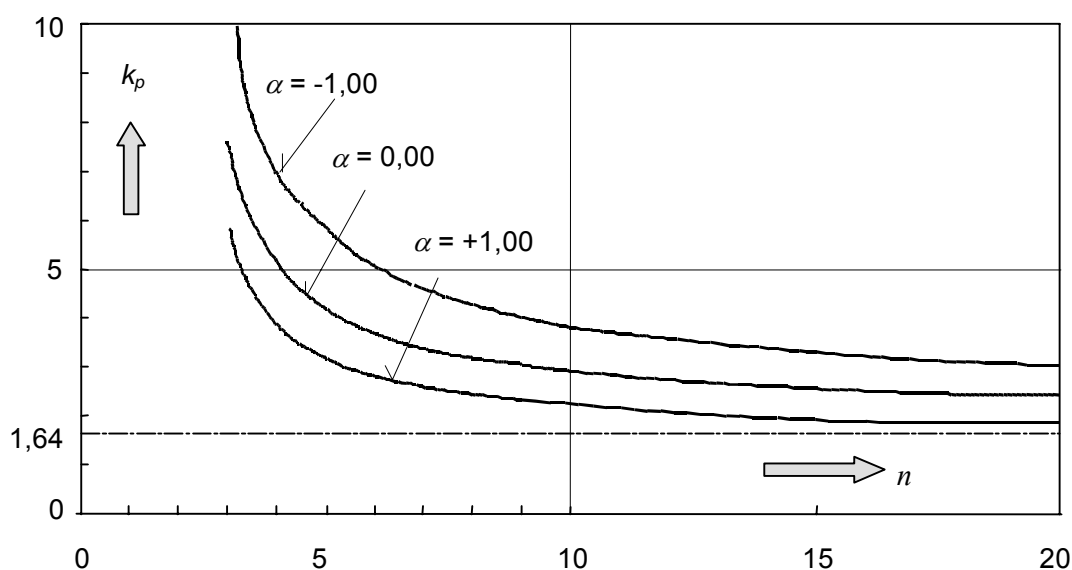
Tabulka č. 6. Součinitel k_p z rovnice (14) pro $p = 0,05$, $\gamma = 0,75$ a lognormální rozdělení se šikmostí ω_X (σ_X neznámé).

Šikmost	Rozsah souboru n								
	3	4	5	6	8	10	20	30	∞
$\omega_X = -1,00$	4,31	3,58	3,22	3,00	2,76	2,63	2,33	2,23	1,85
$\omega_X = 0,00$	3,15	2,68	2,46	2,34	2,19	2,10	1,93	1,87	1,64
$\omega_X = 1,00$	2,46	2,12	1,95	1,86	1,75	1,68	1,56	1,51	1,34

Tabulka č. 7. Součinitel k_p z rovnice (14) pro $p = 0,05$, $\gamma = 0,95$ a lognormální rozdělení se šikmostí ω_X (σ_X neznámé).

Šikmost	Rozsah souboru n								
	3	4	5	6	8	10	20	30	∞
$\omega_X = -1,00$	10,9	7,00	5,83	5,03	4,32	3,73	3,05	2,79	1,85
$\omega_X = 0,00$	7,66	5,14	4,20	3,71	3,19	2,91	2,40	2,22	1,64
$\omega_X = 1,00$	5,88	3,91	3,18	2,82	2,44	2,25	1,88	1,77	1,34

Z tabulek č. 6 a č. 7 je zřejmé, že s rostoucím rozsahem výběru n se součinitele k_p blíží k hodnotám u_p platným pro teoretický model lognormálního rozdělení, které jsou uvedeny v tabulce č. 2. Vliv šikmosti tedy zůstává i pro $n \rightarrow \infty$, je však výrazný zejména pro malé soubory a vyšší konfidenci $\gamma = 0,95$ (viz obrázek č. 3).



Obrázek č. 3. Součinitel k_p pro $p = 0,05$ a konfidenci $\gamma = 0,95$ (σ_X neznámé).

Podobnou závislost na šikmosti lze pozorovat u zobecněného Studentova t -rozdělení, jehož kvantily t_p jsou uvedeny v tabulce č. 8. Tyto hodnoty t_p se uplatní v předpovědní metodě ve vzorci (17) a dále v Bayesovské metodě (20). Proto jsou v tabulce č. 8 uvedeny přímo hodnoty kvantilů t_p v závislosti na počtu stupňů volnosti $\nu = n - 1$. Uvažuje se opět pravděpodobnost $p = 0,05$ a tři šikmosti $\omega_X = -1,0$, 0 a $1,0$.

Tabulka č. 8. Součinitel $-t_p$ z rovnice (17) pro $p = 0,05$ a lognormální rozdělení se šikmostí ω_X (σ_X neznámé).

Šikmost	Součinitel $-t_p$ pro počet stupňů volnosti $\nu = n - 1$								
	3	4	5	6	8	10	20	30	∞
$\omega_X = -1,00$	2,65	2,40	2,27	2,19	2,19	2,04	1,94	1,91	1,85
$\omega_X = 0,00$	2,35	2,13	2,02	1,94	1,86	1,81	1,72	1,70	1,64
$\omega_X = 1,00$	1,92	1,74	1,64	1,59	1,52	1,48	1,41	1,38	1,34

Z tabulky č. 8 je zřejmé, že se zvyšujícím se rozsahem výběru n se hodnoty t_p blíží k teoretickým hodnotám u_p platným pro model lognormálního rozdělení s odpovídající šikmostí, které jsou uvedeny v tabulce č. 2. Vliv šikmosti tedy opět (stejně jako u součinitele

k_p) zůstává i pro $n \rightarrow \infty$, je však zejména výrazný pro malé soubory (vzrůstá s klesajícím rozsahem výběru n).

Příklad č. 2. Výběr o rozsahu $n = 5$ měření pevnosti betonu má průměr $m_X = 29,2$ MPa a směrodatnou odchylku $s_X = 4,6$ MPa. Předpokládáme, že základní soubor má normální rozdělení a že jeho směrodatná odchylka σ_X je neznámá. Charakteristická pevnost $f_{ck} = x_{0,05}$ je nejdříve stanovena pokryvnou metodou. Jestliže konfidence je $\gamma = 0,75$, vyplývá z rovnice (14) a tabulky č. 5

$$x_{p,cover} = 29,2 - 2,46 \times 4,6 = 17,9 \text{ MPa}$$

Jestliže se však vyžaduje vyšší konfidence $\gamma = 0,95$, pak

$$x_{p,cover} = 29,2 - 4,20 \times 4,6 = 9,9 \text{ MPa}$$

Při předpovědní metodě se zjistí z rovnice (17) a tabulky č. 5

$$x_{p,pred} = 29,2 - 2,33 \times 4,6 = 18,5 \text{ MPa}$$

Podle předpovědní metody je tedy charakteristická pevnost pouze nepatrně větší než podle pokryvné metody s konfidencí $\gamma = 0,75$. Jestliže by se však požadovala vyšší konfidence $\gamma = 0,95$, pak pokryvná metoda vede k hodnotě, která je téměř poloviční než hodnota podle předpovědní metody.

Jestliže výběr pochází ze základního souboru s tříparametrickým lognormálním rozdělením a kladnou šikmostí $\omega_X = 1$, pak pokryvná metoda s konfidencí $\gamma = 0,75$ (tabulka č. 6) poskytuje odhad

$$x_{p,cover} = 29,2 - 1,95 \times 4,6 = 20,2 \text{ MPa}$$

což je hodnota o 13 % vyšší než při nulové šikmosti.

Podobně pro předpovědní metodu z tabulky č. 8 plyne

$$x_{p,pred} = 29,2 - 1,74 \times \sqrt{\frac{1}{5} + 1} \times 4,6 = 20,4 \text{ MPa}$$

kde hodnota $t_p = -1,74$ je uvedena v tabulce č. 8 pro $\omega_X = 1,0$ a $v = 5 - 1 = 4$. Výsledná pevnost je v tomto případě o 10% vyšší než hodnota odpovídající normálnímu rozdělení ($\omega_X = 0$).

Další informace lze najít v numerickém příkladu „Stanovení charakteristické pevnosti“.

5 BAYESOVSKÁ METODA ODHADU

Jestliže jsou u náhodné veličiny X k dispozici předchozí zkušenosti (např. v případě opakovaných měření), je možno využít tak zvaný Bayesovský postup, který sleduje myšlenku aktualizace pravděpodobností popsanou v [4]. Bayesovský postup odhadu kvantilu je popsán bez odvození příslušných vztahů. Podrobnější informace jsou uvedeny např. v dokumentech ISO [6,7].

Předpokládejme, že je k dispozici výběr o rozsahu n , který má průměr m_X a směrodatnou odchylku s_X . Kromě toho je z předchozí zkušenosti (předchozí zkoušky na posuzované konstrukci) znám výběrový průměr $m_{X'}$ a výběrová směrodatná odchylka $s_{X'}$, které byly stanoveny z neznámého výběru o neznámém rozsahu n' . Předpokládá se ovšem, že oba výběry pocházejí ze stejného základního souboru, který má průměr μ_X a směrodatnou

odchylku σ_X . Oba soubory je tedy možno sloučit. Jestliže by byly známy jednotlivé hodnoty předchozího souboru, bylo by toto sloučení jednoduché. To však není v tomto případě možné. Je proto nutno využít Bayesovské úvahy.

Parametry sloučeného souboru obecně jsou dány vztahy [6,7]

$$\begin{aligned} n'' &= n + n' \\ \nu'' &= \nu + \nu' - 1 \text{ je-li } n' \geq 1, \nu'' = \nu + \nu' \text{ je-li } n' = 0 \\ m_X'' &= (mn + m_X' n') / n'' \\ s_X''^2 &= (\nu s_X^2 + \nu' s_X'^2 + n m_X^2 + n' m_X'^2 - n'' m_X''^2) / \nu'' \end{aligned} \quad (18)$$

Neznámé hodnoty n' a ν' mohou být stanoveny na základě vztahů pro variační koeficienty průměru a směrodatné odchylky $\nu(\mu_X)$ a $\nu(\sigma_X)$ (parametry μ_X a σ_X se v Bayesovském pojetí považují za náhodné veličiny), pro které platí [6,7]

$$n' = [s_X' / (m_X' \nu(\mu_X))]^2, \nu' = 1 / (2 \nu(\sigma_X)^2) \quad (19)$$

Obě neznámé veličiny n' a ν' mohou být stanoveny nezávisle na sobě (obecně $\nu' \neq n'-1$), avšak v závislosti na předchozí zkušenosti o stupni nejistoty odhadu průměru μ_X a směrodatné odchylky σ_X základního souboru.

Další krok postupu navazuje na předpovědní metodu. Bayesovský odhad $x_{p,\text{Bayes}}$ kvantilu je dán vztahem analogickým k rovnici (17) pro předpovědní odhad za předpokladu, že směrodatná odchylka σ_X základního souboru není známa

$$x_{p,\text{Bayes}} = m_X'' + t_p'' (1/n'' + 1)^{1/2} s_X'' \quad (20)$$

kde $t_p'' = t_p''(\omega_X, p, \nu'')$ je p -kvantil zobecněného Studentova t -rozdělení, které má odpovídající šikmost ω_X , pro ν'' stupňů volnosti (obecně odlišné od hodnoty $n'' - 1$).

Jestliže se Bayesovský postup aplikuje pro stanovení pevnosti materiálů, s výhodou lze využít skutečnosti, že variabilita je zpravidla dlouhodobě ustálená. Pak nejistota při stanovení σ_X vyjádřená hodnotou $\nu(\sigma_X)$ je poměrně malá, veličina ν' stanovená podle rovnice (19) a ν'' stanovená podle první z rovnic (18) jsou velké. Tato okolnost může vést k příznivému snížení hodnoty t_p'' a tím ke zvýšení odhadu hodnoty dolního kvantilu $x_{p,\text{Bayes}}$ podle rovnice (20). Často však nejistoty při stanovení průměru μ_X a tedy hodnota $\nu(\mu_X)$ jsou obvykle velké, takže předchozí informace nemusí významně ovlivnit výsledné hodnoty n'' a m_X'' .

Pokud nejsou k dispozici žádné předchozí informace, pak $n' = \nu' = 0$ a výsledné charakteristiky m_X'' , n'' , s_X'' , ν'' se rovnají výběrovým charakteristikám m_X , n , s_X , ν . V tomto případě se Bayesovská metoda redukuje na předpovědní metodu a rovnice (20) přechází na rovnici (17), popř. (jestliže je σ_X známé) použije se rovnice (16). Tento zvláštní případ Bayesovské metody, kdy nejsou k dispozici žádné předchozí informace, se uvažuje v mezinárodních dokumentech CEN [1] a ISO [6,7].

Příklad č. 3. Jestliže v příkladu č. 2 jsou k dispozici předchozí zkušenosti, lze využít Bayesovskou metodu. Předpokládejme, že tyto informace jsou

$m_X' = 30,1$ MPa, $\nu(\mu_X) = 0,50$, $s_X' = 4,4$ MPa, $\nu(\sigma_X) = 0,28$. Z rovnice (19) plyne

$$n' = \left(\frac{4,4}{30,1 \cdot 0,50} \right)^2 < 1, \nu' = \frac{1}{2 \times 0,28^2} \approx 6$$

Dále se tedy uvažují hodnoty: $n' = 0$ a $\nu' = 6$. Protože $\nu = n - 1 = 4$, z rovnice (18) plyne $n'' = 5$, $\nu'' = 10$, $m'' = 29,2$ MPa, $s'' = 4,5$ MPa. Z rovnice (20) se zjistí pro normální rozdělení odhad

$$x_{p,\text{Bayes}} = 29,2 - 1,81 \times \sqrt{\frac{1}{5} + 1} \times 4,5 = 20,3 \text{ MPa}$$

kde hodnota $t_p'' = 1,81$ je z tabulky č.8 pro $\omega_X = 0$ a $\nu'' = 10$. Výsledná pevnost je tedy vyšší (o 10 %) než hodnota získaná z předpovědní metody. Numerický příklad ukazující využití naznačeného postupu prostřednictvím MS Excelu bude vypracován a uveřejněn na www.konstrukce.cvut.cz.

Jestliže základní soubor má lognormální rozdělení se šikmostí $\omega_X = 1$, pak ze vztahu (20) a tabulkové hodnoty $t_p'' = 1,48$ uvedené v tabulce č. 9 vyplývá

$$x_{p,\text{Bayes}} = 29,2 - 1,48 \times \sqrt{\frac{1}{5} + 1} \times 4,5 = 21,9 \text{ MPa}$$

což je hodnota o 8% vyšší než Bayesovský odhad za předpokladu normálního rozdělení (pro šikmost $\omega_X = 0$).

Příklady č. 2 a 3 zřetelně ukázaly, že odhad charakteristické pevnosti (kvantilu s pravděpodobností $p = 0,05$) na základě jednoho výběru se může pohybovat v širokém rozmezí (v příkladech č. 2 a 3 od 9,9 MPa do 21,9 MPa) v závislosti na použité metodě, na požadované konfidenci, na předchozích informacích a na předpokladech o základním souboru. Poznamenejme, že kromě alternativ uvažovaných v příkladech č. 2 a 3 se může navíc uplatnit znalost směrodatné odchylky σ_X základního souboru a předpoklad záporné šikmosti ω_X (např. u některých materiálů s vysokou pevností).

Ještě výraznější rozdíly výsledných hodnot mohou nastat při odhadu návrhových hodnot pevností, tj. odhadu kvantilů, které odpovídají malé pravděpodobnosti (např. $p \cong 0,001$). Přímý odhad takového kvantilu na základě omezeného výběru ze základního souboru se však doporučuje jen v těch případech, kdy je k dispozici dostatek věrohodných údajů o chování příslušné náhodné veličiny. V těchto případech je účelné postupovat obezřetně a pokud možno ve spolupráci se specialisty v oblasti matematické statistiky.

6 ODHADY KVANTILŮ PODLE EUROKÓDŮ

Eurokód EN 1990 [1] uvádí tabulky součinitelů pro odhad kvantilu náhodné veličiny s normálním rozdělením (nesymetrická rozdělení se neuvažují) na základě výběru pro dvě pravděpodobnosti $p = 0,05$ (např. pro charakteristickou hodnotu x_k), $p = 0,001$ (např. pro návrhovou hodnotu x_d hlavní (dominantní) veličiny. Předběžná norma ENV 1991-1 navíc uvádí hodnotu pravděpodobnosti $p = 0,1$ (např. pro návrhovou hodnotu x_d vedlejší (nedominantní) veličiny. Jak již bylo uvedeno, charakteristické hodnoty x_k a návrhové hodnoty x_d jsou definovány jako kvantily x_p , které odpovídají dané pravděpodobnosti p .

Pro charakteristickou hodnotu materiálových vlastností se zpravidla uvažuje kvantil odpovídající pravděpodobnosti $p = 0,05$ (u veličin popisujících nahodilá zatížení je však p zpravidla menší), tj. platí

$$P(X < x_k) = 0,05 \quad (21)$$

Pro návrhovou hodnotu x_d dominantní veličiny přibližně vychází $p = 0,001$ (nebo hodnota blízká), tj. platí

$$P(X < x_d) = 0,001 \quad (22)$$

Konečně pro návrhovou hodnotu x_d nedominantní veličiny přibližně vychází $p = 0,1$, tj. platí

$$P(X < x_d) = 0,1 \quad (23)$$

Popis dominantních a nedominantních veličin je uveden např. ve skriptech [9].

Následující tři tabulky, které uvádějí potřebné součinitele pro odhad veličin x_k a x_d podle rovnic (21) a (22), jsou záměrně převzaty z dokumentu [1] v plném znění (tabulka č. 9 se částečně překrývá s předchozími tabulkami č. 4 a 5). Poznamenáme, že všechny součinitele jsou v [1] označeny symbolem k_n , který v těchto tabulkách přebíráme.

Tabulka č. 9. Součinitele k_n pro 5% charakteristickou hodnotu (viz tabulky č. 5 a 4).

Součinitel	Rozsah souboru n										
	1	2	3	4	5	6	8	10	20	30	∞
$-u_p(1/n+1)^{1/2}, \sigma_X$ známé	2,31	2,01	1,89	1,83	1,80	1,77	1,74	1,72	1,68	1,67	1,64
$-t_p(1/n+1)^{1/2}, \sigma_X$ neznámé	-	-	3,37	2,63	2,33	2,18	2,00	1,92	1,76	1,73	1,64

V dokumentu [1] se předpoklad o znalosti směrodatné odchylky nahrazuje (nepřesně) předpokladem o znalosti variačního koeficientu V_X . V originálu [1] tabulky č. 10 je pro rozsahu souboru $n = \infty$ chybně uvedena hodnota součinitele 3,08 (má být 3,09).

Tabulka č. 10. Součinitele k_n pro návrhovou hodnotu x_d dominantní veličiny, $P(X < x_d) = 0,001$.

Součinitel	Rozsah souboru n										
	1	2	3	4	5	6	8	10	20	30	∞
$-u_p(1/n+1)^{1/2}, \sigma_X$ známé	4,36	3,77	3,56	3,44	3,37	3,33	3,27	3,23	3,16	3,13	3,09
$-t_p(1/n+1)^{1/2}, \sigma_X$ neznámé	-	-	-	11,4	7,85	6,36	5,07	4,51	3,64	3,44	3,09

Tabulka č. 11. Součinitele k_n pro návrhovou hodnotu x_d nedominantní veličiny, $P(X < x_d) = 0,1$.

Součinitel	Rozsah souboru n										
	1	2	3	4	5	6	8	10	20	30	∞
$-u_p(1/n+1)^{1/2}, \sigma_X$ známé	1,81	1,57	1,48	1,43	1,40	1,38	1,36	1,34	1,31	1,30	1,28
$-t_p(1/n+1)^{1/2}, \sigma_X$ neznámé	-	3,77	2,18	1,83	1,68	1,56	1,51	1,45	1,36	1,33	1,28

Všimněme si, že za předpokladu známé směrodatné odchylky jsou v tabulkách č. 9 až č. 11 uvedeny hodnoty součinitelů již pro rozsahy souboru $n = 1$ až 3. Využití těchto hodnot je však spojeno se značnými statistickými nejistotami a doporučuje se proto minimální rozsah výběru $n = 3$.

7 ZÁVĚR

Hodnocení existujících stavebních konstrukcí se střetává s nedostatečným množstvím informací především o odolnostech materiálů. Při hodnocení odolnosti je obvykle nutné stanovit charakteristickou nebo návrhovou hodnotu (x_k nebo x_d) základní veličiny X z náhodného výběru, tj. stanovit p -procentní kvantil x_p na základě omezeného souboru měření.

Ukazuje se, že pro odhad kvantilu je možné obecně použít pokryvnou, předpovědní nebo Bayesovskou metodou. Zjednodušující operativní metodou je postup doporučený v nedávném Eurokódu EN 1990 [1].

Numerické příklady zřetelně ukazují, že odhad charakteristické pevnosti (obvykle kvantil s pravděpodobností $p = 0,05$) na základě náhodného výběru o omezeném rozsahu se může pohybovat v širokém rozmezí v závislosti na:

- použité metodě
- požadované konfidenční γ u pokrývné metody
- znalosti směrodatné odchylky σ_X základního souboru
- dalších předchozích informací o základním souboru.

Významné rozdíly mohou nastat zejména při přímém odhadu návrhových hodnot pevností stavebních materiálů, které odpovídají pravděpodobnostem $p \sim 0,001$. Doporučuje se, aby přímý odhad návrhových pevností byl proveden ve spolupráci se specialisty v oblasti teorie spolehlivosti konstrukcí a matematické statistiky.

LITERATURA

- [1] ČSN EN 1990, Eurokód: Zásady navrhování konstrukcí, ČNI 2004.
- [2] Holický M., Marková J., Základy teorie spolehlivosti a hodnocení rizik, ČVUT v Praze, 2005.
- [3] Probabilistic Model Code, JCSS, 2001.
- [4] Vorlíček M., Holický M., Špačková M., Pravděpodobnost a matematická statistika pro inženýry. ČVUT Praha 1984.
- [5] Vorlíček M., Holický M., Špačková M., Numerické tabulky ke skriptu Pravděpodobnost a matematická statistika pro inženýry. ČVUT Praha 1986.
- [6] ISO 12491 Statistical methods for quality control of building materials and components. 1997.
- [7] ISO 2394, General principles on reliability for structures. 1998. Zavedená v ČR jako ČSN ISO 2394 Obecné zásady spolehlivosti konstrukcí, ČSNI, 2003.
- [8] Holický M., Vorlíček M., Distribution Asymmetry in Structural Reliability. Acta Polytechnica, Vol. 35, No. 3/ 1995, str. 75 - 85.
- [9] Holický M., Marková J., Základy teorie spolehlivosti a hodnocení rizik, ČVUT v Praze, 2005.



evropský sociální fond v ČR



CZ.04.3.07/4.2.01/0005

INOVACE METOD HODNOCENÍ EXISTUJÍCÍCH STAVEBNÍCH KONSTRUKCÍ

NUMERICKÝ PŘÍKLAD**Stanovení charakteristické pevnosti betonu v tlaku****1. Zadání**

Předložená výpočetní pomůcka je aplikací teoretických postupů popsanych v kapitole "Základy statistických metod" s využitím MS Excel. Elektronická verze pomůcky je dostupná na www.konstrukce.cvut.cz.

Pro ověření spolehlivosti existující stavební konstrukce je nutné stanovit charakteristickou hodnotu pevnosti betonu v tlaku f_{ck} na základě výsledků měření.

Charakteristická hodnota pevnosti je definována jako 5% dolní kvantil, $f_{ck} = f_{c0,05}$.

Získaný soubor dat pro pevnost betonu f_c [MPa] je uveden v Tabulce 1.

Pozn.: pokud je nutné vyhodnotit náhodný výběr o menším rozsahu, pak vymažte přebývající hodnoty v Tabulce 1 a nechte buňky prázdné. Nevyplňujte nulu ani žádné jiné znaky. Pokud je nutné vyhodnotit soubor o rozsahu $n > 56$, je nutné vložit řádky doprostřed tabulky pro zadávání dat. V tomto případě je pro sestrojení histogramu a distribuční funkce nutné použít nástroje Excelu Analýza podle pokynů uvedených níže.

Tabulka 1. Naměřené pevnosti betonu v tlaku f_{ci} [MPa].

Číslo vzorku i	Pevnost f_{ci}							
1-8	26,9	34,1	33,1	28,5	32,8	24,1	25,7	27,4
9-16	32,5	27,6	35,1	33,9	38,0	23,0	33,1	31,2
17-24	32,9	29,7	31,3	34,4	26,3	35,7	31,9	25,9
25-32	41,1	30,0						
33-40								
41-48								
49-56								

2. Analýza dat

Rozsah souboru je určen automaticky prostřednictvím funkce **POČET**(číslo 1; číslo 2;...):

$$n = 26$$

První odhad charakteristické hodnoty lze stanovit na základě grafického zpracování naměřených dat, tj. sestavením histogramu a distribuční funkce. Před sestrojením histogramu je nutné rozdělit soubor do tříd. Minimální a maximální hodnoty souboru jsou stanoveny automaticky použitím funkcí **MIN**(číslo1; číslo 2;...) a **MAX**(číslo1;

$$\min_i [f_{ci}] = 23,0 \text{ MPa}$$

$$\max_i [f_{ci}] = 41,1 \text{ MPa}$$

Obvykle se volí 7 až 20 tříd. Délka intervalu h se odhadne vhodně zaokrouhlenou hodnotou mezi jednou čtvrtinou až jednou polovinou směrodatné odchylky, $s_x/4 < h < s_x/2$.

V příkladu jsou zadaná data automaticky rozdělena do 8 tříd. Třídy [MPa] jsou vyneseny v řádku (označeny šedě). Hranice tříd je možné změnit prostým přepsáním hodnot.

20	23	26	29	32	35	38	41	44
----	----	----	----	----	----	----	----	----

Histogram (Obrázek 1) a distribuční funkce $\Phi_{fc}(x)$ (Obrázek 2) se automaticky přepočtou ze zadaných dat. Oba grafy je možné editovat.

*Pozn.: v obecném případě lze pro sestavení histogramu v MS Excel použít funkce Nástroje -> Analýza dat -> **HISTOGRAM**. Vybereme oblast dat, jako hranice tříd zvolíme šedivě vyznačené buňky, výstupní oblast označíme podle vlastního uvážení a zaškrtneme volby kumulativní procentuální podíl (vytvoří distribuční funkci) a vytvořit graf. Výsledkem je pak Tabulka 2 a Obrázek 1, které je následně možné editovat. Pokud v menu Nástroje nemáte volbu Analýza dat, je nutné doinstalovat tento Doplněk: Nástroje -> Doplněk -> Analytické nástroje.*

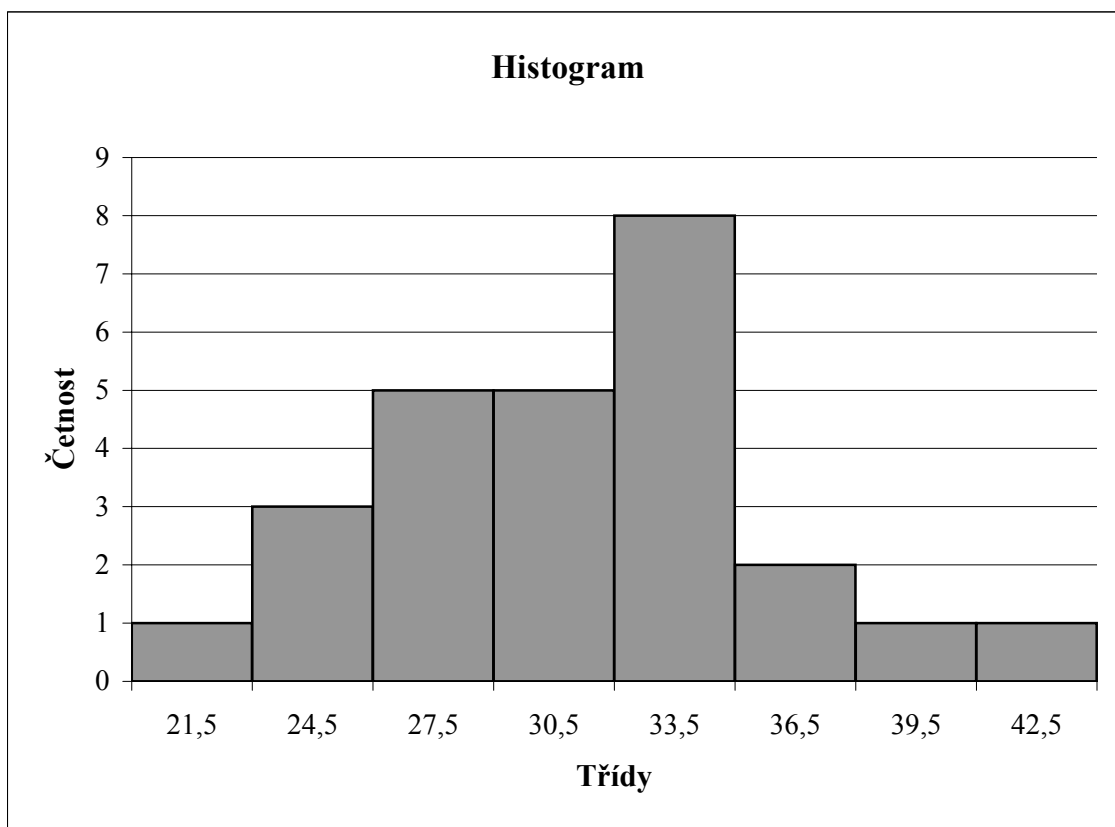
Tabulka 2. Hranice tříd, četnosti a hodnoty distribuční funkce.

Třídy		Střed	Četnost	$\Phi_{fc}(x)^*$
20	23	21,5	1	3,8%
23	26	24,5	3	15,4%
26	29	27,5	5	34,6%
29	32	30,5	5	53,8%
32	35	33,5	8	84,6%
35	38	36,5	2	92,3%
38	41	39,5	1	96,2%
41	44	42,5	1	100,0%
		Σ	26	

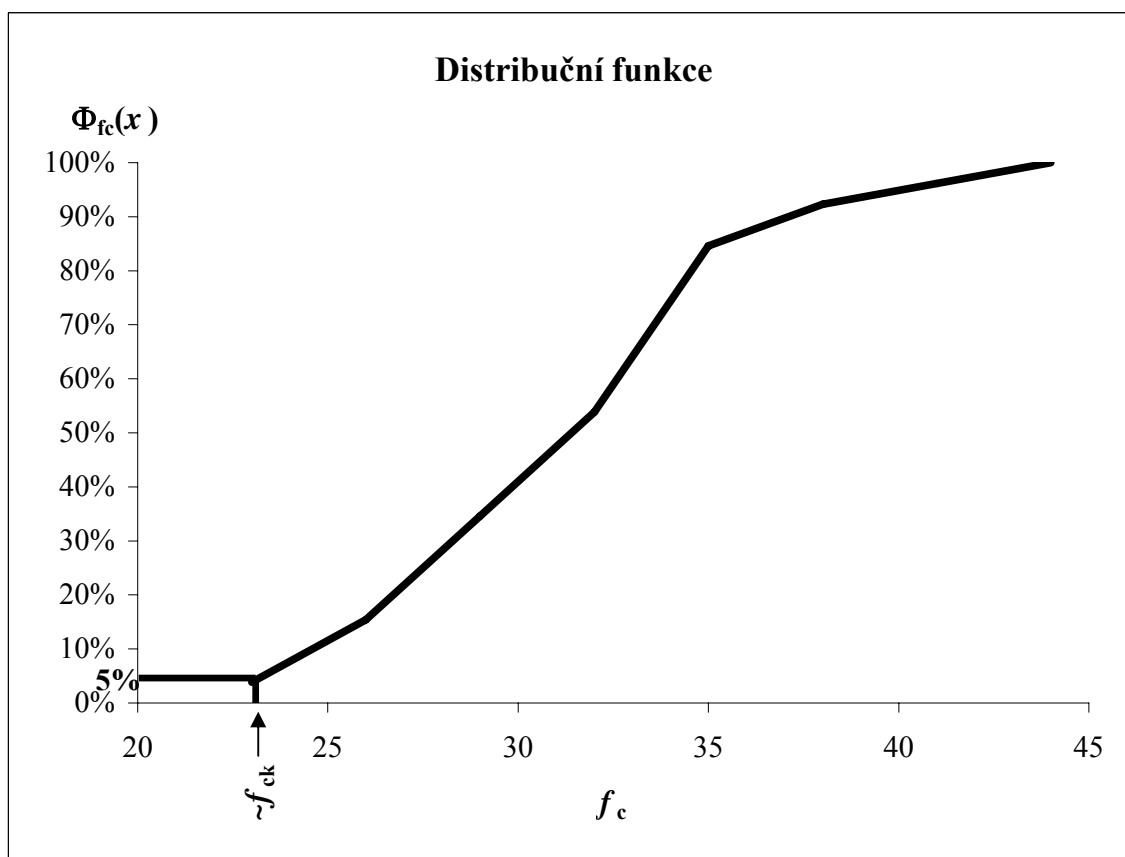
* Hodnota distribuční funkce $\Phi_{fc}(x)$ se vztahuje vždy k horní hranici třídy.

Histogram graficky poskytuje první náhled na vyhodnocovaná data. Pro stanovení charakteristické hodnoty f_{ck} je však důležitější distribuční funkce $\Phi_{fc}(x) = P(f_c < x)$. První odhad charakteristické hodnoty můžeme získat z grafu odečtením hodnoty x (třídy) odpovídající 5 %, jak naznačuje Obrázek 2.

Pozn.: v případě změny dat v Tabulce 1 je u grafu na Obrázku 2 nutné nastavit maximum a minimum u osy x .



Obrázek 1. Histogram.



Obrázek 2. Distribuční funkce $\Phi_{fc}(x)$.

Z Obrázku 2 je patrné, že charakteristická hodnota f_{ck} může být přibližně odhadnuta tímto jednoduchým způsobem jako **23 MPa**.

Přesnější odhad charakteristické hodnoty může být založen na výpočtu předpovědní nebo pokryvnou metodou odhadu kvantilu náhodného výběru. Pro aplikaci těchto metod je ovšem nutné znát základní popisné statistické charakteristiky souboru - průměr m_{fc} , směrodatnou odchylku s_{fc} a variační koeficient v_{fc} . Pro ověření asymetrie datového souboru navíc stanovíme ještě šikmost w_{fc} , která se ovšem v dalším výpočtu přímo neuvažuje.

Průměr m_{fc} je dán vztahem:

$$m_{fc} = \frac{1}{n} \sum_i f_{ci}$$

kde n označuje rozsah souboru (26 vzorků). Funkce **PRŮMĚR**(číslo 1, číslo 2,...) automaticky vypočte m_{fc} :

$$m_{fc} = 31,00 \text{ MPa}$$

Směrodatná odchylka náhodného výběru s_{fc} je dána vztahem:

$$s_{fc} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_i (f_{ci} - m_{fc})^2}$$

Použije se funkce **SMODCH.VÝBĚR**(číslo 1, číslo 2,...), která automaticky vede k:

$$s_{fc} = 4,376 \text{ MPa}$$

Variační koeficient v_{fc} je dán poměrem směrodatné odchylky a průměru:

$$v_{fc} = s_{fc} / m_{fc} = 0,14$$

Poznamenejme, že vypočtený variační koeficient je pro beton poměrně vysoký, běžné hodnoty se pohybují v rozmezí 0,05 až 0,15.

Další důležitou statistickou charakteristikou náhodného výběru je šikmost w_{fc} daná vztahem:

$$w_{fc} = \frac{n}{(n-1)(n-2)s_{fc}^3} \sum_i (f_{ci} - m_{fc})^3$$

Při výpočtu je použita funkce **SKEW**(číslo 1, číslo 2,...), která automaticky vede k:

$$w_{fc} = 0,14$$

Nízká hodnota šikmosti ($w_{fc} < 0,2$) naznačuje, že náhodný výběr lze považovat za relativně symetrický (data jsou přibližně symetricky rozptýlena kolem průměru) a pro popis jeho náhodných vlastností je možné použít normální rozdělení (které má šikmost $\omega = 0$). Při stanovení kvantilů odpovídajících "vyšším" pravděpodobnostem ($\sim 5\%$) lze zjednodušeně vliv šikmosti zanedbat, zvláště v případech "menší" šikmosti. Pokud je nutné stanovit kvantil odpovídající nízkým pravděpodobnostem (např. pro návrhové hodnoty $\sim 0,1\%$) nebo má soubor "větší" šikmost ($w_{fc} > 0,2$), je nutné zahrnout vliv šikmosti do výpočtu. V těchto případech je nutné použít složitější postup, než se uvažuje zde, a doporučuje se proto spolupráce se specializovanými pracovišti.

Za předpokladu, že rozdělení základního souboru pevností má normální rozdělení s průměrem m_{fc} a směrodatnou odchylkou s_{fc} , lze charakteristickou hodnotu f_{ck} odhadnout jako 5% dolní kvantil $f_{c0,05}$ s využitím funkce

NORMINV(p ; průměr; směrodatná odchylka), kde p je hodnota pravděpodobnosti, které odpovídá hledaný kvantil. Ve výpočtu je nutné zadat pravděpodobnost p , f_{ck} se dopočte automaticky:

$$\begin{aligned} p &= 0,05 \\ f_{ck} &= \mathbf{23,8 \text{ MPa}} \end{aligned}$$

Obě doposud odhadnuté hodnoty charakteristické pevnosti f_{ck} byly stanoveny bez uvážení vlivu rozsahu souboru n . Tento vliv je zvláště pro nízké hodnoty n ovšem nutné vzít v úvahu. Proto se při odhadu kvantilu používají předpovědní nebo pokryvná metoda. Obě tyto metody umožňují do výpočtu zahrnout vliv n a získat tedy

3. Pokryvná metoda odhadu kvantilu

Protože Eurokód 1990 doporučuje stanovit kvantil s využitím předpovědní metody, je výpočet pokryvnou metodou uveden ve zjednodušené formě. Předpokládejme, že směrodatná odchylka základního souboru σ_{fc} není známa z předchozí zkušenosti (podrobnosti v kapitole "Základy statistických metod"). V dalším výpočtu se tedy uvažuje odchylka s_{fc} .

$$x_{p,cover} = m_X - k_p(w_X, p, \gamma, n) s_X$$

kde x je hledaný kvantil, p je pravděpodobnost odpovídající hledanému kvantilu a k_p je koeficient odhadu závislý obecně na šikmosti w_X , pravděpodobnosti p , konfidenci γ a rozsahu souboru n .

V předchozím textu je naznačeno, že v souladu s Eurokódem 1990 lze vliv šikmosti při stanovení 5% kvantilu zanedbat. Konfidence je zvolena $\gamma = 0,75$, jak se uvažuje pro běžné pozemní stavby. Pro $p = 0,05$ lze stanovit přibližný vztah pro závislost koeficientu k_p na n s uvážením dat z Tabulky 3 v kapitole "Základy statistických

$$k_p(p=0,05) = 2,7n^{-0,75} + 1,645 = \mathbf{1,88}$$

Poznamenejme, že výpočet se provede opět automaticky.

Odhad 5% kvantilu pokryvnou metodou pro $w_X = 0$, $\gamma = 0,75$ a $n = 26$ je tedy automaticky vypočten jako:

$$f_{c0,05,cover} = m_{fc} - k_p(0; 0,05; 0,75; 26) s_{fc} = \mathbf{22,8 \text{ MPa}}$$

Charakteristická hodnota f_{ck} odhadnutá z náhodného výběru pokryvnou metodou je 22,8 MPa. V porovnání s odhadem, který byl stanoven jako kvantil normálního rozdělení, se jedná o hodnotu nižší. Tento rozdíl je způsoben skutečností, že pokryvná metoda uvažuje rozsah náhodného výběru n . Vliv n na odhad charakteristické hodnoty bude popsán podrobněji v následující části.

4. Předpovědní metoda odhadu kvantilu

V souladu s Eurokódem 1990 bude dále stanoven kvantil (charakteristická hodnota) s využitím předpovědní metody. Předpokládejme opět, že směrodatná odchylka základního souboru σ_{fc} není známa z předchozí zkušenosti a uvažujeme vypočtenou odchylku s_{fc} .

$$x_{p,\text{pred}} = m_X - t_p(w_X, p, \nu)(1+1/n)^{1/2} s_X$$

kde t_p je p -procentní kvantil zobecněného Studentova t -rozdělení pro $\nu = n-1$ stupňů volnosti.

Při stanovení 5% kvantilu se opět zanedbává vliv šikmosti. Kvantil Studentova t -rozdělení lze určit pomocí funkce **TINV**($2p; \nu$). Odhad 5% kvantilu předpovědní metodou pro $w_X = 0$ a $\nu = 25$ je tedy automaticky vypočten jako:

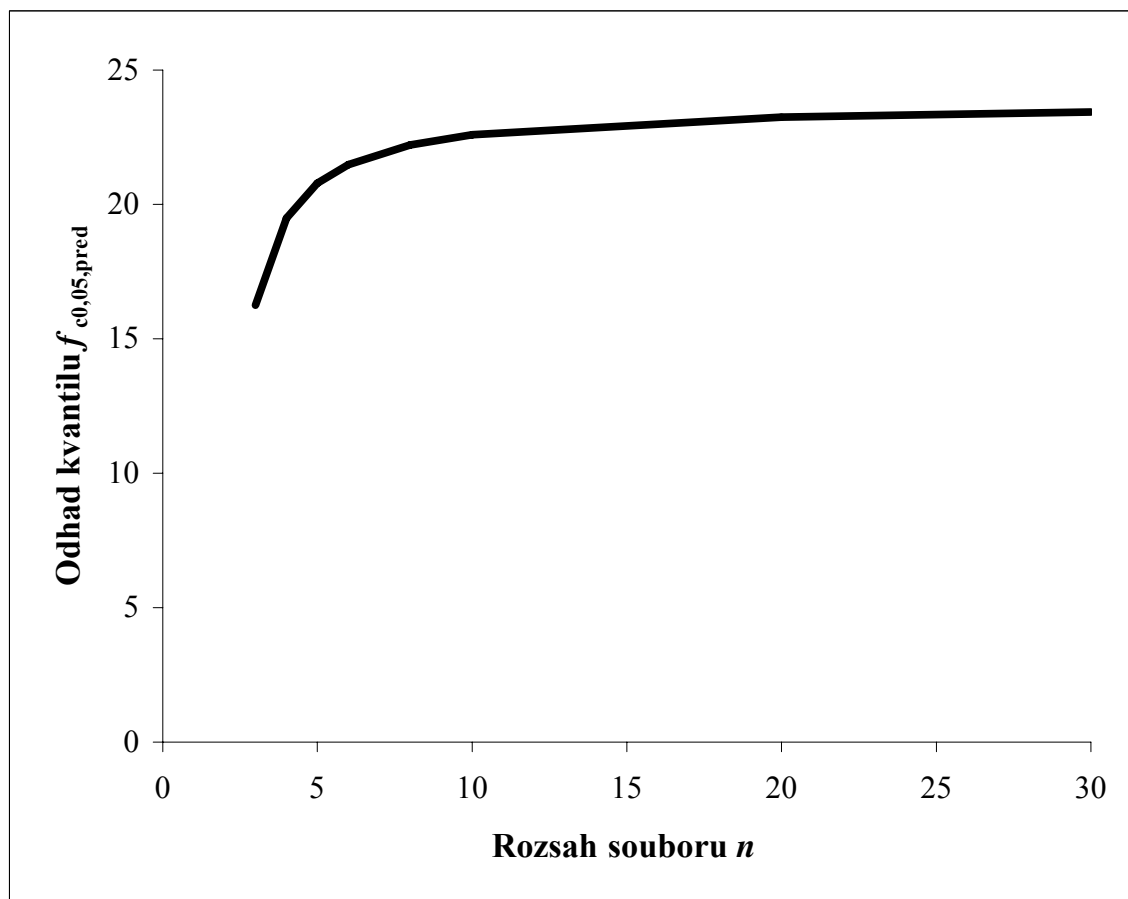
$$f_{c0,05,\text{pred}} = m_{fc} - t_p(0; 0,05; 25)(1+1/n)^{1/2} s_{fc} = \mathbf{23,4 \quad MPa}$$

Charakteristická hodnota f_{ck} odhadnutá předpovědní metodou z náhodného výběru je 23,4 MPa. Ukazuje se tedy, že předpovědní metoda vede k podobnému odhadu jako pokryvná metoda s konfidencí 0,75.

Pokryvná i předpovědní metoda přihlížejí při odhadu kvantilu k rozsahu náhodného výběru n . Pro předpovědní metodu je závislost odhadu kvantilu na n zachycena v Tabulce 3 a na Obrázku 3 (automatický výpočet, Obrázek 3 je možné editovat, doporučuje se upravit především měřítko os n a $f_{c0,05,\text{pred}}$).

Tabulka 3. Závislost odhadu kvantilu $f_{c0,05,\text{pred}}$ [MPa] na rozsahu souboru n .

n	3	4	5	6	8	10	20	30
$f_{c0,05}$	16,2	19,5	20,8	21,5	22,2	22,6	23,2	23,4



Obrázek 3. Závislost odhadu kvantilu $f_{c0,05,pred}$ [MPa] na rozsahu souboru n .

Ukazuje se, že odhad kvantilu významně závisí na rozsahu souboru především pro nízká n , $n < 10$. Tento poznatek lze využít při určení počtu zkoušek, které je nutné provést při ověřování spolehlivosti existujících konstrukcí.

ZÁVĚR: 5% kvantil zadaného náhodného výběru byl v souladu s doporučeními Eurokódu 1990 odhadnut předpovědní metodou na $f_{c0,05} = 23,4$ MPa. K podobnému odhadu, $f_{c0,05} = 22,8$ MPa, vede i pokryvná metoda s konfidencí 0,75. V obou případech byla zanedbána šikmost náhodného výběru.

NUMERICKÝ PŘÍKLAD

Stanovení kvantilu náhodné veličiny

1. Zadání

Následující numerický příklad naznačuje postupy stanovení p -procentního kvantilu x_p veličiny X pro základní teoretické modely používané při hodnocení spolehlivosti existujících stavebních konstrukcí - normální rozdělení, lognormální rozdělení s počátkem v nule, tříparametrické lognormální rozdělení a Gumbelovo rozdělení. Na počátku výpočtu je nutné zadat základní statistické charakteristiky popisující základní soubor (podrobnosti v kapitole "Základy statistických metod"). Pro porovnání se v tomto numerickém příkladu přejímají hodnoty z numerického příkladu "Stanovení charakteristické hodnoty".

Pozn.: uživatel mění pouze šedě označené buňky, ostatní jsou zamčené. Pokud je třeba měnit obsah ostatních buněk, je nutné odemknout celý sešit: Nástroje -> Zámek -> Odemknout sešit. Kromě šedivě vyznačených buněk se všechny ostatní buňky přepočtou automaticky.

Průměr $\mu_X =$	31,0 MPa
Směrodatná odchylka $\sigma_X =$	4,376 MPa
Variační součinitel $V_X =$	0,14
Šikmost $\omega_X =$	0,14
Pravděpodobnost odpovídající hledanému kvantilu $p =$	5,0%

Poznamenejme, že nezávisle na zadané hodnotě šikmosti ω_X má normální rozdělení šikmost $\omega = 0$, lognormální rozdělení s počátkem v nule $\omega = 3V + V^3$ a Gumbelovo rozdělení $\omega = 1,14$. Zadaná hodnota ω_X se proto uvažuje pouze při stanovení kvantilu tříparametrického lognormálního rozdělení.

2. Kvantil normálního rozdělení

Kvantil u_p normované náhodné veličiny s normálním rozdělením ($\mu_X = 0$; $\sigma_X = 1$) se vypočte pomocí funkce **NORMINV**(p ; 0; 1):

$$u_p = -1,64$$

Ukazuje se, že normální rozdělení nachází velmi často uplatnění při praktických aplikacích nejen ve stavebnictví, ale i v dalších technických oborech. Tabulka 1 uvádí hodnoty kvantilu u_p pro různé pravděpodobnosti p .

Poznamenejme, že vzhledem k symetrii normálního rozdělení platí, že $u_p = -u_{1-p}$, tedy např. $u_{0,05} = -u_{0,95} = -1,645$.

Tabulka 1. Kvantil u_p normované náhodné veličiny s normálním rozdělením.

p	1,E-05	1,E-04	0,001	0,01	0,05	0,1	0,2	0,5
u_p	-4,265	-3,719	-3,090	-2,326	-1,645	-1,282	-0,842	0,000

Odhad p -procentního kvantilu uvažované veličiny X potom následně plyne ze vztahu:

$$x_p = \mu_X + u_p \sigma_X = \underline{\underline{23,8 \text{ MPa}}}$$

3. Kvantil lognormálního rozdělení s počátkem v nule

Kvantil lognormálního rozdělení s počátkem v "0" (LN0) lze stanovit z následujícího vztahu (viz kapitola "Základy statistických metod"):

$$x_{p(1)} = \frac{\mu_X}{\sqrt{1 + V_X^2}} e^{\left(u_p \sqrt{\ln(1 + V_X^2)}\right)} = \underline{\underline{24,4 \text{ MPa}}}$$

nebo přímo s využitím funkce Excelu **LOGINV**($p; \mu_Y; \sigma_Y$):

$$x_{p(2)} = \underline{\underline{24,4 \text{ MPa}}}$$

kde μ_Y značí průměr veličiny $\ln(X)$, $\mu_Y = \ln(\mu_X) - 0,5 \times \ln(1 + V_X^2)$, a σ_Y je směrodatná odchylka $\ln(X)$, $\sigma_Y = [\ln(1 + V_X^2)]^{1/2}$. Poznamenejme, že $x_{p(1)} = x_{p(2)}$.

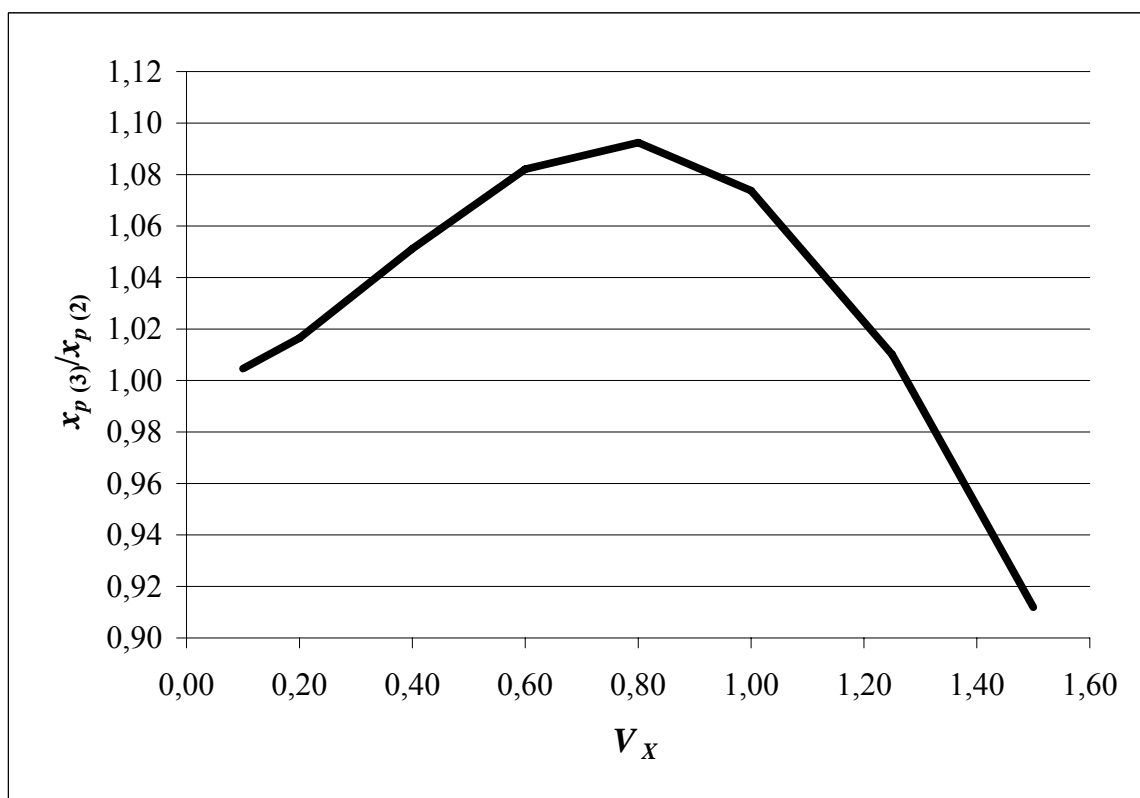
Pro $V_X < 0,2$ lze využít odhad kvantilu podle následujícího zjednodušeného vzorce:

$$x_{p(3)} = \mu_X e^{u_p V_X} = \underline{\underline{24,6 \text{ MPa}}}$$

Tabulka 2 a Obrázek 1 znázorňují poměr kvantilů $x_{0,05(3)}/x_{0,05(2)}$ v závislosti na V_X (μ_X se uvažuje hodnotou 1).

Tabulka 2. Poměr kvantilů $x_{0,05(3)}/x_{0,05(2)}$ v závislosti na V_X .

V_X	0,10	0,20	0,40	0,60	0,80	1,00	1,25	1,50
$x_{p(2)}$	0,844	0,708	0,493	0,344	0,246	0,180	0,127	0,093
$x_{p(3)}$	0,848	0,720	0,518	0,373	0,268	0,193	0,128	0,085
$x_{p(3)}/x_{p(2)}$	1,00	1,02	1,05	1,08	1,09	1,07	1,01	0,91



Obrázek 1. Závislost poměru kvantilů $x_{p(3)}/x_{p(2)}$ na V_X .

Tabulka 2 a Obrázek 1 naznačují, že pro $V_X < 0,2$ se zjednodušený odhad $x_{p(3)}$ významně neliší od přesné hodnoty $x_{p(2)}$ (rozdíl do 2 %). Malé rozdíly (do 5 %) jsou pozorovány i pro hodnoty $V_X < 0,4$. Se zvyšujícím se V_X vede $x_{p(3)}$ nejprve k hodnotám významně vyšším než $x_{p(2)}$ (o 10 % pro $V_X \sim 0,8$) a následně k nižším (o 10 % pro $V_X \sim 1,5$). Poznamenejme, že uvedené hodnoty závisí na pravděpodobnosti p a je obtížné uvést obecně platná doporučení. Zjednodušeně lze konstatovat, že odhad $x_{p(3)}$ je možné použít pro $V_X < 0,2$, zatímco pro $V_X > 0,2$ se doporučuje použít vzorce $x_{p(1)}$ nebo $x_{p(2)}$.

4. Kvantil tříparametrického lognormálního rozdělení

V další části numerického příkladu je bez odvození vzorců uveden výpočet kvantilu tříparametrického lognormálního rozdělení (LN). Podrobnosti lze nalézt v kapitole "Základy statistických metod" nebo v odborné literatuře.

Na počátku výpočtu je nutné stanovit parametr C lognormálního rozdělení:

$$\text{Parametr } C = \frac{\sqrt[3]{\sqrt{\omega_X^2 + 4} + \omega_X} - \sqrt[3]{\sqrt{\omega_X^2 + 4} - \omega_X}}{\sqrt[3]{2}} = 0,047$$

Určíme také počátek x_0 LN rozdělení. V dalším výpočtu se sice nevyužije, ale poskytuje informaci o definičním oboru LN rozdělení. Poznamenejme, že pokud použijeme LN rozdělení např. pro pevnost betonu f_c a $x_0 < 0$, pak v teoretickém modelu připouštíme, že pevnost f_c může nabývat záporných hodnot. Z tohoto důvodu se pro materiálové charakteristiky používá častěji rozdělení LN0.

Počátek LN rozdělení x_0 plyne ze vztahu:

$$\text{Stanovení počátku } x_0 = \mu_X - \sigma_X / C = -62,8 \text{ MPa}$$

Kvantil normované LN veličiny určíme z následujícího vztahu:

$$u_p = \text{SIGN}(\omega_X) \text{EXP} \left[\frac{\text{NORMINV}(p; 0; 1) \times \text{SIGN}(\omega_X) \sqrt{\ln(1 + C^2)} - \ln(|C| \times \sqrt{1 + C^2})}{C} \right]$$

a tedy s využitím funkcí MS Excel:

$$u_p = -1,60$$

Z transformačního vztahu pro normovanou veličinu (viz kapitola "Základy statistických metod") pak plyne hledaný kvantil x_p :

$$x_p = \mu_X + u_p \sigma_X = \underline{\underline{24,0 \text{ MPa}}}$$

V porovnání s kvantilem LN0 rozdělení se jedná o hodnotu nižší. Rozdíl je způsobený tím, že LN0 rozdělení nepřihlíží ke skutečné šikmosti souboru ω_X . Poznamenejme, že pro uvažovanou nízkou hodnotu šikmosti kvantil LN dobře odpovídá kvantilu normálního rozdělení.

Tabulka 3 znázorňuje kvantil u_p normované náhodné veličiny s LN rozdělením v závislosti na šikmosti ω_X a pravděpodobnosti p .

Tabulka 3. Závislost kvantilu u_p normované veličiny s LN rozdělením na ω_X a p .

u_p	Pravděpodobnost p							
ω_X	0,001	0,01	0,05	0,1	0,2	0,95	0,9	0,999
-2	-6,24	-3,52	-1,89	-1,24	-0,61	1,10	0,97	1,42
-1,5	-5,51	-3,31	-1,89	-1,29	-0,68	1,21	1,04	1,65
-1	-4,70	-3,03	-1,85	-1,32	-0,74	1,34	1,13	1,99
-0,5	-3,86	-2,69	-1,77	-1,32	-0,80	1,49	1,21	2,46
0	-3,09	-2,33	-1,64	-1,28	-0,84	1,64	1,28	3,09
0,5	-2,46	-1,98	-1,49	-1,21	-0,85	1,77	1,32	3,86
1	-1,99	-1,68	-1,34	-1,13	-0,84	1,85	1,32	4,70
1,5	-1,65	-1,45	-1,21	-1,04	-0,81	1,89	1,29	5,51
2	-1,42	-1,28	-1,10	-0,97	-0,77	1,89	1,24	6,24

Tabulka 3 naznačuje, že kvantil u_p významně závisí na šikmosti ω_X . Poznamenejme, že pokud $\omega_X = 0$, pak LN rozdělení přechází v normální rozdělení.

5. Kvantil Gumbelova rozdělení

Kvantil x_p Gumbelova rozdělení je dán následujícím vztahem:

$$x_p = x_{\text{mod}} - \ln[-\ln(p)]/c =$$

25,3 MPa

kde $x_{\text{mod}} = \mu_X - 0,577\sqrt{6}\sigma_X/\pi$ je modus a $c = \pi/(\sqrt{6}\sigma_X)$ je parametr Gumbelova rozdělení.

Ukazuje se, že vzhledem k vysoké šikmosti Gumbelova rozdělení ($\omega = 1,14$) je kvantil vyšší než na základě N, LN0 a LN rozdělení.

ZÁVĚR: numerický příklad naznačuje postupy stanovení p -procentního kvantilu x_p pro různé druhy teoretických modelů. Ukazuje, že značný vliv na hodnotu x_p má šikmost rozdělení (základního souboru) ω_X . Se vzrůstající kladnou šikmostí vzrůstá i kvantil x_p .

ASSESSMENT OF EXISTING STRUCTURES ACCORDING TO THE JCSS RECOMMENDATIONS

D. Diamantidis

University of Applied Sciences, Regensburg, Germany

Abstract

The Joint Committee on Structural Safety (JCSS) has published a document on the reliability assessment of existing structures, which has been worked out by the members of the working party of the JCSS. The scope of the document is to provide guidelines and relevant information on how a reliability based assessment of an existing structure should be performed. This Chapter gives an introduction to the document which includes general guidelines on reassessment, methodologies for reliability updating, acceptability and target safety criteria, examples and case studies.

1 INTRODUCTION

In 1971 the Liaison Committee which co-ordinates the activities of six international associations in Civil Engineering FIB, CIB, ECCS, IABSE, IASS and RILEM, created the Joint Committee on Structural Safety (JCSS), with the aim of improving the general knowledge in structural safety. After a reorganisation in 1992 the JCSS set as a long term goal the development of a probabilistic model code for new and for existing structures.

This paper gives an introduction to the JCSS document on existing structures which is published under RILEM [1] and has been worked out by the members of the working party of the JCSS. The contents of the document such as general guidelines on reassessment, methodologies for reliability updating, acceptability and target safety criteria, examples and case studies, are briefly described. The scope of the document and the benefits related to its applicability are outlined. Examples and a case study are included in this contribution. It is noted here that the probabilistic model code and the associated stochastic models are published in the internet [2].

2 OBJECTIVE

The need to assess the reliability of an existing structure may arise from a number of causes among which the most common are:

- deviations from the original project description;
- adverse results of a periodic investigation of its state;
- doubts about the structural safety caused by evidence of damage;
- unusual incidents during use (such as impact of vehicles, avalanches, fire in the building, earthquakes), which could have damaged the structure;
- inadequate serviceability (for example large deformations);
- suspicion of possible impairment of the structural safety related to building materials, to construction methods or to the statical system;
- the discovery of design or construction errors;
- a planned change of the use of the structure;

- expiry of a residual service life granted on the basis of an earlier assessment of the structure.

A typical actual example is the reassessment of roofs under the extreme snow load. During the reassessment procedures typical questions which need to be answered are:

- What type of inspections is necessary?
- What analyses shall be performed?
- What are the risks involved in further using the structure?
- What are the risk acceptance criteria to be considered?
- What type of measures shall be taken?

Such answers cannot be given by using a classical code approach. In addition one key point is that new information becomes available related to the state of the existing structure. Therefore there is an increasing need and consequently an increasing tendency to use probabilistic methods in the assessment of existing structures. The scope of the JCSS document is to provide such reliability based procedures and to illustrate them in characteristic examples and case studies.

3 CONTENTS

The JCSS document is of educational type and provides reliability methods to be used in the structural reassessment. Tutorial examples and practical case studies are included as shown in the contents, which are as follows:

Preface	
Part 1:	General Guidelines Codification
Part 2:	Reliability Updating and Decision Analysis Procedures
Part 3:	Acceptability and target criteria
Part 4:	Examples and case studies
Annex:	Reliability Analysis Principles

The document provides relevant information on how to process specific information about an existing structure, how to update its reliability based on such information, how to base decisions regarding maintenance, strengthening, upgrading etc. It is generally applicable for various materials and various structure types. The chapters of the JCSS document and the associated guidelines are summarized in the following paragraphs.

4 PART 1: GENERAL

This part includes basic definitions such as residual service life, hazard scenarios, safety plan, information updating, etc. Basic concepts on inspection and maintenance are described. Two types of inspection are in general distinguished:

- qualitative inspection: this type of information is related to the observation of parameters such as surface characteristics, visible deformations, cracks, spalling, corrosion etc.
- quantitative inspection: this type of information results in a set of values of parameters that characterize the condition of the structural elements, such as crack widths.

For both inspection types the related uncertainties such as the probability to detect some damage and/or the accuracy of the results are addressed.

Maintenance is defined as a set of activities that are carried out to retain or restore a structure in an operable state. The following types of maintenance are distinguished:

- Corrective maintenance: no inspection is carried out and repair is done after partial failure has occurred.
- Preventive maintenance: no inspection is carried out but replacement or maintenance at a time that no failure has occurred.
- Condition based maintenance: inspections are planned in advance and when measured parameters no longer meet prescribed criteria repair or replacement must be carried out.

Decision criteria which serve as a basis of the decision regarding the reassessment of an existing structure are analysed. Decision criteria may be absolute but, normally, are relative in a sense that they allow an ordering of states or possible solutions. Possible decision criteria are reviewed such as:

- Target reliability
- Economical considerations
- Time constraints
- Socio-economical and political preference
- Codes and Standards
- Complexity of analysis

Three basic phases of the reassessment procedure depending upon the degree of the sophistication of the assessment are distinguished and discussed. Finally codification aspects on the reassessment procedure are proposed.

5 PART 2: RELIABILITY UPDATING

Assessment of existing structures using methods of modern reliability theory should be seen as a successive process of model building, consequence evaluation and model updating by introduction of new information, by modification of the structure or by changing the use of the structure. The principle may be illustrated schematically as shown in Figure 1. The analyses to be performed involve various steps:

- Formulation of *prior* uncertainty models
- Formulation of limit state functions
- Establishing *posterior* probabilistic models
- Performing *prior*, *posterior* and *pre-posterior* decision analysis
- Setting acceptable levels for the probability of failure.

The two first steps are briefly addressed together in order to introduce the philosophy of Bayesian probabilistic modelling in the assessment of existing structures. The next two points, however, are essential for the understanding of the framework of structural reassessment and are described in detail. The respective methodological aspects are provided and applied in an educational example. The issue of setting acceptable failure probabilities is central both for reliability based design and reliability based assessment of structures. This issue is considered in part 3 of the JCSS document.

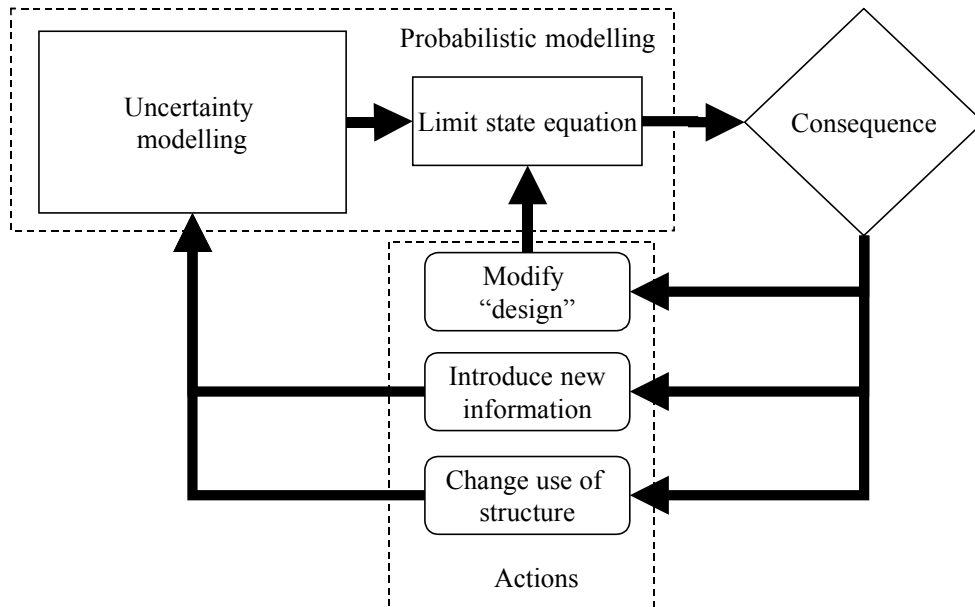


Figure 1. Bayesian probabilistic assessment of structures.

6 PART 3: ACCEPTABILITY AND TARGET CRITERIA

For reliability-based design and reliability assessment of existing structures acceptability limits or targets have to be set. Both quantities are not necessarily the same as they may result from partially different criteria. Also, they are not necessarily the same for structures to be designed and structures which already exist because the decision point (point in time where a decision is made whether some requirements are fulfilled or not) and thus the degree of information, the relative effort to control reliability and potential failure consequences are changed. Acceptability limits or targets may also differ depending on whether one considers an entire building facility including other than structural failure modes or the structure itself in the narrow sense. It is further necessary to distinguish between limits or targets set for facilities including human error in its various forms (design error, failure of quality management, operation failure, ignorance, etc.) and limits or targets where such failure causes are not included.

It should be considered also whether limits or targets are related to individual failure modes or the failure modes of a system and, in accordance with present practice, in relation to the failure consequences. Such failure consequences may include direct financial losses due damage and for demolition and reconstruction, injuries or even loss of human lives but also so-called intangibles like loss of future opportunities (for example, loss of public welfare, professional reputation, and the like. Limits or targets may be different depending on whose behalf (for example, user, builder and public) decisions are to be made.

Finally, in a probabilistic context, such limits or targets are not independent of the set of probabilistic models used to verify them. This yet incomplete list of aspects when setting limits or targets indicates that the question of setting targets or limits is all but trivial. They are nevertheless mandatory to render probabilistic design and/or reliability assessment of existing structures operational.

Such limits or targets have been developed for structural components and systems in the narrow sense by not including non-structural failures modes and by not including failures due to human error or ignorance as a function of relative cost of safety measure and of degree of failure consequences.

Much debate has been thereby going on whether to include human lives into cost benefit analyses and whether it is at all admissible to perform cost benefit analysis when human lives or injuries are involved in case of structural failures. This requires introducing a monetary equivalent to save human life and limb into the analysis. More recent studies on behalf of the public use so-called compound social indicators. Social indicators are statistics that reflect some aspect of the quality of life in a society or group of individuals. More specifically, they aim to reflect broadly accepted goals that may carry labels such as national development, high expectancy of quality-adjusted life, the common good or the public interest. Any undertaking (project, program or regulation, adoption of new therapy, etc.) that affects the public by changing health or risk and expenditure will have an expected impact on a compound social indicator. A positive net impact of an undertaking on the accepted social indicator will lend to support the undertaking.

For example, the Life Quality Index (LQI) is intended as an indicator for “quality-adjusted life expectancy. It is a function of the real gross national product (GNP) per person and year and the life expectancy at birth. If applied to the fatality risk for structural failure in developed countries it can be shown that in the nineties of the 20th century expenditures for the safety a human life have approximately a value of US\$ 100000 per year or about US\$ 4000000 per average life time. By using the LQI it is possible to include human losses when deriving optimal target reliability indices.

The target values for the ultimate limit states related to failure of structural members are presented in Table 1. The values correspond to individual structural elements and to one year reference period and reflect as well code calibration experience and the aforementioned cost-benefit considerations. These values shall be considered in reliability analyses in association with the stochastic models for the influencing variables as described in the probabilistic model code [2]. In case of structures with extreme failure consequences the target values shall be defined based on risk-benefit studies. For existing structures the costs of achieving a higher reliability level are usually high compared to structures under design. For this reason the target level for existing structures usually should be lower.

Table 1. Tentative target reliability indices β (and associated target failure probabilities) related to one year reference period and ultimate limit states.

Relative Cost of Safety Measure	Minor consequences of failure	Moderate consequences of failure	Large consequences of failure
Large	$\beta = 3.1(p_F \approx 10^{-3})$	$\beta = 3.3(p_F \approx 5 \times 10^{-4})$	$\beta = 3.7(p_F \approx 10^{-4})$
Normal	$\beta = 3.7(p_F \approx 10^{-4})$	$\beta = 4.2(p_F \approx 10^{-5})$	$\beta = 4.4(p_F \approx 5 \times 10^{-6})$
Small	$\beta = 4.2(p_F \approx 10^{-5})$	$\beta = 4.4(p_F \approx 5 \times 10^{-5})$	$\beta = 4.7(p_F \approx 10^{-6})$

The grading for both the relative effort to achieve reliability and the expected failure consequences agrees also well with calculations provided in various studies.

It is further noted here that the relationship between the failure probability and the reliability index is expressed as:

$$\beta = -\Phi^{-1}(p_F) \quad (1)$$

where p_F is the probability of failure and $\Phi^{-1}(\cdot)$ is the inverse Gaussian distribution.

7 PART 4: EXAMPLES AND CASE STUDIES

Two educational examples and a case study are presented next.

Example 1: Timber Beam

Consider a timber beam as presented in Figure 2. First the reliability of this beam without any inspection will be estimated. Then the updating of this reliability will be demonstrated if the beam deflection is measured.

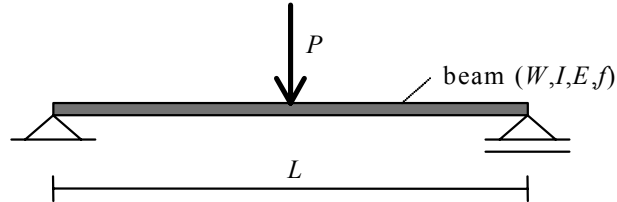


Figure 2. Simply supported timber beam with concentrated load.

The limit state function for failure is defined as:

$$g = Wf - 0.25 PL \quad (2)$$

For the meaning of the variables and their respective probability models reference is made to Table 2. All random variables are assumed to be normal for simplicity. The yield stress f and the modulus of Elasticity E are correlated with a correlation coefficient of $\rho(E, f) = 0.5$.

Table 2. Input data for example 1.

Variable	Designation	μ (mean)	v (c.o.v.)
L	Span	4 m	-
W	Plastic section modulus	0.01 m ³	-
I	moment of inertia	0.0002 m ⁴	-
P	load (annual maximum)	100 kN	0.20
P_t	test load	50 kN	-
f	yield stress	20 MPa	0.15
E	modulus of elasticity	30 GPa	0.20

Calculation of the failure probability

Given the data we may calculate the failure probability according to the classical method for linear limit state functions:

$$\mu(g) = W \mu(f) - 0.25 \mu(P) L = 0.01 \times 20000 - 0.25 \times 100 \times 4 = 100 \text{ kNm}$$

$$\sigma(g) = \sqrt{[W^2 \sigma^2(f) + 0.25^2 \sigma^2(P) L^2]} = \sqrt{(0.01^2 \times 3000^2 + 0.25^2 \times 20^2 \times 4^2)} = 36.1 \text{ kNm}$$

$$\beta = \mu(g) / \sigma(g) = 100/36 = 2.77$$

$$P_F = 0.0026 \text{ (see Eq. 1)}$$

Measurement

Assume next that we do a measurement of the deflection u under a deterministic load of $P_t = 50$ kN. The expectation of the deflection is then approximately equal to:

$$\mu(d) = P_t L^3 / 48 \mu(E) I = 0.011 \text{ m} = 11 \text{ mm}$$

Suppose the test gives $d = d_m = 9$ mm. In that case we may conclude that the beam is better than expected. Given the positive correlation between stiffness and strength this should lead to an increase of the beam reliability. We will make this calculation by the two possible alternative procedures.

Procedure (1) Direct updating

For the direct calculation we introduce a so called "artificial limit state function" h for the measurement event, which is given by:

$$h = 48 EI d_m - P_t L^3 \quad (3)$$

If $h = 0$ the E -value corresponds exactly to the situation that $d = d_m$. The corresponding β_h can be calculated as follows:

$$\mu(h) = 48 \mu(E) I d_m - P_t L^3 = 48 \times 30000000 \times 2.10^{-4} \times 0.009 - 50 \times 4^3 = -608 \text{ kNm}^3$$

$$\sigma(h) = 48 \sigma(E) I d_m = 518 \text{ kNm}^3$$

$$\beta_h = -1.17$$

The negative β_h corresponds to the fact that beam behaves better than expected.

We now use the standard formulas for direct updating:

$$\mu(g | h = 0) = \mu(g) + \rho(g, h) \sigma(g) \frac{0 - \mu(h)}{\sigma(h)} \quad (4a)$$

$$\sigma(g | h = 0) = \sigma(g) \sqrt{1 - \rho(g, h)^2} \quad (4b)$$

The basic data, which follow from the previous calculations, are:

$$\mu(g) = 100 \text{ kNm} \quad \sigma(g) = 36.1 \text{ kNm} \quad \mu(h) = -608 \text{ kNm}^3 \quad \sigma(h) = 518 \text{ kNm}^3$$

In order to find the coefficient of correlation we first calculate the covariance using a standard first order approximation:

$$\text{cov}(g, h) = \{W\} \{48 I u_m\} \sigma(f) \sigma(E) \rho(E, f) = 7776 \text{ (kN)}^2 \text{ m}^3$$

Note that in this case g and h are linear functions of the random variables. And so finally:

$$\rho(g, h) = \frac{\text{cov}(g, h)}{\sigma(g) \sigma(h)} = \frac{7776}{36.1 \cdot 518} = 0.42$$

Inserting the numbers in the basic equations for direct updating we obtain:

$$\mu(g | h = 0) = 117.6 \text{ kNm}$$

$$\sigma(g | h = 0) = 32.8 \text{ kNm}$$

and this leads to an updated reliability index $\beta(g|h)$ equal to:

$$\beta(g | h = 0) = 117.6 / 32.8 = 3.59$$

This means that the good test result has increased β from 2.77 to 3.59. If, for instance, we would have started from $d_m = 14$ mm we would have found the updated β to be 2.4. In that case the beam has low E and probably a corresponding low f , leading to a reduction of the reliability.

Procedure (2) Updating of individual random variables

As an alternative we could also update the random variables with f instead of M and E in stead of h . From $d_m = 0.009$ m we may derive that $E = 37037$ MPa deterministically. We now may update the mean and standard deviation of f according to:

$$\mu(f | E = 37037 \text{ MPa}) = \mu(f) + \rho\sigma(f) \frac{37037 - \mu(E)}{\sigma(E)} = 21.76 \text{ MPa}$$

$$\sigma(f|E=37000 \text{ MPa}) = \sigma(f)\sqrt{1-\rho^2} = 3\sqrt{1-0.5^2} = 2.60 \text{ MPa}$$

If we redo the limit state reliability analysis using this new model for f we find:

$$\mu(g|E = 37 \text{ GPa}) = W \mu(f|E) - 0.25 \mu(P) L = 0.01 \times 21800 - 0.25 \times 100 \times 4 = 117.6 \text{ kNm}$$

$$\sigma(g|E = 37 \text{ GPa}) = \sqrt{(W^2 \sigma^2(f|E) + 0.25 \sigma^2(P) L^2)} = \sqrt{(0.012 \times 2600^2 + 0.25^2 \times 20^2 \times 4^2)} = 32.8 \text{ kNm}$$

$$\beta = 117.6/32.8 = 3.59$$

In this case the procedure is relatively easy, because only one variable is involved. In general, however, the first procedure is to be preferred.

Semi-probabilistic verification

We could even have a semi-probabilistic updating and telling that the characteristic value (5% fractile) for the strength has increased from:

$$f_c = \mu(f) - 1.645 \sigma(f) = 20 - 1.645 \times 3 = 15.1 \text{ MPa}$$

to

$$f_{c|E} = \mu(f|E = 37 \text{ GPa}) - 1.64 \sigma(f|E = 37 \text{ GPa}) = 21.8 - 1.64 \times 2.6 = 17.5 \text{ MPa}$$

and perform an updated level I analysis.

Example 2: Inspection of fatigue cracks

Consider a steel structure where various nodes are inspected for fatigue cracks. Failure in those cases will happen if the inspection results are considered as satisfactory but the failure event (nevertheless) occurs, assuming that some adequate action is taken if the inspection is not satisfactory.

Let the fatigue crack for some selected node grow as indicated in Figure 3. Fatigue failure will occur as soon as the crack $a(t)$ reaches a random critical length a_{crit} , so the failure probability for a period t can be written as:

$$P_F(t) = P\{M_f < 0\} = P\{a_{crit} - a(t) < 0\} \quad (5)$$

Note that a_{crit} is considered as time-independent; if a_{crit} is considered as time dependent (as it is in reality) this equation becomes more complex. Note also that $a(t)$ is an increasing stochastic process as cracks do not get smaller.

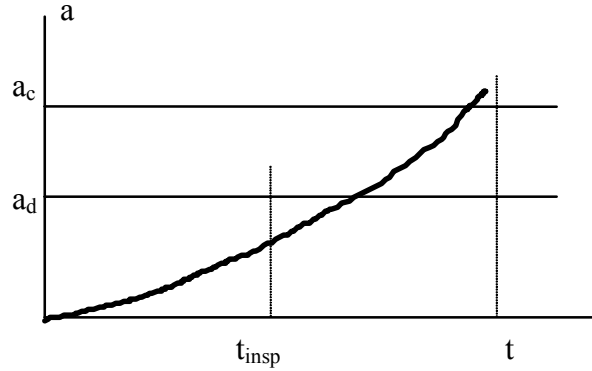


Figure 3. Fatigue failure before time t occurs if at inspection the crack length is smaller than a_d and at time t the crack length is larger than a_{crit}

Let the reliability be considered as inadequate: that is, $P_F(t) > P_{Ft}$ when P_{Ft} is the target probability for fatigue failure. For this reason an inspection is planned at some point t_{insp} during the life time. Let the decision rule be that the structure will be repaired if a crack is detected, that is if a crack $a(t_{insp})$ larger than random detection limit a_d is detected.

Updated reliability analysis

The probability of failure, given a positive inspection can be written as:

$$P_F(t) = P(a(t) > a_{crit} \mid a_m(t_{insp}) < a_d) \quad (6)$$

The first event represents “failure” and the second one “fit at inspection”. In terms of limit state functions this may be rewritten as:

$$P_F(t) = P(g < 0 \mid h_i < 0) \quad (7)$$

with:

$$g = a_{crit} - a(t) \text{ and } h_i = a(t_{insp}) - a_d$$

So one can obtain based on reliability updating methods:

$$\begin{aligned} P_F(t) &= P(g < 0 \mid h < 0) = P(g < 0 \cap h < 0) / P(h < 0) = \\ &= \Phi\left(-\frac{\beta_h - \rho\beta_g}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \Phi(-\beta_g) / \Phi(-\beta_h) \end{aligned} \quad (8)$$

In order to find β_h , β_g and ρ we need a calculation model and statistical parameters for all random variables. We will not go into details here, but assume that a calculation leads to: $\beta_g = 2$, $\rho = -0.8$ and $\beta_h = 1$

So, the value of $\beta_g = 2$ is considered as inadequate and inspection is planned at t_{insp} . The value of β_h corresponds to 16% probability of finding a crack larger than the detection limit a_d at time t_{insp} . Then:

$$P_F(t) = \Phi\left\{\frac{1 - 0.8 \cdot 2}{0.6}\right\} \Phi(-2) / \Phi(1) = \Phi(-1.0) \Phi(-2) / \Phi(1) = 0.16 \cdot 0.0228 / 0.84 = 0.0043$$

So the inspection raises the reliability index from 2.0 to 2.6 (approximately).

Complete event tree

It is also interesting to observe the total event tree for this case, standing at $t = 0$. This tree is given in Figure 4.

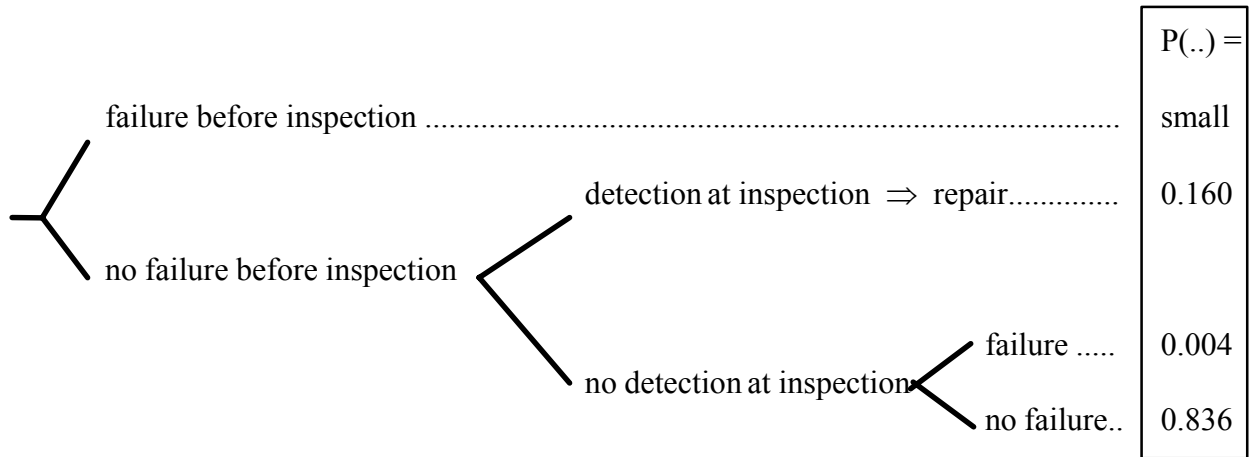


Figure 4. Event tree for inspection and failure events.

At $t = 0$ we have first the possibility that failure occurs before the inspection is planned. Let us assume here that the time of inspection has been chosen in such a way that this probability is small. If no failure prior to inspection occurs, this inspection may reveal a defect ($a(t_{insp}) > a_d$), which leads to a repair action. In this example the probability for this branch in the event tree is $\Phi(-1) = 0.16$. It is assumed that the probability of failure after repair is negligible. If the inspection provides satisfactory results ($a(t_{insp}) < a_d$), we then may have either failure or no failure in the period between inspection and the desired life time (or next inspection in a more advanced example). The probability of failure is 0.004. If also cost values are attached to inspection and failure, the optimal time of inspection and repair level a_d can be found.

Case Study

The third case study related to the pile capacity is summarised here. It presents the deterministic and probabilistic analyses of an offshore pile foundation at two times in the platform lifetime.

1. In 1975, before platform installation, when limited information and limited methods of interpretation of the soil data were available.

2. In 1999, after a reinterpretation of the available data using the geotechnical improvements attained in the interim additional and more advanced laboratory tests, a reanalysis of the loads, and an analysis of the installation records.

The reanalysis in 1999 was prompted because the environmental loads had been revised and the operators hoped to increase the gravity loads on deck. The structure consists of a steel jacket installed in 110 m of water in the North Sea. The jacket was installed in 1976. The jacket rests on four pile groups, one at each corner. Each pile group consists of six piles. The piles in the groups are 60" diameter tubulars, with wall thicknesses of 3 and 2.5". The soil profile consists of mainly stiff to hard clay layers, with relatively thinner layers of very dense sand in between.

The results of the analyses are summarised next. In 1975, only deterministic calculations were carried out. The 1975-probabilistic calculations were run in 1999 for the purpose of this example calculation.

Table 3. Results of the case study.

<u>Soil Profile</u>	<u>Deterministic factor of safety *</u>	<u>β Reliability index</u>	<u>P_f - Failure probability</u>
1975	1.73	2.06	2.0×10^{-2}
1999	1.39	2.41	0.8×10^{-2}

We may conclude that the factor of safety is not a sufficient indicator of safety margin because the uncertainties in the analysis parameters affect probability of failure, but these uncertainties do not intervene in the deterministic calculation of safety factor. The safety of the foundation is higher in the reanalysis phase.

8 CONCLUDING REMARKS

This paper gives an introduction to the JCSS document on existing structures which is published under RILEM [1]. The contents of the document such as general guidelines on reassessment, methodologies for reliability updating, acceptability and target safety criteria, examples and case studies, are briefly described. The scope of the document and the benefits related to its applicability are outlined.

The JCSS document is of educational type and provides relevant information on how to process specific information about an existing structure, how to update its reliability based on such information, how to base decisions regarding maintenance, strengthening, upgrading etc. It is generally applicable for various materials and various structure types and therefore of general use.

REFERENCES

- [1] Joint Committee on Structural Safety (JCSS), *Assessment of Existing Structures*, RILEM Publications S.A.R.L., 2000.
- [2] Joint Committee on Structural Safety (JCSS), *Probabilistic Model Code*, www.jcss.ethz.ch

PRŮZKUM A HODNOCENÍ BUDOVY V PAMÁTKOVĚ CHRÁNĚNÉM ÚZEMÍ

Luděk Dostál, Zbyněk Potužák¹ a Václav Kumšta²

¹Diagnostika staveb Dostál a Potužák, s.r.o.

²SATRA, s.r.o.

1 ÚVOD

Posuzovaná budova se nachází v památkově chráněném území v Radlické ulici na pražském Smíchově. Původně zde sídlil městský chudobinec, později jesle a zdravotní středisko. V době projektové přípravy byla budova poněkud nešetně využívána jako zařízení staveniště a byly v ní umístěny kanceláře, hromadné šatny a umývárny. Ze strany vlastníka vzešel požadavek na adaptaci budovy, která má být přestavěna na administrativní centrum.

2 POPIS BUDOVY

Historický dům byl postaven pravděpodobně na počátku 3. čtvrtiny 19. stol. jako patrový, v r. 1911 bylo přistaveno další patro. Původní historická budova má tedy dnes tři nadzemní podlaží a je částečně podsklepena.

Dispozičně i konstrukčně se jedná tradičně řešený podélný chodbový trojtrakt obdélníkového půdorysu o celkových rozměrech 27,915 x 14,885 m, s příčným schodišťovým rizalitem a valbovou střechou. Uliční trakt má hloubku 4,750 – 4,850 m, střední trakt 2,500 m a dvorní trakt 4,100 m. Konstrukční výšky jednotlivých podlaží jsou postupně 3,310 m (1. PP), 4,780 m (1. NP), 4,960 m (2. NP) a 4,530 m (3. NP). Výška hlavní římsy nad terénem je 14,70 – 15,40 m.

Stavba je založena na masivních pasech z kamenného (opukového) zdiva spojovaného vápennou maltou.

Nosné zdivo obvodových, schodišťových i středních nosných zdí je v nadzemní části z plných cihel (v malé míře i z opukových kvádrů) zděných na vápennou maltu, sklepní zdi jsou ze smíšeného zdiva (žula, opuka, pískovec a plné cihly na vápennou maltu). Obvodové zdivo má kvůli členité fasádě proměnnou tloušťku. Tloušťky nosných zdí jsou v souladu s ustanoveními Stavebního řádu z r. 1886 [5].

Stavba není žádným běžným způsobem izolována proti podpovrchové vodě, srážkové vodě ani zemní vlhkosti, přesto je v nadzemní části (a až na výjimky i v podzemní části) beze stop narušení účinky vlhkostí. V obvodových zdech je nad soklem v podokenních parapetech zvenčí viditelná řada otvorů krytých původně mřížkami. Jedná se o vyústění odvětrávacího systému podlahy 1. NP. Existence tohoto technického systému byla ověřena po vyklizení stavby. Podrobnou prohlídkou provedenou projektantem nebyla zjištěna přítomnost plísní, a to ani ve vlhkých provozech (koupelny), ani v koutech místností na nárožích budovy.

Sklep je zastropen cihelnými valenými klenbami, v přízemí a na mezipodestách jsou klenby cihelné zrcadlové, chodba v 3. NP je zastropena plochými valenými klenbami uloženými do traverz. Ostatní stropy jsou dřevěné trámové.

Krov vaznicové soustavy je dřevěný, s vaznými trámy, má vrcholovou vaznici a dvě vaznice mezilehlé. Stolice je stojatá, sloupky s pásy podírají všechny vaznice. Dřevo krovu je místy napadeno biotickými škůdci. Střecha je valbová, téměř symetrická, se dvěma vikýři, s

poměrně malým sklonem 24°. Krytina byla z hliníkového plechu (šablony Alukryt) na prkenném bednění s pojistnou izolací.

Hlavní schodiště je dvouramenné, přímočaré, prostě visuté, se symetrickými i asymetrickými rameny. Mezipodesty jsou tvořeny klenbami uloženými do ocelových traverz. Stupně jsou snímané, pískovcové, vetknuté do schodišťových zdí, zakryté nášlapnou vrstvou z PVC. Nad poslední mezipodestou je nespalný strop tvořený plochými valenými klenbami uloženými do ocelových nosníků.

Fasáda v prvních dvou původních podlažích je ztvárněna v novorenesančním (popř. v novoklasicistním slohu) a je bohatě zdobena bosážemi, nikami a římsami, třetí podlaží má fasádu jednodušeji členěnou. Omítky jsou pravděpodobně původní vápenné štukové, jsou však překryté a poškozené akrylátovým nástřikem (Monofas nebo Unifas) z 80. let 20. století.

Konstrukční a stavebně technické řešení lze považovat za tradiční, odpovídající době vzniku stavby. Konstrukce byla před zahájením průzkumu prakticky bez zjevných poruch, jednotlivé bezvýznamné trhlinky vykazovaly setrvalý stav.

3 POŽADAVKY/ POTŘEBY

Požadavek na vyhodnocení stavu a další použitelnosti historické budovy vyplynul z běžného požadavku vlastníka na ověření možnosti její modernizace a adaptace na administrativní centrum. Posouzení se týkalo všech stavebních konstrukcí, tedy například i výplní otvorů, omítek atd., a vycházelo z požadavků druhé části Vyhlášky č.26/1999 Sb. hl. m. Prahy, Čl. 15 [4].

Při navrhování přestavby existující konstrukce se podle ČSN 73 0038 [2] vychází ze současně platných norem. Dříve platné normy nebo předpisy slouží pouze jako informativní podklady.

Pokud je stavba zapsaná ve státním seznamu památkově chráněných objektů nebo se nachází v památkově chráněném území jako v případě této budovy, pak se musí projekt přestavby konzultovat s příslušným orgánem památkové péče a ochrany přírody.

Podkladem pro vypracování návrhu přestavby je průzkum konstrukce, ve kterém se uvedou údaje o stavu objektu, vlastnostech materiálů a základové půdě, o poruchách a vadách konstrukce, o příčinách těchto vad, o druzích a velikostech zatížení, která na konstrukci působí nebo v minulosti působila, o vlivech prostředí a o dokumentaci konstrukce.

4 STANOVENÍ ÚČELU HODNOCENÍ

Po předběžném rozboru budoucího zatížení bylo zřejmé, že při adaptaci bývalého chudobince na administrativní centrum nedojde k výraznému přetížení konstrukce jako celku.

Bylo však nutno ověřit použitelnost vodorovných konstrukcí, tj. zejména stanovit průhyb předpokládaných dřevěných trámů, a jejich působení jako lokálních břemen na svislé nosné konstrukce. Ze svislých nosných konstrukcí byly jako problematické označeny střední nosné zdi zjevně oslabené množstvím dveřních otvorů a komínových a větracích průduchů.

5 SCÉNÁŘE PŮSOBENÍ KONSTRUKCE

Na základě předběžného architektonického a konstrukčního návrhu bylo stanoveno, že základní statické schéma konstrukce nebude změněno. Dále bylo stanoveno, že bude nutno minimálně zachovat tuhost objektu jako celku, zejména v rovině stropů nad 2.NP a 3.NP.

Zároveň bylo zřejmé, že dojde i ke změnám v nosném systému, například k vybourání různých otvorů a prostupů pro technické instalace.

6 PŘEDBĚŽNÉ HODNOCENÍ

6.1 Prověření dokumentace a dalších údajů

V první řadě byla prověřována úplnost dokumentace uložené v archivu příslušného městského úřadu. Bylo zjištěno, že se dochovaly pouze tři původní výkresy z první dokumentované přestavby domu z r. 1911 a několik výkresů různé úrovně z pozdějších úprav. Prvotní historická dokumentace se pravděpodobně nedochovala, neboť nebyla nalezena ani v archivech OPP MHMP a NPÚ.

Pro hodnocenou budovu byl k dispozici tzv. pasport (předběžný stavebně technický průzkum) vypracovaný v r. 1999. Pasport vychází ze stejných výkresů a obsahuje schémata a soupis poruch zjištěných vizuálním průzkumem. Z hlediska pozdějších poznatků je zajímavé, že touto důkladnou metodou nebyly zjištěny žádné povrchové známky možných závad v nosných konstrukcích.

Přímo v místě objektu není žádná geologická sonda, pro daný účel byla provedena interpolace sond provedených pro blízký tunel Mrázovka.

6.2 Předběžná prohlídka

Před započítím úvah o dalším využití stavby bylo v budově provedeno několik předběžných prohlídek, v jejichž průběhu byla pořízena bohatá fotodokumentace. Bylo však zřejmé, že v intenzivně užívaném objektu bude nutno po ukončení činnosti zařízení staveniště a po jeho vyklizení provést další podrobné prohlídky.

6.3 Předběžné ověření

Po prostudování dostupných archivních podkladů, předběžného stavebně technického průzkumu a vyhodnocení prohlídek byla určena možná kritická místa v nosných i nenosných konstrukcích objektu. Předpokládalo se porušení stropních konstrukcí v místě pozdějších vestaveb komína, jídelního výtahu a umývárny a oslabení nosných zdí v místech čtených, dodatečně vysekaných nik a drážek pro nepřehledný systém technických instalací.

6.4 Doporučení pro podrobné hodnocení

Při návrhu změny stavby týkající se nosného systému je nutno splnit požadavek Vyhlášky č.26/1999 Sb. hl. m. Prahy [4] a vycházet ze stavebně technického průzkumu nosných konstrukcí.

Po důkladném předběžném seznámení bylo doporučeno, aby podrobný průzkum a hodnocení byly zpracovány mj. pro vodorovné nosné konstrukce, svislé nosné konstrukce, konstrukci krovu a některé související stavebně technické soustavy (předpokládaný větrací systém). Zároveň bylo zřejmé, že průzkum nebude možno provést jednofázově, nýbrž minimálně ve dvou fázích vzhledem k nepřístupnosti mnoha důležitých míst využívaných budovy.

7 PRVNÍ FÁZE STAVEBNĚ TECHNICKÉHO PRŮZKUMU

Vodorovné nosné konstrukce: za běžného provozu zjistit a ověřit základní typ, dimenze a stavebně technický stav několika charakteristických konstrukčních prvků (dřevěných stropních trámů, krovu a klenbového zdiva) a přítomnost biotických škůdců.

Svislé nosné konstrukce: zjistit stav zdiva s důrazem na únosnost, dimenze, vlhkost a salinitu hlavních konstrukcí.

V této fázi bylo provedeno kompletní podrobné zaměření objektu.

7.1 Úvod

Stavebně technický průzkum objektu popisovaný v této kapitole je konkrétním příkladem realizovaného průzkumu typického, přibližně 100 let starého objektu s dřevěnými stropy. Na tomto příkladu je popsán konkrétní postup při zadání a realizaci stavebně technického průzkumu z pohledu zpracovatele.

Cílem průzkumu bylo v zadaném rozsahu ověřit současný stav objektu a poskytnout podklady pro návrh rekonstrukce. Požadavky na obsah a zaměření průzkumu byly dohodnuty s objednatelem. Práce byly soustředěny na zjištění skladby stropů, ověření současného stavu dřevěných stropů a krovu z hlediska jejich napadení biotickými škůdci, na laboratorní mykologické vyšetření vzorků dřeva, stanovení výpočtové pevnosti, vlhkosti a salinity zdiva, kontrolu statických poruch a průzkum zadaných stavebních detailů. Jako podklad byly získány kopie stavebních půdorysů.

Terénní průzkumné práce proběhly v lednu 2005 v částečně užívaném objektu. Laboratorní mykologické vyšetření vzorků dřeva provedl znalec z oboru stavebnictví – dřevokazné houby v budovách. Laboratorní stanovení obsahu vodorozpustných solí provedla laboratoř Watrex Praha.

7.2 Podmínky a technické možnosti realizace průzkumu

Průzkumné práce byly technicky specifikovány objednatelem. Součástí zadání byly obecné i konkrétní informace o objektu. Přitom průzkum bylo nutno provést v čase, kdy byl objekt z větší části běžně obsazen a užíván. Tomu bylo nutno přizpůsobit rozsah i způsob provedení terénních sondážních a diagnostických prací. Na základě místního šetření byl s přihlédnutím k místním podmínkám zpracován projekt prací stavebně technického průzkumu. V něm byl navržen počet sond a zkušebních míst, jejich situování s ohledem na zadání i možnosti jejich možné realizace. Byl navržen i způsob provedení terénních průzkumných prací a případné opravy zkušebních míst. Takto specifikované práce byly následně oceněny a projekt byl schválen objednatelem. Konkrétně bylo dohodnuto provedení devíti klasických sond do stropu pod půdou, tři sondy do dřevěných stropů ve druhém patře a tři sondy do stropu v prvním patře. Dále byla předpokládána kontrola dřeva stropních trámů a krovu z hlediska napadení biotickými škůdci a podrobná kontrola krovu z hlediska míry poškození jednotlivých průřezů. V rámci kontroly dřevěných konstrukcí byl navržen odběr a laboratorní mykologické vyšetření dvanácti vzorků dřeva. To předpokládalo kultivaci vzorků k určení aktivity dřevokazných hub a znalecké posouzení preparátů pod mikroskopem. Dalším požadavkem bylo stanovení výpočtové pevnosti zdiva na osmi vybraných místech, určení jeho vlhkosti v osmi svislých profilech a stanovení obsahu vodorozpustných solí v osmi odebraných vzorcích. Kromě toho byla požadována i odborná prohlídka a posouzení stavu objektu.

7.3 Terénní průzkumné práce

Terénní průzkumné práce spočívaly v realizaci klasických sond do vodorovných konstrukcí. Sondy byly prováděny do podlahy příslušného podlaží a jejich cílem bylo odkrýt a zdokumentovat skladbu stropní konstrukce, rozměry a rozteče nosných trámů a u dřevěných stropů i stav zhlaví stropních trámů z hlediska napadení biotickými škůdci. Z vybraných míst byly odebrány vzorky dřeva k laboratornímu mykologickému vyšetření.



Obrázek č.1. Provedení sondy do stropu, poškození zhlaví stropního trámu.

Průzkum krovu spočíval v jeho podrobné vizuální prohlídce doplněné jednoduchými diagnostickými metodami, tj. napichováním, poklepem, popř. navrtáním napadených prvků. Tímto způsobem byla odhadnuta míra poškození jednotlivých průřezů, která byla ve zprávě popsána procentem poškozené plochy průřezu jednotlivých trámů. Zhlaví vazných trámů byla odsekána a jejich napadení bylo kontrolováno podobně jako u dřevěných trámů. Z vybraných míst krovu byly odebrány vzorky dřeva stejně jako ze stropních trámů. Tyto vzorky byly předány k laboratornímu mykologickému vyšetření. To spočívalo v kultivaci vzorků na živné půdě ve sterilním prostředí a v analýze dřeva pod mikroskopem.

Průzkum svislých nosných konstrukcí spočíval především ve stanovení výpočtové pevnosti zdiva. Ta byla stanovena odborným odhadem na základě zjištění pevnosti kusových staviv a malty metodou místního porušení dle Ing. Kučery. Tato metoda spočívá v navrtání malty v ložné spáře upravenou ruční příklepovou vrtačkou. Při konstantním tlaku a definovaném počtu otáček se z hloubky proniknutí vrtáku dle obecných kalibračních vztahů stanovují pevnosti materiálů. Výsledky byly zpracovány dle příslušné metodiky a výsledné

hodnoty pevností malty a cihel v tlaku s nezaručenou přesností byly uvedeny v tabulce. Na základě získaných výsledků byla dle charakteru, druhu a provedení zdiva určena hodnota jeho výpočtové pevnosti, která byla v tabulce uvedena rovněž. Pevnost použitého kamene byla odhadnuta.

Pro zjištění hodnot vlhkosti zdiva byl v souladu se zadáním realizován orientační vlhkostní průzkum. Ten spočíval v jednorázovém zjištění povrchové vlhkosti zdiva v suterénu a přízemí objektu ve svislých vlhkostních profilech. Hodnoty vlhkosti byly určeny z odebraných vzorků v laboratoři gravimetrickou metodou. Místa odběrů byla označena symbolem s číselným indexem a zakreslena do půdorysů suterénu a přízemí. V každém profilu byly vzorky odebrány nad sebou ve třech výškových úrovních, přibližně 0,2 m, 1,2 m a 2,2 m od podlahy. Výsledné hodnoty relativní vlhkosti zdiva byly uvedeny v posudku a vyhodnoceny.

Obsah vodorozpustných solí byl stanoven z odebraných vzorků v laboratoři metodou iontové chromatografie. Zjištěný obsah síranů, chloridů a dusičnanů byl vyhodnocen z hlediska množství porovnáním s běžnými hodnotami.

8 ZPRÁVA O VÝSLEDČÍCH PRŮZKUMU

8.1 Vodorovné konstrukce

Na půdě bylo realizováno celkem 9 sond do dřevěných stropů. Pouze ve třetině z nich bylo dřevo bez známek napadení dřevokaznými škůdci a více než polovina kontrolovaných trámů vyžaduje statické zajištění příložkami. Původcem hnědé destrukční hniloby jsou dle mykologického vyšetření celulózovorní dřevokazné houby koniofora sklepní (*Coniophora puteana*) a dřevomorka domácí (*Serpula lacrymans*). Ve stropích kultivační pokusy neprokázaly aktivní stav dřevokazných hub.

Ve 2. patře (3.NP) byly provedeny pouze 3 sondy do dřevěných stropů. V sondách byly kontrolovány 4 stropní trámy a 3 rákosníky. U žádného zhlaví zde nebyly zaznamenány známky napadení biotickými škůdci. Vzhledem k omezeným možnostem realizovat sondy byla kontrolována pouze menší část půdorysu a ze tří sond nelze zhodnotit stav dřevěných stropů v celém podlaží. Strop pod 3.NP byl ve třech kontrolovaných místech bez známek napadení. Pro posouzení stavu stropů v celém podlaží byl ale počet sond které bylo možno realizovat nedostatečný. I zde proto bylo doporučeno provést kontrolu v rámci stavebních prací.

Nespalné stropy v objektu byly shledány v dobrém stavu bez známek staticky významných poruch.

8.2 Svislé nosné konstrukce

Pevnostní zkoušky prokázaly značný rozptyl pevnosti u cihel. Pevnost cihel se pohybuje v intervalu 6 MPa – 38 MPa. Pevnost malty se pohybovala na většině míst od 0,4 MPa do 1 MPa. Na jednom zkušebním místě byla pevnost malty nad 1 MPa a na jednom místě byla nižší než 0,4 MPa. Na základě zjištěných výsledků byla v jednotlivých místech stanovena výpočtová pevnost zdiva. S ohledem na rozptyl výsledků byl doporučen doplňující průzkum zdiva v exponovaných místech. Výsledky popisují pevnosti v místě zkoušky. Zaručená pevnost zdiva nebyla určena s ohledem na malý počet zkoušek a na velký rozptyl výsledných hodnot. Zjištěné hodnoty vlhkosti zdiva byly vyhodnoceny jako příznivé. V přízemí bylo zdivo suché s výjimkou dvou míst nad podlahou.

Vlhkost suterénu odpovídala neizolovaným sklepům. Pouze čtvrtina zde zjištěných hodnot přesáhla 10 % relativní vlhkosti. Obsahy vodorozpustných solí byly zejména v suterénu zvýšené. Krystalizační tlaky těchto solí degradují omítky i zdivo, proto byla doporučena sanace omítek.

Pilíř na obrázku byl zbytečně poškozen vodou zatékající do suterénu z místa, kde byla čištěna stavební technika.



Obrázek č.2. Suterénní pilíř poškozený zatékající vodou.

8.3 Krov

Průzkum krovu prokázal lokální poškození jeho některých průřezů biotickými škůdci. Míra poškození byla vyjádřena v procentech plochy průřezu jednotlivých trámů a uvedena v tabulkách zprávy o průzkumu. Krokve, sloupky, vaznice a pozednice jsou v uspokojivém stavu, poškození bylo zaznamenáno především u zhlaví vazných trámů. Mykologickým průzkumem bylo zjištěno, že původcem hnědé destrukční hniloby jsou celulózovorní dřevokazné houby dřevomorka domácí (*Serpula lacrymans*) (4 vzorky), trámovka plotní (*Gloeophyllum sepiarium*) (1 vzorek) a koniofora sklepní (*Coniophora puteana*) (1 vzorek).

Kromě hniloby je dřevo krovů poškozeno i žírem larev dřevokazného hmyzu. V jednom vzorku byla přítomnost houby vyloučena a bylo prokázáno pouze napadení tesaříkem krovovým (*Hylotrupes bajulus*). Kultivační pokusy prokázaly v jednom ze vzorků aktivní stav u dřevokazné houby koniofory sklepní. To znamená, že houba je zde živá a rozklad dřeva dále pokračuje.

8.4 Závěry průzkumu

Výsledkem průzkumu bylo zjištění neuspokojivého stavu stropu pod půdou a nevyrovnané pevnosti zdiva, které je lokálně prosolené a v suterénu vlhké. U krovu bylo zaznamenáno významné poškození některých zhlaví vazných trámů a bylo zde prokázáno ložisko živé dřevokazné houby koniofory sklepní. Kromě toho byl v objektu zaznamenán výskyt dřevomorky domácí ve střepech i krovu, což je vždy významným zjištěním, ačkoliv aktivní ložisko této nebezpečné houby prokázáno nebylo. V posudku pak byl popsán doporučený způsob sanace krovu obecně i v místě aktivního ložiska. Doporučeno bylo rovněž preventivně ošetřit očištěnou konstrukci fungicidem.

9 PODROBNÉ HODNOCENÍ

9.1 Cíle druhé fáze stavebně technického průzkumu (doplňující průzkum)

Vodorovné nosné konstrukce: po odstranění podlah a násypů zjistit nebo ověřit typ, geometrický tvar, dimenze a stavebně technický stav všech konstrukčních prvků (dřevěných stropních trámů, krovu a klenbového zdiva, ztužujících prvků) a zjistit přítomnost biotických škůdců.

Svislé nosné konstrukce: po odstranění omítek podrobněji popsat stav kamenného a především cihelného zdiva s důrazem na pozdější zásahy, kvalitu vazby, dimenze a stavebně technický stav konstrukčních prvků, dále pak hloubku založení a stav základového zdiva.

Stavebně technické soustavy: při prohlídce podkroví byl zjištěn nápadně vysoký počet komínových těl, přičemž v soklu byly nalezeny odpovídající průduchy - tyto skutečnosti vedly k domněnce, že stavba je vybavena nějakým druhem tradičního dutinového hydroizolačního systému, proto bylo požadováno ověření stavu a funkce tohoto systému.

9.2 Zadání a realizace doplňujícího průzkumu

Po vyklizení objektu byl proveden doplňující stavebně technický průzkum. Cílem průzkumu bylo stanovit výpočtovou pevnost zdiva ve střední zdi na základě zkouškami určených pevností cihel a malty a posoudit homogenitu a oslabení středního zdiva komínovými průduchy, nikami, drážkami apod. Průzkum byl kromě předchozího doporučení vyvolán zjištěním, že po osekání omítek na stavbě bylo zaznamenáno značné oslabení středních nosných zdí.

9.3 Popis zjištěného stavu

Pro stanovení výpočtové pevnosti zdiva bylo vybráno celkem 15 zkušebních míst. Zkoušky byly prováděny v přízemí a ve druhém a třetím nadzemním podlaží stejným způsobem jako v předchozí etapě průzkumu. Zděné nosné konstrukce jsou zde z cihelného zdiva z plných pálených cihel na vápennou maltu.

Z výsledků zkoušek vyplynulo, že výpočtová pevnost zdiva středních zdí je vcelku vyrovnaná. Cihelné zdivo je z kvalitních cihel, malta je místy degradovaná. Z rozmístění zjištěných pevností je zřejmé, že kvalita cihel a malty byla pravděpodobně při výstavbě objektu stejná pro různé druhy konstrukcí. Malta na všech zkušebních místech odpovídala pravděpodobně maltě 0,4 MPa a po degradaci je její pevnost lokálně nižší. Rozdíly v pevnosti cihel jsou zřejmě náhodné. Tím je myšleno, že pro různé konstrukce, či podlaží nebyly užívány cíleně cihly různé pevnosti. Pro některé kombinace pevností malty a cihel není v ČSN 73 1101 [3] pevnost zdiva definována. Byla proto stanovena odborným odhadem. Zaručená pevnost materiálu v konstrukci nebyla ani v tomto případě stanovena vzhledem k malému počtu zkoušek. Pro případné statické posouzení proto bylo doporučeno uvažovat zjištěné hodnoty výpočtové pevnosti v daném místě a obecně odhadnutou hodnotu 1,4 MPa.

Odbornou prohlídkou a sondami do nosných zdí bylo zdokumentováno jejich oslabení. Jednotlivé drážky, niky, sopouchy a komíny byly očíslovány, změřeny, navrtány, popř. kontrolovány vybouranými otvory. Nejnepríznivější kombinaci oslabení a zatížení je vystaveno zdivo ve 2. nadzemním podlaží a proto zde byla provedena podrobná kontrola. V jejím rámci bylo kontrolováno 38 míst oslabení zdiva. Byla provedena fotodokumentace jednotlivých oslabení včetně popisu. Poloha otvorů byla okótována v půdoryse 2.NP. Rozměr a druh otvorů byl uveden v přiloženém seznamu.

Takovéto vážné oslabení středních nosných zdí bylo neočekávané, neboť nebylo zachyceno ani popsáno v žádném dochovaném dokumentu a neprojevovalo se navenek žádnými poruchami.



Obrázek č.3. Významné oslabení střední nosné zdi.



Obrázek č.4. Stejná střední nosná zeď po odstranění omítek.



Obrázek č.5. Jiná běžná část střední nosné zdi po odstranění omítek.

9.4 Vodorovné konstrukce

Po úplném zpřístupnění všech dřevěných konstrukcí, jejichž zachování bylo podmínkou OPP MHMP a NPÚ, byl proveden doplňující podrobný průzkum stropních trámů a krovu a vypracován znalecký posudek.

Na půdě byl mikroskopicky i makroskopicky prozkoumán stav stropních trámů nad 3.NP, především jejich hlav a zhlaví, a prvků krovu. V 3.NP byl stejným způsobem prozkoumán stav odkrytých stropních trámů a rákosníků nad 2.NP. V obou patrech byl zjištěn dostatečný počet a dobrý stav trámových kleštin.

Ve znaleckém posudku byl popsán stav každého prvku a případně určen způsob jeho ošetření.



Obrázek č.6. Poškozené stropní trámy.

Po sejmutí podlah a násypů byla zjištěna další poškození stropních konstrukcí, k nimž došlo během nešetrných úprav. Několik trámů bylo zkráceno a zbylé části podepřeny ocelovými podvlaky, v jedné ze zrcadlových kleneb nad přízemím byl proražen otvor pro komín.



Obrázek č.7. Nešetrná úprava stropní konstrukce.

9.5 Závěry doplňujícího průzkumu

Realizovaný průzkum přinesl informace o oslabení, homogenitě a výpočtové pevnosti zdiva. Byly tak získány podklady pro statické posouzení konstrukce. Výsledky dokumentují profil oslabeného zdiva a hodnotu výpočtové pevnosti pro statické posouzení. Tato hodnota byla stanovena pro zdivo neporušené. Oslabená a degradovaná místa ve všech podlažích bylo doporučeno přezdít nebo jiným vhodným způsobem sanovat.

9.6 Posudek a rozhodnutí

Na základě průzkumů a jejich doporučení bylo zpracováno víceetapňové komplexní statické posouzení objektu pro nový způsob užívání, který byl akceptován. Z posouzení vyplynula mj. nutnost konstrukčních opatření spočívajících zvláště v zesílení stropních konstrukcí a oslabeného zdiva středních nosných zdí.

10 KONSTRUKČNÍ OPATŘENÍ

Staré stropní konstrukce byly ošetřeny a doplněny běžnými ocelovými nosníky spráženými s železobetonovou deskou. Střední nosné zdi byly zesíleny několika způsoby podle místně vhodných podmínek, tzn. dozděním kvalitními cihlami na předepsanou maltu a

obnovením vazby zdiva, v přízemí pak navíc ocelovými objímkami. Konstrukční opatření pro zesílení nosných zdí musela být provedena urgentně, neboť některé pilíře nevyhovovaly ani pro současný stav užívání.

11 ZÁVĚR

Obecná metodika hodnocení konstrukcí podle ČSN ISO 13822 [1] se v zásadě neliší od postupů dokumentu [2], přihlíží však k novým poznatkům. V normě se zdůrazňuje, že pro hodnocení konstrukce je nejprve nezbytné stanovit účel hodnocení z hlediska požadavků na její budoucí funkční způsobilost. Hodnocená budova bude mít po rekonstrukci návrhovou životnost $T_d = 50$ let. Zároveň se ukázalo, že pro posouzení stavu konstrukce a zejména pro stanovení nákladů je důležitá existence spolehlivé archivní dokumentace.

LITERATURA

- [1] ČSN ISO 13822 Zásady navrhování konstrukcí – Hodnocení existujících konstrukcí, ČNI, 2005
- [2] ČSN 73 0038 Navrhování a posuzování stavebních konstrukcí při přestavbách, ČNI, 1986
- [3] ČSN 73 1101 Navrhování zděných konstrukcí, ČNI, 1980
- [4] Vyhláška č.26/1999 Sb. hl. m. Prahy, o obecných technických požadavcích na výstavbu v hl. m. Praze
- [5] Stavební řád pro město Prahu, 1886