

ČESKÁ SPOLEČNOST PRO JAKOST  
Novotného lávka 5, 116 68 Praha 1

# **SPOLEHLIVOST VE STAVEBNICTVÍ**



**MATERIÁLY Z XV. SETKÁNÍ  
ODBORNÉ SKUPINY PRO SPOLEHLIVOST**

Praha, červen 2004



## OBSAH

<b>PRAVDĚPODOBNOSTNÍ METODY NAVRHOVÁNÍ STAVEBNÍCH KONSTRUKCÍ</b>	<b>3</b>
<i>Prof. Ing. Milan Holický, DrSc.</i>	
<b>POSUZOVÁNÍ SPOLEHLIVOSTI STÁVAJÍCÍCH DOPRAVNÍCH STAVEB</b>	<b>25</b>
<i>Prof. Ing. Hynek Šertler, DrSc</i>	
<b>RIZIKO, SPOLEHLIVOST A JAKOST VE STAVEBNICTVÍ</b>	<b>37</b>
<i>Prof. Ing. Milík Tichý, DrSc.</i>	



# PRAVDĚPODOBNOSTNÍ METODY NAVRHOVÁNÍ STAVEBNÍCH KONSTRUKCÍ

*Milan Holický, Kloknerův ústav ČVUT v Praze*

## Souhrn

Pravděpodobnostní metody teorie spolehlivosti a dostupné softwarové produkty lze přímo využít při navrhování konstrukcí. Kritické zhodnocení existujících metod včetně dostupných podkladů a softwarových produktů přihlíží k nově revidovaným mezinárodním předpisům (ISO, CEN) a k nedávným výsledkům mezinárodního výzkumu (CIB, JCSS). Příklad návrhu jednoduchého ocelového prvku ilustruje obecné postupy pravděpodobnostních metod navrhování a upozorňuje na jejich přednosti i nedostatky.

**Klíčová slova:** Funkce mezního stavu, pravděpodobnost, index spolehlivosti, základní veličiny, modely, navrhování.

## Úvod

Spolehlivost a životnost jsou již několik desetiletí klíčovými pojmy většiny národních i mezinárodních předpisů pro navrhování a ověřování stavebních konstrukcí. Také nově zaváděné mezinárodní normy Mezinárodní organizace pro standardizaci ISO [1, 2] a Evropské komise pro normalizaci CEN [3] se systematicky opírají o pravděpodobnostní postupy, matematickou statistiku a teorii spolehlivosti. Tato snaha nachází široké uplatnění zejména u nových dokumentů Evropské komise pro normalizaci CEN, která se podílí na vytváření předpokladů pro volný pohyb stavebních výrobků v rámci Evropské unie.

Zanedlouho by měla celá Evropa navrhovat stavební konstrukce podle jednotných metodických postupů stanovených v harmonizovaných normativních předpisech pro navrhování stavebních konstrukcí, označovaných pracovním názvem "Eurokódy", které vycházejí z pravděpodobnostních základů teorie spolehlivosti. Díky tomuto přístupu se výpočty v jednotlivých členských zemích CEN mají lišit pouze numerickými hodnotami některých ukazatelů spolehlivosti, jako jsou charakteristické hodnoty klimatických zatížení a dílčí součinitele spolehlivosti.

Tento pozoruhodný vývoj mezinárodních předpisů umožnil v nedávné době prudký rozvoj pravděpodobnostních metod teorie spolehlivosti a postupné pronikání základních poznatků k širší technické veřejnosti. V této souvislosti je třeba připomenout, že platné mezinárodní předpisy ISO [1, 2], EN [3] i normy ČSN [4, 5] již řadu let umožňují použití pravděpodobnostních metod při ověřování spolehlivosti konstrukcí. Dnes jsou již komerčně dostupné softwarové produkty jako například M-Star vytvořeny v rámci metod SBRA [6], dále STRUREL [7] a VaP [8], které usnadňují efektivní zavedení těchto postupů do běžné praxe. Přesto se však praktické aplikace střetávají s mnohými nesnázemi.

Předložený text navazuje na příručku [9], práce mezinárodní organizace JCSS [9, 10] (které vycházejí z předchozích studií CIB), nedávné dokumenty EN [3, 11, 12] a navazující



studii [13]. Zpracovaný návrh jednoduchého ocelového prvku ilustruje obecné zásady „Pravděpodobnostního modelového postupu“ [10], který se dále zdokonaluje.

Popis zásad pravděpodobnostních metod teorie spolehlivosti využívá jednoduché matematické prostředky a omezuje se na časově nezávislé jevy. Popsané obecné postupy jsou doplněny příkladem pravděpodobnostního návrhu jednoduchého ocelového prvku; příslušné části textu věnované příkladu lze však zcela pominout aniž se ztratí základní souvislosti.

## Nejistoty

Navrhování stavebních konstrukcí se střetává s řadou nejistot, které lze v mnoha případech jen obtížně popsat. Mezi základní typy nejistot patří [11]:

- náhodnosti jako přirozené vlastnosti základních veličin,
- statistické nejistoty vyvolané omezeným rozsahem dat,
- modelové nejistoty způsobené nedokonalostmi výpočetních modelů,
- neurčitosti způsobené nepřesnostmi definic mezních stavů,
- hrubé chyby způsobené nedostatky v činnosti osob,
- neznalosti skutečného chování materiálů a konstrukcí.

Všimněme si, že pořadí uvedených nejistot odpovídá jejich vzrůstajícímu vlivu na výskyt poruch a klesající možnosti jejich teoretického popisu. Pravděpodobnostní metody navrhování konstrukcí pracují zpravidla pouze s prvními třemi typy nejistot. Ukazuje se, že čtvrtý typ, neurčitosti, lze částečně popsat na základě teorie fuzzy množin [14]. Teoretické nástroje pro popis hrubých chyb jsou však velmi omezené, pro popis neznalostí skutečného chování nových materiálů a konstrukčních systémů nejsou předem žádné. Druhé tři typy nejistot pravděpodobnostní metody nezahrnují prakticky vůbec a jediným prostředkem pro zmírnění jejich následků je kontrola jakosti.

Možnosti uplatnění teoretických nástrojů pro popis jednotlivých typů nejistot jsou tedy omezené. Této situaci také přibližně odpovídají podíly příčin poruch, jejichž informativní hodnoty (viz [15] a [16] a další citované publikace) jsou uvedeny v tab. 1. První řádek tabulky 1 zachycuje původ poruch z hlediska základních činností souvisejících s výstavbou a působením konstrukce během celé její životnosti, druhý řádek pak naznačuje závislost podílů těchto činností na pochybení v činnosti osob (asi 80 %) a na vlivech prostředí (asi 20%), které nejsou přímo závislé na činnosti osob. Vlivy prostředí zahrnují náhodnosti i některé nebezpečné (mimořádné) situace (náraz, výbuch, požár).

Tab. 1 Podíly původu příčin poruch stavebních konstrukcí

Původ	Navrhování 20%	Provádění 50%	Provoz 15%	Ostatní 15%
Příčiny	Hrubé chyby způsobené činností osob 80%			Vlivy prostředí 20%

Náhodnosti se tedy podílejí na vzniku jen malého podílu poruch (asi 20%) a zpřesňování klasických pravděpodobnostních metod má jen omezený dosah.



## Modelový postup JCSS

Pravděpodobnostní modelový postup JCSS [10] je obecná směrnice pro aplikace pravděpodobnostních metod při ověřování spolehlivosti stavebních konstrukcí. Má tři hlavní části, které se postupně doplňují za účasti řady evropských odborníků:

Část I Zásady navrhování

Část II Modely zatížení

Část III Modely odolnosti

Zásady navrhování I vycházejí z principu mezních stavů a pravděpodobnostního modelování nejistot zatížení, odolnosti a výpočetních modelů. Základním ukazatelem spolehlivosti konstrukcí je zobecněný index spolehlivosti  $\beta$ , který se definuje na základě pravděpodobnosti poruchy  $P_f$  vztahem

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

kde  $\Phi$  označuje distribuční funkci normovaného normálního rozdělení. Pravděpodobnost  $P_f$  a index spolehlivosti  $\beta$  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 tab. 2.

Tab. 2 Vztah mezi indexem spolehlivosti  $\beta$  a pravděpodobností poruchy  $P_f$

$P_f$	$10^{-1}$	$10^{-2}$	$10^{-3}$	$10^{-4}$	$10^{-5}$	$10^{-6}$	$10^{-7}$
$\beta$	1,3	2,3	3,1	3,7	4,2	4,7	5,2

Poznamenáme, že základní doporučená [1,2,3] hodnota indexu spolehlivosti je  $\beta_d = 3,8$ , která odpovídá pravděpodobnosti poruchy  $P_{fd} = 7,2 \times 10^{-5}$ . S ohledem na jednoduchost praktického použití se v nedávných mezinárodních dokumentech dává přednost indexu spolehlivosti  $\beta$  před pravděpodobností poruchy  $P_f$ . Konstrukce se považuje za spolehlivou, je-li  $\beta > \beta_d$  a  $P_f < P_{fd}$ .

Pravděpodobnostní modelový postup JCSS [10] 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.

## Základní případ dvou náhodných veličin

### 1 Obecné vztahy

Základní úlohou teorie spolehlivosti stavebních konstrukcí je rozbor zdánlivě jednoduché podmínky mezi účinkem zatížení  $E$  a odolností konstrukce  $R$  ve tvaru nerovnosti

$$E < R \quad (2)$$

Podmínka (2) popisuje vyhovující (bezpečný) stav sledované konstrukce. Porucha konstrukce nastane v případě, že nerovnost (2) není splněna. Předpokládá se tedy, že existuje ostré (jednoznačné) rozhraní mezi vyhovujícím (bezpečným) a nevyhovujícím stavem (poruchou) konstrukce, popsané rovností

$$R - E = 0 \quad (3)$$

kterému se říká funkce mezního stavu (mez porušení nebo mezní stav).

**Příklad 1.** Ocelová tyč podle obr. 1 má odolnost v axiálním tahu  $R (= \pi d^2 f_y / 4$ , kde  $d$  značí průměr tyče a  $f_y$  mez kluzu) a přenáší břemeno o tíze  $E (= V\rho$ , kde  $V$  značí objem a  $\rho$  objemovou tíhu břemene). Podmínka (2) tedy zní

$$V\rho < \pi d^2 f_y / 4$$

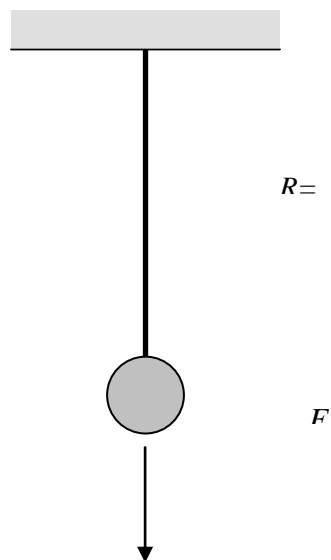
Funkce mezního stavu (mez porušení) je dána rovnicí

$$\pi d^2 f_y / 4 - V\rho = 0$$

Mezní stav je zde definován jako dosažení meze kluzu  $f_y$ . To je sice často přijímané zjednodušení, nemusí však být pro některé prvky a druhy ocele výstižné.

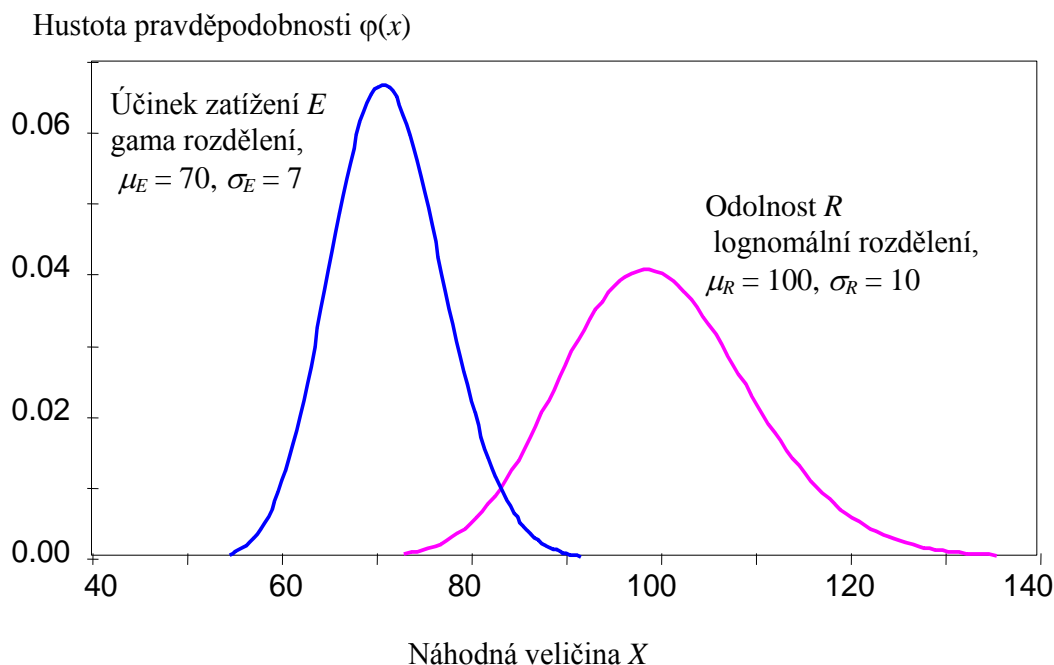
Obě veličiny  $E$  a  $R$  jsou náhodné veličiny a platnost nerovnosti (2) nelze zaručit absolutně, tj. s pravděpodobností 1. Je tedy nutno připustit, že s určitou malou pravděpodobností dojde k překročení meze porušení (mezního stavu) popsaného rovnicí (3) a nastane porucha. Základním cílem teorie spolehlivosti je stanovit pravděpodobnost poruchy  $P_f$ . Pro jednoduchou podmínku bezpečného stavu ve tvaru nerovnosti (2) lze pravděpodobnost poruchy zapsat ve tvaru

$$P_f = P(E > R) \quad (4)$$



Obr.1

Náhodné chování účinku zatížení  $E$  a odolnosti  $R$  je obvykle popsáno vhodným typem rozdělení pravděpodobností, tj. distribuční funkcí  $\Phi_E(x)$ ,  $\Phi_R(x)$  a odpovídající hustotou pravděpodobnosti  $\varphi_E(x)$ ,  $\varphi_R(x)$ , kde  $x$  označuje obecný bod sledované veličiny  $X$  (např. napětí, síla, ohybový moment), prostřednictvím které jsou obě veličiny  $E$  a  $R$  vyjádřeny. Rozdělení veličin  $E$  a  $R$  jsou dále závislá na příslušných parametrech, např. na momentových parametrech  $\mu_E$ ,  $\sigma_E$ ,  $\omega_E$ ,  $\mu_R$ ,  $\sigma_R$  a  $\omega_R$ . Předpokládáme dále, že  $E$  a  $R$  jsou vzájemně



nezávislé. Obr. 2 ukazuje příklad rozdělení pravděpodobností obou veličin a jejich vzájemnou polohu.

Obr. 2. Hustoty pravděpodobnosti účinku zatížení  $E$  a odolnost  $R$ .

Typy rozdělení a údaje o jejich parametrech (vyjádřené v bezrozměrných jednotkách, např. v procentech) uvedené na obr. 2 jsou ukázkou možných teoretických modelů pro veličiny  $E$  a  $R$ . Všimněme si, že hustoty pravděpodobnosti  $\varphi_E(x)$  a  $\varphi_R(x)$  se na obr. 2 překrývají a je tedy zřejmé, že může dojít k současnému výskytu takových (nepříznivých) realizací  $e$  a  $r$  veličin  $E$  a  $R$ , pro které platí  $e > r$  a nastane tedy porucha. Aby k takovému stavu došlo pouze s přijatelně malou pravděpodobností  $p_f$ , musí být splněny určité podmínky o vzájemné poloze a rozptylu veličin  $E$  a  $R$  (v závislosti na typech rozdělení). Jednou z takových podmínek bude patrně nerovnost  $\mu_E < \mu_R$ , která je na obr. 2 očividně splněna. Zřejmě však tato základní "podmínka polohy" obou rozdělení nebude postačující.

## 2 Zvláštní případ normálního rozdělení

Jestliže účinek zatížení  $E$  i odolnost  $R$  jsou náhodné veličiny s normálním rozdělením, je stanovení pravděpodobnosti  $P_f$  definované rovnicí (4) snadné. Za předpokladu normálního rozdělení veličin  $E$  a  $R$  má také jejich rozdíl

$$G = R - E \tag{5}$$

který se nazývá rezerva spolehlivosti, rovněž normální rozdělení (viz obr.3). Parametry rezervy spolehlivosti pro nezávislé veličiny  $R$  a  $E$  (bez ohledu na typ jejich rozdělení) jsou

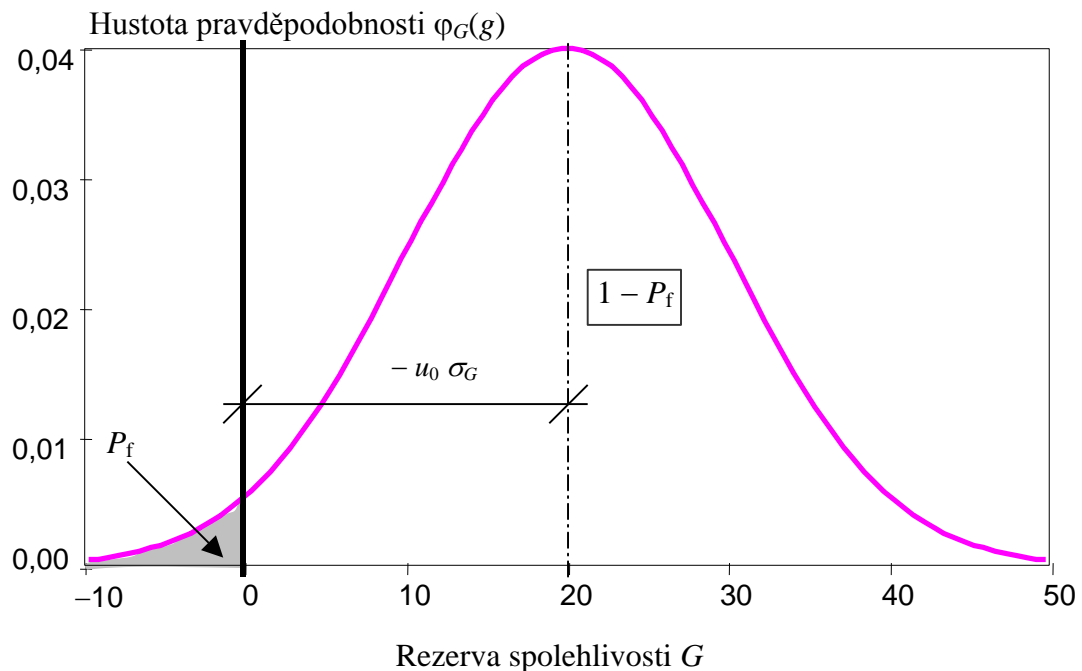
$$\mu_G = \mu_R - \mu_E \quad (6)$$

$$\sigma_G^2 = \sigma_R^2 + \sigma_E^2 \quad (7)$$

Pro pravděpodobnost poruchy  $P_f$  lze nyní modifikovat rovnici (4) na tvar

$$P_f = P(E > R) = P(G < 0) = \Phi_G(0) \quad (8)$$

a celý problém se redukuje na stanovení hodnoty distribuční funkce  $\Phi_G(g)$  pro ( $g = 0$ ), která udává pravděpodobnosti výskytu záporných hodnot rezervy  $G$ .



Obr. 3. Rozdělení rezervy spolehlivosti  $G$ .

Víme, že se hodnota distribuční funkce  $\Phi_G(g)$  stanoví na základě odpovídajících hodnot normované náhodné veličiny  $U$ . Nejdříve se zjistí hodnota  $u_0$  odpovídající hodnotě  $g = 0$  podle transformačního vzorce pro normalizovanou náhodnou veličinu  $U = (G - \mu_G) / \sigma_G$

$$u_0 = (0 - \mu_G) / \sigma_G = -\mu_G / \sigma_G \quad (9)$$

Pravděpodobnost poruchy  $P_f$  je pak dána upraveným vztahem (8) ve tvaru

$$P_f = \Phi_G(0) = \Phi_U(u_0) \quad (10)$$

Hustota pravděpodobnosti  $\varphi_G(g)$  rezervy spolehlivosti  $G$  je zachycena na obr. 3, šedá plocha pod křivkou  $\varphi_G(g)$  odpovídá pravděpodobnosti  $P_f$ .

Za předpokladu, že  $G$  má normální rozdělení, se hodnota  $-u_0$  nazývá index spolehlivosti a označuje se symbolem  $\beta$ . Z rovnice (3) vyplývá tedy pro index spolehlivosti vztah

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





Takto definovaný index spolehlivosti  $\beta$  lze popsat geometricky jako vzdálenost průměru  $\mu_G$  rezervy spolehlivosti  $G$  od počátku, stanovenou v jednotkách směrodatné odchylky  $\sigma_G$  (viz obr.3).

**Příklad 2.** Uvažujme, že táhlo v příkladu 1 má odolnost  $R$  o průměru  $\mu_R = 100$  (vyjádřeno v bezrozměrných jednotkách), směrodatnou odchylku  $\sigma_R = 10$  (variační koeficient je tedy pouze  $V_R = 0,10$ ). Pro účinek zatížení  $E$  necht' platí  $\mu_E = 50$  a  $\sigma_E = 8$  (variační koeficient je tedy pouze  $V_E = 0,16$ ). Z rovnic (5.11) a (5.12) vyplývá

$$\mu_G = 100 - 50 = 50$$

$$\sigma_G^2 = 10^2 + 8^2 = 12,81^2$$

Jestliže  $R$  i  $E$  má normální rozdělení, pak z rovnice (11) plyne přímo index spolehlivosti

$$\beta = 50 / 12,81 = 3,90$$

a pravděpodobnost poruchy plyne ze vztahu (10)

$$P_f = P(G < 0) = \Phi_U(-3,9) = 4,8 \times 10^{-5}$$

Index spolehlivosti je tedy vyšší než doporučená hodnota  $\beta_d = 3,8$  a pravděpodobnost poruchy je nižší než doporučená hodnota  $P_{fd} = 7,2 \times 10^{-5}$ .

### 3 Přibližné řešení pro obecné rozdělení

Jestliže veličiny  $E$  a  $R$  nemají normální rozdělení, pak rozdělení rezervy spolehlivosti  $G$  také není normální a uvedený postup je třeba upravit. V obecném případě se obvykle obě základní veličiny lokálně transformují na veličiny s normálním rozdělením, a pak je možno postupovat podle předcházející vztahů. Tyto transformace se uplatňují zejména u softwarových produktů, neboť jde o náročné iterativní operace. Pro první (řádovou) představu však zpravidla postačí následující jednoduchá aproximace, při které se rozdělení rezervy spolehlivosti  $G$  pokládá za tříparametrické lognormální rozdělení popsané průměrem, směrodatnou odchylkou a šikmostí  $\mu_G$ ,  $\sigma_G$  a  $\omega_G$ .

Předpokládáme, že rozdělení veličin  $E$  a  $R$  jsou závislá na momentových parametrech  $\mu_E$ ,  $\sigma_E$ ,  $\omega_E$ ,  $\mu_R$ ,  $\sigma_R$  a  $\omega_R$ . Průměr a směrodatnou odchylku rezervy spolehlivosti  $G$  lze stanovit z předchozích rovnic (6) a (7), šikmost  $\omega_G$  rezervy spolehlivosti  $G$  ze vztahu

$$\omega_G = \frac{\sigma_R^3 \omega_R - \sigma_E^3 \omega_E}{(\sigma_R^2 + \sigma_E^2)^{3/2}} \quad (12)$$

Předpokládá se, že rezervu spolehlivosti  $G$  lze dostatečně výstižně popsat lognormálním rozdělením s takto stanovenými parametry  $\mu_G$ ,  $\sigma_G$  a  $\omega_G$ . Tato aproximace poskytuje vyhovující výsledky, pokud pravděpodobnost poruchy není velmi malá.

**Příklad 3.** Uvažujme táhlo s odolností  $R$  se zavěšeným břemenem o tíze  $E$ . Necht' odolnost  $R$  má lognormální rozdělení s počátkem v nule s parametry (vyjádřenými opět v relativních bezrozměrných jednotkách)  $\mu_R = 100$  a  $\sigma_R = 10$  (a tedy  $\omega_R = 0,301$ ), tíha  $E$  necht'



má Gumbelovo rozdělení s momentovými parametry  $\mu_E = 50$  a  $\sigma_E = 8$  a šikmostí  $\omega_E = 1,14$ .

Parametry rezervy spolehlivosti se stanoví z rovnic (6), (7) a (12)

$$\mu_G = \mu_R - \mu_E = 100 - 50 = 50$$

$$\sigma_G^2 = \sigma_R^2 + \sigma_E^2 = 10^2 + 8^2 = 12,81^2$$

$$\omega_G = \frac{\sigma_R^3 \omega_R - \sigma_E^3 \omega_E}{(\sigma_R^2 + \sigma_E^2)^{3/2}} = \frac{10^3 \times 0,301 - 8^3 \times 1,14}{(10^2 + 8^2)^{3/2}} = -0,134$$

Pro normovanou náhodnou veličinu z rovnice (5.14) plyne

$$u_0 = -\mu_G / \sigma_G = -50 / 12,81 = -3,90$$

Pro aproximaci lognormálním rozdělením se šikmostí  $\omega_G = -0,134$  platí (viz příložený program LOGNORM zpracovaný s využitím softwaru MATHCAD)

$$P_f = P(R < E) = \Phi_U(-3,9) = 1,47 \times 10^{-4}$$

což odpovídá indexu spolehlivosti  $\beta = 3,62$ . Přesnější výsledek lze získat použitím softwaru COMREL [7] či VaP [8]; tyto tři softwarové produkty poskytují shodné výsledky

$$\beta = 3,26 \text{ a } P_f = 5,6 \times 10^{-4}$$

Shora uvedené přibližné řešení tedy představuje pouze hrubou aproximaci.

Jestliže by se však při odhadu pravděpodobnosti nepřihlíželo k šikmosti, pak z normálního rozdělení (viz příklad 2) plyne

$$\beta = 3,9 \text{ a } P_f = \Phi_U(-3,9) = 4,8 \times 10^{-5}$$

což je významně odlišný výsledek než za předpokladu nesymetrických rozdělení  $E$  a  $R$ .

#### 4 Přesné řešení pro obecné rozdělení

Přesné řešení pravděpodobnosti poruchy  $P_f$ , která je pro případ dvou náhodných veličin  $E$  a  $R$  definována rovnicí (4), lze získat integrací. Vysvětlíme ji s použitím obr. 4. Označme jev  $A$  výskyt účinku zatížení  $E$  v diferenciálním úseku  $\langle x, x+dx \rangle$ .

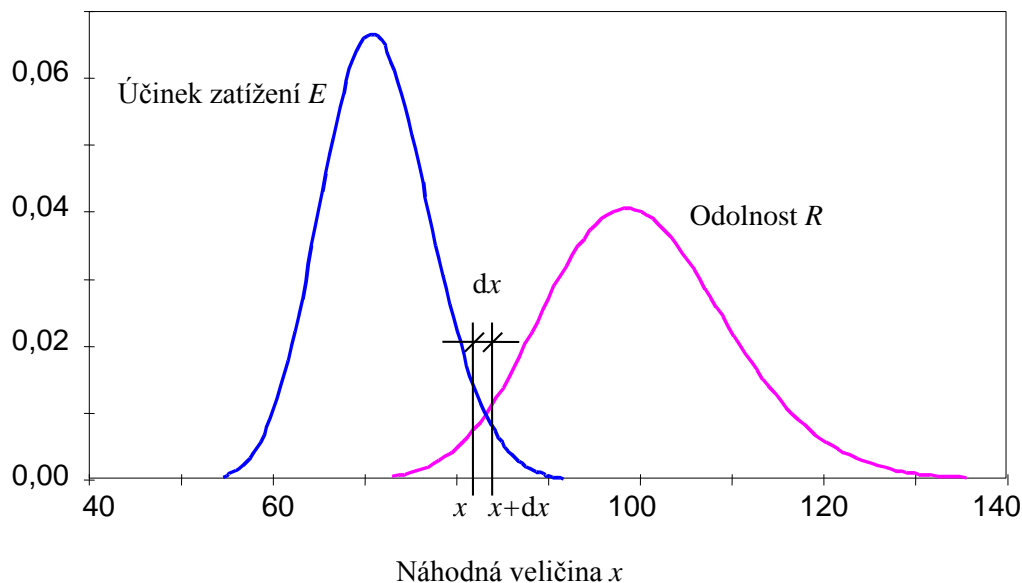
Pravděpodobnost jevu  $A$  je dána vztahem

$$P(A) = P(x < E < x+dx) = \varphi_E(x) dx \quad (13)$$

Označme jev  $B$  výskyt odolnosti  $R$  v intervalu  $\langle -\infty, x \rangle$ . Pravděpodobnost jevu  $B$  je podle oddílu 3.1 dána vztahem

$$P(B) = P(R < x) = \Phi_R(x) \quad (14)$$

Hustota pravděpodobnosti  $\varphi_E(x)$  a  $\varphi_R(x)$



Obr. 4. Hustota pravděpodobnosti veličin  $E$  a  $R$ .

Diferenciál (přírůstek) pravděpodobnosti poruchy  $dP_f$  odpovídající výskytu veličiny  $E$  v intervalu  $\langle x, x+dx \rangle$  je dán pravděpodobností současného výskytu jevů  $A$  a  $B$ , tj. pravděpodobností jejich průniku  $A \cap B$ . Podle věty o součinu pravděpodobností platí

$$dP_f = P(A \cap B) = P(A) P(B) = P(x < E < x+dx) P(R < x) = \Phi_R(x) \varphi_E(x) dx \quad (15)$$

Zde se však uplatňuje výše uvedený předpoklad vzájemné nezávislosti veličin  $E$  a  $R$ , a tedy také nezávislosti jevů  $A$  a  $B$ .

Integrace diferenciálního vztahu (15) v intervalu současného výskytu obou veličin  $E$  a  $R$  (obecně v intervalu  $\langle -\infty, \infty \rangle$ ) vede ke vztahu

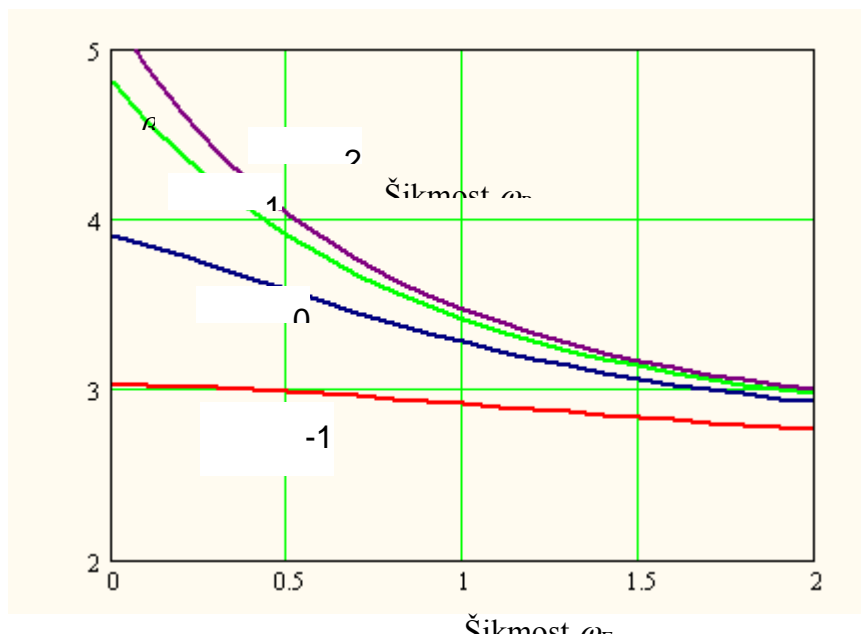
$$P_f = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_R(x) \varphi_E(x) dx \quad (16)$$

Integraci vztahu (16) je zpravidla nutno provést numericky.

Pro numerickou integraci vztahu (16) za předpokladu, že obě veličiny  $E$  a  $R$  lze popsat (alespoň aproximativně) obecným (tříparametrickým) rozdělením, je sestaven jednoduchý program s využitím matematického jazyka MATHCAD.

**Příklad 4.** Účinek zatížení  $E$  i odolnost  $R$  jsou popsány lognormálním rozdělením se stejnými parametry jako v příkladu 3 (Gumbelovo rozdělení pro  $E$  je nahrazeno lognormálním rozdělením se stejnými parametry). Aproximativní řešení v příkladu 3 vedlo k pravděpodobnosti poruchy  $P_f = P(R < E) = \Phi_U(-3,62) = 1,47 \times 10^{-4}$ . Numerická integrace podle vztahu (16) vede k výsledku  $\beta = 3,26$  a  $P_f = 5,6 \times 10^{-4}$ , který je shodný s výsledky programu VaP [8] a COMREL [7].

Pravděpodobnost poruchy  $P_f$  stanovená pro dané parametry veličin  $E$  a  $R$  ( $\mu_R = 100$ ,  $\sigma_R = 10$ ,  $\mu_E = 50$  a  $\sigma_E = 8$ ) je v závislosti na šikmostech  $\omega_E$  a  $\omega_R$  zachycena na obr. 5.



Obr. 5. Index spolehlivosti  $\beta$  v závislosti na šikmostech  $\omega_E$  a  $\omega_R$  pro  $\mu_R = 100$ ,  $\sigma_R = 10$ ,  $\mu_E = 50$  a  $\sigma_E = 8$ .

Z obr. 5 je zřejmé, že index spolehlivosti  $\beta$  je významně závislý na šikmostech  $\omega_E$  a  $\omega_R$  a pravděpodobnost poruchy  $p_f$  se může v praktických podmínkách při stejných průměrech a směrodatných odchylkách veličin  $E$  a  $R$  pohybovat v rozmezí několika řádů; nepříznivá je zejména negativní šikmost odolnosti.

Ukazuje se tedy, že přesné stanovení pravděpodobnosti poruchy v případě jednoduché podmínky ve tvaru nerovnosti (2), ve které se uplatňují pouze dvě náhodné veličiny  $E$  a  $R$ , je snadné jen za předpokladu, že obě veličiny mají normální rozdělení. Jestliže mají jiná rozdělení, je přesné řešení významně závislé na typech rozdělení. Zkušenost potvrzuje, že přibližné řešení s využitím tříparametrického lognormálního rozdělení poskytuje v běžných případech velmi dobrou aproximaci.

## 5 Návrhový bod

Pro praktické využití důležitých poznatků teorie spolehlivosti se v Eurokódech přijímají různá zjednodušení, aby bylo možno obecné postupy efektivně přenášet do operativních dokumentů. Základem těchto zjednodušení je grafické vyjádření základních vztahů veličin  $E$  a  $R$  tak, jak je zachycuje obr. 6. Předpokládá se, že veličiny  $E$  a  $R$  jsou nezávislé a že obě mají normální rozdělení.

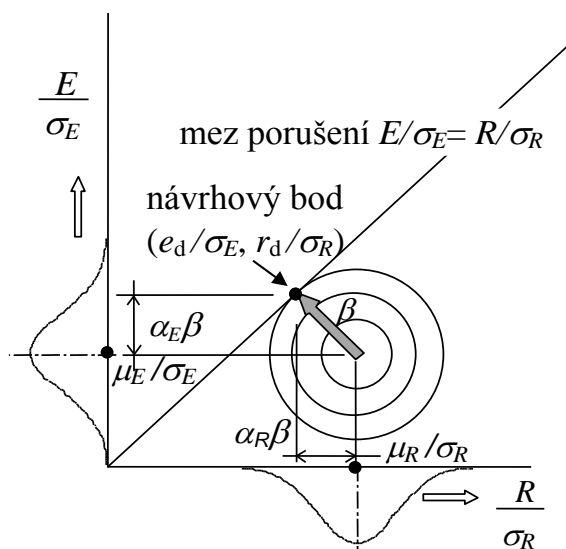
Na obrázku jsou náhodné veličiny  $E$  a  $R$  zachyceny v dvojrozměrném grafu, kde na vodorovné ose je vyznačen poměr  $R/\sigma_R$ , na svislé ose poměr  $E/\sigma_E$ . Je zřejmé, že bezpečná oblast, kde je splněna podmínka (2), je na obr. 6 pod diagonálou os (pod mezí porušení), nebezpečná oblast je nad diagonálou. Návrhovým bodem ( $e_d$ ,  $r_d$ ) může být kterýkoli bod na mezi porušení (diagonále), ukázalo se však [15,16], že nejlepší volbou, která zaručuje řadu důležitých vlastností (konzistenci a invariantnost řešení při různých formulacích téže podmínky,

volnost výběru základních veličin) je nejbližší bod od průměru ( $\mu_E, \mu_R$ ). Pak lze souřadnice návrhového bodu zapsat

$$e_d = \mu_E - \alpha_E \beta \sigma_E \quad (17)$$

$$r_d = \mu_R - \alpha_R \beta \sigma_R \quad (18)$$

kde  $\alpha_E$  a  $\alpha_R$  značí tak zvané váhové součinitele veličin  $E$  a  $R$  (znaménko "minus" je v rovnicích zachováno v souladu s EN 1990 [3]).



Obr. 6. Návrhový bod.

Pro váhové součinitele (směrové kosiny přímky meze porušení) však z obr. 6 vzhledem ke konvenci v rovnicích (17) a (18) vyplývá

$$\alpha_E = -\sigma_E / \sqrt{\sigma_E^2 + \sigma_R^2} \quad (19)$$

$$\alpha_R = \sigma_R / \sqrt{\sigma_E^2 + \sigma_R^2} \quad (20)$$

V Eurokódech se dále přijímá aproximace těchto váhových součinitelů pevnými hodnotami  $\alpha_E \cong -0,7$ ,  $\alpha_R \cong 0,8$ , přičemž se vymezuje platnost aproximace prostřednictvím podmínky pro poměr směrodatných odchylek ve tvaru nerovnosti

$$0,16 < \sigma_E / \sigma_R < 7,6 \quad (21)$$

Mimo tento obor se doporučuje pro tu veličinu, která má větší směrodatnou odchylku, dosadit váhový součinitel  $\alpha = \pm 1,0$ . Poznamenejme, že toto zjednodušení je na straně bezpečnosti, neboť součet čtverců směrových kosinů by se měl rovnat jedné.

Návrhové hodnoty  $e_d$  a  $r_d$  veličin  $E$  a  $R$  jsou definovány kvantily normálního rozdělení

$$P(E > e_d) = \Phi_U(+\alpha_E \beta) = \Phi_U(-0,7 \beta) \quad (22)$$

$$P(R < r_d) = \Phi_U(-\alpha_R \beta) = \Phi_U(-0,8 \beta) \quad (23)$$

kde  $\Phi_U(u)$  značí distribuční funkci normovaného normálního rozdělení. Jestliže  $\beta = 3,8$ , pak návrhové hodnoty  $e_d$  a  $r_d$  jsou kvantily odpovídající přibližně pravděpodobnostem 0,999 a 0,001. Všimněme si, že v rovnici (22) se využívá symetrie normálního rozdělení, tj. vztahu  $1 - \Phi_U(+\alpha_E \beta) = \Phi_U(+\alpha_E \beta)$ .



Jestliže model pro zatížení nebo pro odolnost obsahuje více základních veličin (více druhů zatížení, více materiálů, geometrické údaje), platí rovnice (22) a (23) pouze pro hlavní (dominantní) veličiny (nejvýznamnější z hlediska sledované podmínky spolehlivosti). Pro vedlejší (nedominantní) veličiny se požadavky na návrhové hodnoty redukují a platí rovnice

$$P(E > e_d) = \Phi_U(+0,4\alpha_E\beta) = \Phi_U(-0,28\beta) \quad (24)$$

$$P(R < r_d) = \Phi_U(-0,4\alpha_R\beta) = \Phi_U(-0,32\beta) \quad (25)$$

Jestliže  $\beta = 3,8$ , pak návrhové hodnoty vedlejších (nedominantních) veličin jsou kvantily odpovídající přibližně pravděpodobnostem 0,9 a 0,1.

Návrhové hodnoty jsou tedy horní (u zatížení) nebo dolní (u odolnosti) kvantily s odpovídajícími pravděpodobnostmi jejich překročení (u zatížení) nebo jejich podkročení (u odolnosti). U hlavních (dominantních) veličin jde o pravděpodobnosti dané distribuční funkcí normovaného normálního rozdělení pro hodnoty  $u = +\alpha_E\beta$  a  $-\alpha_R\beta$ , u vedlejších (nedominantních) veličin pro redukované hodnoty  $u = +0,4\alpha_E\beta$  a  $-0,4\alpha_R\beta$ . Tyto pravděpodobnosti (pro dolní kvantil přibližně 0,001 u hlavních a 0,1 u vedlejších veličin) se pak uplatňují při stanovení návrhových hodnot i těch veličin, která nemají normální rozdělení.

**Příklad 5.** Pro návrhové hodnoty veličin  $E$  a  $R$  z příkladu 4 stanovíme návrhové hodnoty  $e_d$  a  $r_d$  za předpokladu, že index spolehlivosti  $\beta = 3,8$ ,  $\alpha_E = -0,7$  a  $\alpha_R = 0,8$ . Pro  $E$  z rovnice (24) tedy platí

$$P(E > e_d) = \Phi_U(\alpha_E\beta) = \Phi_U(-2,66) = 0,0039$$

Doplňková pravděpodobnost je tedy 0,9961 a pro Gumbelovo rozdělení obdržíme

$$e_d = \mu_E - (0,45 + 0,78 \ln(-\ln(p))) \sigma_E = 50 - (0,45 + 0,78 \times \ln(-\ln(0,9961))) \times 10 = 88,75$$

Jestliže se účinek zatížení  $E$  aproximuje normálním rozdělením, z rovnice (17) plyne

$$e_p = \mu + u_p \sigma = 50 + 2,66 \times 10 = 76,6$$

Pro odolnost  $R$  popsanou lognormálním rozdělením z rovnice (25) plyne

$$P(R < r_d) = \Phi_U(-\alpha_R\beta) = \Phi_U(-3,04) = 0,0012$$

Pro lognormální rozdělení s průměrem 100 a variačním koeficientem 0,10 plyne

$$r_p \cong \mu_R \exp(u_{\text{nom},p} \times V_R) = 100 \times \exp(-3,04 \times 0,10) = 73,79$$

Pro aproximaci normálním rozdělením vychází

$$r_p = \mu_R + u_p \sigma_R = 50 - 3,04 \times 10 = 69,6$$

Zřejmě  $e_d > r_d$  a táhlo tedy nevyhoví (z příkladu 4 víme, že  $\beta$  je pouze 3,09). Aby táhlo vyhovělo indexu spolehlivosti 3,8, bylo by nutné parametry veličin  $E$  a  $R$  upravit.

## Případ více základních veličin

### 6 Obecný popis

Stavební konstrukce a systémy jsou zpravidla popsány řadou základních veličin  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , které pro jednoduchost zápisu označíme jako vektor  $\mathbf{X} [X_1, X_2, \dots, X_n]$ , realizace  $x_1, x_2, \dots, x_n$  jako vektor  $\mathbf{x} [x_1, x_2, \dots, x_n]$ . Vztah pro rezervu spolehlivosti  $G$  zapíše v symbolickém tvaru

$$G = g(\mathbf{X}) \quad (26)$$

a bezpečná oblast je popsána podmínkou spolehlivosti ve tvaru

$$G = g(\mathbf{X}) > 0 \quad (27)$$

která je zobecněním podmínky (1). Mez porušení (funkce mezního stavu) je dána vztahem

$$G = g(\mathbf{X}) = 0 \quad (28)$$

Pravděpodobnost poruchy  $P_f$  (3) je pak zapsána ve tvaru

$$P_f = P(g(\mathbf{X}) < 0) \quad (29)$$

Označme  $\varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{x})$   $n$ -rozměrnou hustotu pravděpodobnosti rozdělení vektoru  $\mathbf{X}$ . Pak pravděpodobnost poruchy  $P_f$  se obecně stanoví integrálem

$$P_f = \int_{g(\mathbf{X}) < 0} \varphi_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \quad (30)$$

kde obor integrace je dán podmínkou

$$G = g(\mathbf{X}) < 0 \quad (31)$$

která vymezuje nebezpečnou oblast vektoru  $\mathbf{X}$ .

**Příklad 6.** Vraťme se k příkladu 1 tažené ocelové tyče zachycené na obr. 1, jejíž odolnost je vyjádřena vztahem  $R = \pi d^2 f_y / 4$ , kde  $d$  značí průměr tyče,  $f_y$  mez kluzu, přenáší břemeno o tíže  $E = F$  (viz obr. 1). Rezerva spolehlivosti (5.33) má tedy tvar

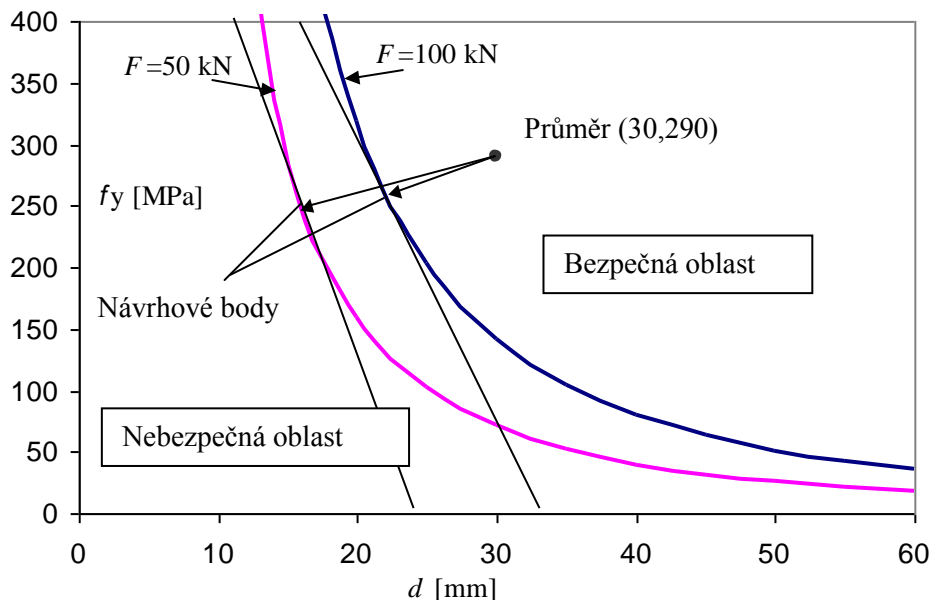
$$G(\mathbf{X}) = g(d, f_y, F) = \pi d^2 f_y / 4 - F > 0$$

Mez porušení je popsána rovnicí

$$G(\mathbf{X}) = g(d, f_y, F) = \pi d^2 f_y / 4 - F = 0$$

Kromě konstant vystupují v příkladu tři základní veličiny  $d, f_y$  a  $F$ . Připomeneme opět, že mezní stav je zde definován jako dosažení meze kluzu  $f_y$ , což je všeobecně uvažované zjednodušení, nemusí však pro některé druhy ocele odpovídat skutečnosti.

Mez porušení je v případě více než dvou základních veličin obtížnější zachytit graficky. Pro dané tíhy  $F = 100$  a  $50$  kN je mez porušení  $G(\mathbf{X}) = 0$  zakreslena na obr. 7,



Obr. 7. Mez porušení a návrhové body pro táhlo.

Na obr. 7 je také vyznačena bezpečná oblast  $G(\mathbf{X}) > 0$  a nebezpečná oblast  $G(\mathbf{X}) < 0$ . Jde o nelineární, ale spojitou a hladkou křivku. Vyznačeny jsou také průměry veličin  $d$  a  $f_y$  (30 mm a 290 MPa) i návrhové body, které platí pro směrodatné odchylky 3 mm a 25 MPa. Pravděpodobnost  $P_f$  se stanoví ze vzorce (30), přičemž obor integrace podle vztahu (31) je na obr. 7 označen jako nebezpečná oblast pod křivkou meze porušení.

## Metody výpočtu pravděpodobnosti poruchy

### 7 Obecné postupy

Při výpočtu pravděpodobnosti  $P_f$  podle vztahu (30) se předpokládá [9, 10], že je známa sdružená hustota pravděpodobnosti  $\varphi_{\mathbf{x}}(\mathbf{x})$ , kde  $\mathbf{x}$  je realizace vektoru základních veličin  $\mathbf{X}$ , a že porucha konstrukce je jednoznačně popsána nerovností  $g(\mathbf{x}) < 0$ , kde  $g(\mathbf{x})$  je tak zvaná funkce mezního stavu ( $g(\mathbf{x}) = 0$  popisuje mezní stav,  $g(\mathbf{x}) > 0$  bezpečný stav). Pravděpodobnosti  $P_f$  lze pak stanovit na základě několika základních postupů [1]:

- přesná analytická metoda (výjimečně pro malý počet základních veličin),
- numerické metody integrace (pro malý počet základních veličin),
- přibližné analytické metody (FORM, SORM, metoda momentů),
- simulační metody (simulace přímé, alokované, adaptivní),
- kombinace předchozích metod (s aproximací dílčích výsledných veličin).





Přesný výpočet integrálu (30) analytickými postupy je možný jen v jednodušších případech. V obecném případě, zejména je-li mez porušení  $g(\mathbf{X}) = 0$  komplikovaná (interakce několika funkcí), je nutno aplikovat různé numerické metody, přibližné analytické metody nebo simulačních metody. Základní dvě skupiny přibližných analytických postupů se označují zkratkami FORM (First Order Reliability Method) a SORM (Second Order Reliability Method). Odlišují se řádem Taylorova rozvoje meze porušení  $g(\mathbf{X}) = 0$  v okolí návrhového bodu.

Pro výpočet pravděpodobnosti jsou dnes již komerčně dostupné softwarové produkty M-Star [6], STRUREL [7], VaP [8], které usnadňují efektivní zavedení těchto postupů do běžné praxe. Vlastní výpočet pravděpodobnosti tedy není překážkou pro širší využití pravděpodobnostních metod v praxi. Největší nesnázi zůstávají vstupní teoretické modely popisující základní veličiny.

Simulační metodu SBRA [6] (Simulation-Based Reliability Assessment) aplikuje u nás dostupný softwarový produkt M-Star. Účinným produktem je systém STRUREL (STRUctural RELiability System) [7], který používá metody FORM, SORM a různé simulační metody. Systém zahrnuje několik samostatných programů (STATREL, COMREL, SYSREL, NASREL) a je vhodný pro řešení náročných úloh s časově závislými procesy. Uživatelsky velmi přátelský je program VaP, Variable Processor) [8], který vedle metody FORM využívá metody momentové a simulační. Tento program je vhodný pro řešení jednodušších časově nezávislých úloh.

## 8 Metoda FORM a SORM

Podrobný popis jednotlivých metod je uveden v odborné literatuře [15,16] nebo v manuálu k softwaru STRUREL [7]. Stručně se zmíníme o hlavních krocích metody FORM, která je základem pro odvození pravděpodobnostních ukazatelů metody dílčích součinitelů. Nejdůležitější kroky výpočtu pravděpodobnosti  $P_f$  jsou:

- transformace základních veličin  $\mathbf{X}$  na normované náhodné veličiny  $\mathbf{U}$  a odpovídající transformace meze porušení  $g(\mathbf{X})=0$  na  $g(\mathbf{U})=0$
- mez porušení  $g(\mathbf{U}) = 0$  se aproximuje lineární funkcí (tečnou rovinou) v návrhovém bodě  $\mathbf{u}_d$ , což je bod na mezi porušení  $g(\mathbf{U}) = 0$  nejbližší počátku
- stanoví se vzdálenost  $\beta$  návrhového bodu  $\mathbf{u}_d$  od počátku a stanoví se pravděpodobnost poruchy  $p_f = \Phi_U(-\beta)$

Metoda SORM se od metody FORM v zásadě odlišuje tím, že se mez porušení  $g(\mathbf{U})=0$  aproximuje v návrhovém bodě  $\mathbf{x}_d$  kvadratickou funkcí. V obvyklých případech se výsledky obou metod příliš neliší.

Návrhový bod  $\mathbf{x}_d$  původních veličin  $\mathbf{X}$  je podle metody FORM dán vztahem

$$\Phi_{X_i}(x_{id}) = \Phi_U(-\alpha_i\beta) \quad (32)$$

kde  $\Phi_{X_i}(x_{id})$  je distribuční funkce původní proměnné  $X_i$ ,  $\Phi_U$  je normovaná distribuční funkce normálního rozdělení. Pro  $\alpha_i > 0$  (odolnosti) návrhové body odpovídají dolním kvantilům, pro  $\alpha_i < 0$  (zatížení) návrhové body odpovídají horním kvantilům.

V Eurokódu [1] se uplatňuje tak zvaná metoda návrhových hodnot (viz přehled na obr. 8), která vychází z podmínky

$$g(\mathbf{x}_d) = g(x_{1d}, x_{2d}, \dots, x_{nd}) > 0 \quad (33)$$

kde návrhové body  $x_{id}$  jednotlivých základních veličin  $X_i$  jsou závislé na typu rozdělení a parametrech veličiny, na citlivostních (váhových) součinitelích  $\alpha_i$ , které vyplývají z výpočtu metodou FORM a na indexu spolehlivosti  $\beta$ . Hodnoty součinitelů  $\alpha_i$ , doporučené pro účely tvorby norem, jsou uvedeny v tab. 3 (viz též dokumenty [1,3]).

 Tab. 3 Doporučené hodnoty součinitelů  $\alpha_i$ 

Základní veličina $X_i$	Doporučený váhový součinitel $\alpha_i$
odolnosti, hlavní	0,8
odolnosti, vedlejší	$0,4 \times 0,8 = 0,32$
zatížení, hlavní	-0,7
zatížení, vedlejší	$-0,4 \times 0,7 = -0,28$

V souladu s EN 1990 [3] se dílčí součinitele  $\gamma_i$  základních veličin  $x_i$  s nepříznivým vlivem na  $P_f$ , pro které součinitele  $\alpha_i < 0$  (zvyšující účinek zatížení), stanoví ze vztahu

$$\gamma_i = x_{id} / x_{ik} \quad (34)$$

u veličin s příznivým vlivem na  $P_f$ , pro které  $\alpha_i > 0$  (zvyšující odolnost), ze vztahu

$$\gamma_i = x_{ik} / x_{id} \quad (35)$$

Takto definované dílčí součinitele  $\gamma_i$  jsou zpravidla větší než 1. Podrobný postup uplatnění dílčích součinitelů při ověřování spolehlivosti stavebních konstrukcí je uveden přímo v dokumentech [1,2,3] a v příručce [11].

 Tab. 4 Základní veličiny  $d, f_y$  a  $F$  z příkladu 6

Veličina $X$	Typ rozdělení	Průměr $\mu_X$	Směr. od. $\sigma_X$	Součinitel $\alpha_X$	Návrhové hodnoty $x_d$ teoretické	Návrhové hodnoty $x_d$ doporučené
$D$	Normální	30	3	0,878	20,0	20,8
$f_y$	lognorm.	290	25	0,275	263,5	260,8
$F$	Gumbel.	70	7	-0,391	81,5	91,7

Index spolehlivosti stanovený metodou FORM s využitím programu VaP [8] je  $\beta = 3,85$ . Návrhové hodnoty  $X_d$  se za předpokladu  $\beta = 3,85$  vypočítají na základě doporučených hodnot váhových součinitelů  $\alpha_X$  podle tabulky 4. Průměr tyče  $d$  je zřejmě hlavní veličina odolnosti, takže z rovnice (18) plyne

$$d_d = \mu(1 - \alpha\beta V_d) = 30(1 - 0,8 \times 3,85 \times 0,1) = 20,8 \text{ mm}$$

Mez kluzu  $f_y$  je v tomto příkladu nedominantní veličina odolnosti, takže ze vztahu pro kvantil lognormálního rozdělení (viz příspěvek o kvantilech) plyne

$$f_{y,d} \cong \mu \exp(-\alpha \times \beta \times V_f) = 290 \times \exp(-0,32 \times 3,85 \times 0,086) = 260,8 \text{ kN}$$

Síla  $F$  je hlavní veličina zatížení, takže ze vztahu pro kvantil Gumbelova rozdělení (viz příspěvek o kvantilech) plyne

$$F_d \cong \mu_F - (0,45 + 0,78 \ln(-\ln(p))) \sigma_F = 70 - (0,45 + 0,78 \times \ln(-\ln(\Phi^{-1}(0,7 \times 3,85)))) \times 7 = 91,7 \text{ kN}$$

Z uvedených výsledků je patrná dobrá shoda teoretických a doporučených hodnot. Jestliže se charakteristická hodnota zatížení rovná průměru (což se předpokládá u vlastní tíhy)  $F_k = \mu_k = 70 \text{ kN}$ , pak dílčí součinitel  $\gamma_F$  pro veličinu zatížení  $F$  vyplývá ze vztahu (34)

$$\gamma_F = F_d / F_k = 91,7 / 70 = 1,31$$

Poznamenáme, že kalibrace dílčích součinitelů  $\gamma$  se opírá o velké množství obdobně stanovených hodnot.

## 9 Přehled spolehlivostních metod podle Eurokódů

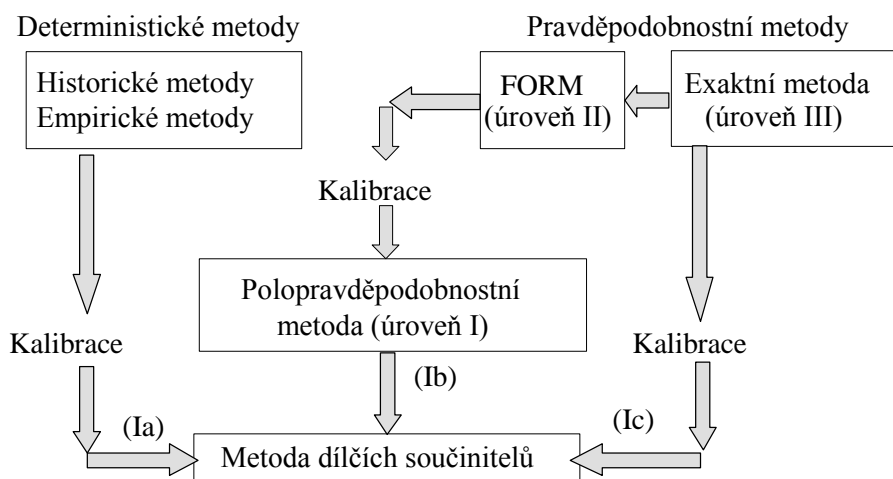
Velké množství různých pravděpodobnostních postupů a jejich modifikací vedlo ke klasifikaci těchto metod do tří základních úrovní od nejvyšší k nejnižší (viz též obr. 8):

- úroveň III zahrnuje postupy přesné integrace a stanovení pravděpodobnosti pro celý konstrukční systém na základě teoretických modelů základních veličin;
- úroveň II se opírá o stanovení pravděpodobnosti poruchy ve vybraných návrhových bodech na mezi porušení, které jsou vyhledány iteračními postupy (FORM);
- úroveň I se omezuje na ověření spolehlivosti prvků na základě návrhových hodnot základních veličin.

Poloprávděpodobnostní metoda úrovně I (označovaná také jako metoda návrhových hodnot) je nejdůležitějším základem současných metod dílčích součinitelů, které se uplatňují v Eurokódech i jiných mezinárodních předpisech ISO. Poznamenáme, že v ČR byla metoda dílčích součinitelů zaváděna již po druhé světové válce, avšak bez přímé návaznosti na pravděpodobnostní postupy. Uvedená klasifikace pravděpodobnostních metod se uvádí také v přehledu spolehlivostních metod v EN1990 [1], kde je rovněž uveden diagram na obr. 8, který zachycuje návaznosti jednotlivých metod a jejich vztah k metodě dílčích součinitelů.

Podle obr. 8 mohou být tedy ukazatele spolehlivosti metody dílčích součinitelů získány trojím způsobem:

- (Ia) kalibrací z historických a empirických metod;
- (Ib) zjednodušenou metodou FORM prostřednictvím poloprávděpodobnostní metody (metody návrhových hodnot);
- (Ic) kalibrací z pravděpodobnostních metod.



Obr. 8. Přehled spolehlivostních metod.

Současná generace Eurokódů se opírá především o metodu (Ia) s úpravami podle metody (Ic). Metoda návrhových hodnot (Ib) se uplatňuje především při navrhování pomocí zkoušek nebo ověřování spolehlivosti existujících konstrukcí.

Závěrem uvedme, že rozbor spolehlivosti se může buď omezit na jeden prvek nebo může zahrnovat konstrukční systém jako celek. Rozbor spolehlivosti systémů je samostatný obor teorie spolehlivosti, pro který byl zpracován softwarový produkt SYSREL, který je součástí souboru programů STRUREL [7].

## Návrh ocelového prvku

### 10 Obecné vztahy

Obecná metodika JCSS [10] i některé nedostatky pravděpodobnostních metod jsou patrné z příkladu návrhu ocelového prvku (obr. 9), který je zobecněním jednoduchého příkladu 1 – ocelového táhla. Stejně jako v příkladu 1 se předpokládá, že odolnost (únosnost) kruhové tyče o průměru  $d$  je dána vztahem  $R = \pi d^2 f_y / 4$ , kde  $f_y$  je mez kluzu. Táhlo přenáší nyní dvě zatížení, stálé  $G$  a proměnné  $Q$  (viz obr. 9); účinek zatížení je tedy  $E = G + Q$ . Podobně jako v příkladu 1 se předpokládá, že porucha nastane, jestliže platí

$$g(\mathbf{X}) = g(d, f_y, G, Q) = \pi d^2 f_y / 4 - (G + Q) < 0 \quad (32)$$

Funkce mezního stavu tedy zní

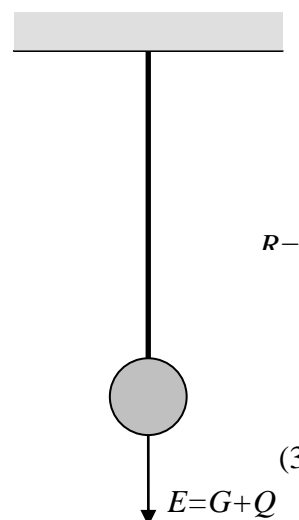
$$g(\mathbf{X}) = g(d, f_y, G, Q) = \pi d^2 f_y / 4 - (G + Q) = 0 \quad (33)$$

Kromě deterministických konstant ( $\pi$  a  $d$ ) vystupují v příkladu pouze tři základní (náhodné) veličiny: mez kluzu  $f_y$  (zahrnuje geometrické odchylky), zatížení  $G$  a  $Q$ . Pro tyto veličiny je třeba stanovit vhodné modely popisující jejich náhodné vlastnosti. Připomeneme, že mezní stav je zde definován jako dosažení meze kluzu  $f_y$ , což je všeobecně přijímané zjednodušení, které však nemusí odpovídat přetržení táhla.

V souladu s obecnou metodikou JCSS [10] se funkce mezního stavu (4) doplní o součinitele modelových nejistot, jimiž se násobí odolnost a účinek zatížení. Zobecněný tvar rovnice (3) je pak ve tvaru

$$g(\mathbf{X}) = g(f_y, G, Q, \theta_E, \theta_R) = \theta_R A f_y - \theta_E (G + Q) = 0 \quad (36)$$

V porovnání s předchozími příklady 1 až 4 vystupuje v rovnici (36) místo jedné síly  $F$  dvě zatížení  $G$  a  $Q$ , a navíc ještě součinitele modelových nejistot odolnosti  $\theta_R$  a účinku zatížení  $\theta_E$ . Navrhovaný parametr  $A$  [ $\text{m}^2$ ] je deterministická (nenáhodná) veličina, která popisuje geometrické údaje prvku. Je zřejmé, že zobecněná funkce mezního stavu (34) popisuje nejen táhlo na obr. 9, ale řadu dalších ocelových prvků. Veličiny  $G$  a  $Q$  i navrhovaný parametr  $A$  pak mohou mít jiné jednotky než v případě táhla, a proto se předpokládá, že je



Obr. 9. Táhlo.

vztah (36) vhodným součinitelem upraven na bezrozměrný tvar, a jednotky se tedy dále neuvádějí.

## 11 Návrh metodou dílčích součinitelů

Připomeňme si postup stanovení navrhovaného parametru  $A$  metodou dílčích součinitelů. Podle zásad uvedených v EN 1990 [3] se navrhovaný parametr  $A$  stanoví na základě jednoduchého vztahu

$$A = \frac{\gamma_G G_k + \gamma_Q Q_k}{f_{yk}/\gamma_s} \quad (37)$$

kde index „k“ označuje charakteristické hodnoty příslušných veličin a součinitele  $\gamma_G$  ( $= 1,35$ ),  $\gamma_Q$  ( $= 1,5$ ) (hodnoty v závorkách jsou doporučeny v EN 1990 [3]) a  $\gamma_s$  ( $= 1,15$ , hodnota doporučená v ČSN ENV 1993-1-1) jsou dílčí součinitele základních veličin  $G$ ,  $Q$  a  $f_y$ . Poznámáme, že v novém návrhu prEN 1993-1-1 [20] se uvádí hodnota  $\gamma_s = 1,00$ .

Všimněme si, že vztah (37) přihlíží k nejistotám základních veličin  $G$ ,  $Q$  a  $f_y$ , (i k modelovým nejistotám odolnosti a zatížení) prostřednictvím tří dílčích součinitelů  $\gamma_G$ ,  $\gamma_Q$  a  $\gamma_s$ . Náhodné vlastnosti materiálu a zatížení se však při návrhu přímo neuplatní.

## 12 Modely základních veličin

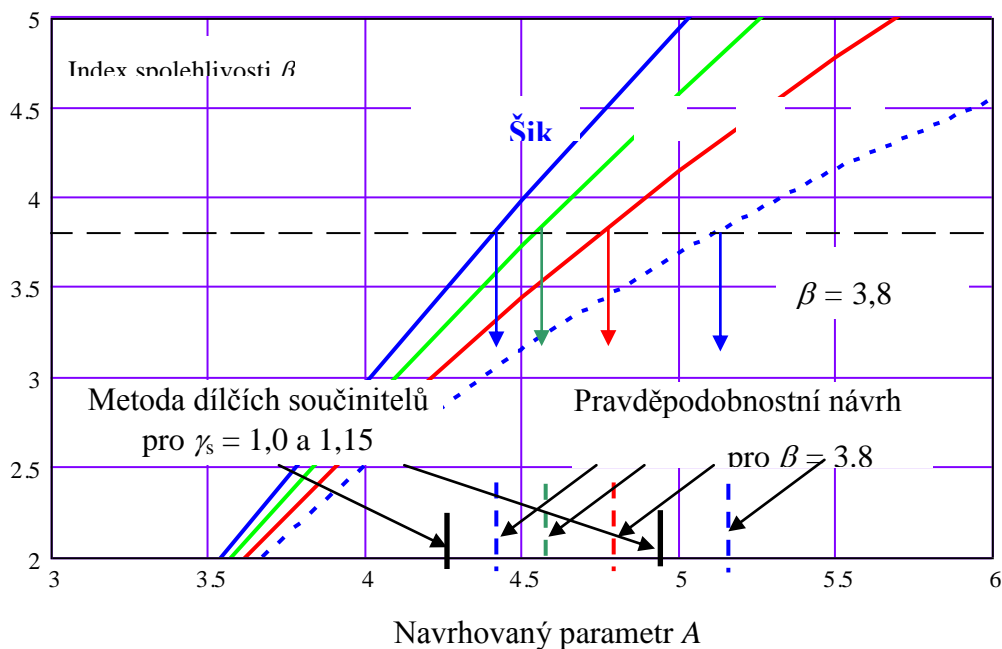
Při pravděpodobnostním návrhu se ověřuje, že pravděpodobnost poruchy  $p_f$  nebo index spolehlivosti  $\beta$  vyhovuje stanoveným normovým (směrným) hodnotám, například  $\beta > 3,8$ . Pravděpodobnostní modely základních veličin  $f_y$ ,  $G$ ,  $Q$ ,  $\theta_E$  a  $\theta_R$ , které jsou zachyceny v tab. 5, odpovídají podkladům JCSS [10]. U meze kluzu  $f_y$  se pro stanovení vlivu šikmosti uvažuje obecné tříparametrické rozdělení se šikmostmi 0 (normální rozdělení), 0,3, 0,6 a 0,9. Všechny čtyři typy rozdělení jsou teoreticky přijatelné a mohou velmi dobře popisovat běžné experimentální výsledky (šikmost 0,9 je však poněkud vysoká).

Tab. 5 Modely základních veličin.

Kategorie veličin	Jméno základní veličiny	Symbol $X$	Rozdělení	Průměr $\mu_X$	Směr.odch. $\sigma_X$
1	Zatížení	Stálé	Normální	$G_k$	$0,10\mu_X$
2		Užitné-50 let	Gamma	$0,6Q_k$	$0,35\mu_X$
3	Materiál	Mez kluzu	Lognormální	$f_{yk} + 2\sigma_X$	$0,10\mu_X$
4	Modelové	Účinek zatížení	Normální	1	0,05
5	nejistoty	Odolnost	Normální	1	0,05

## 13 Pravděpodobnostní návrh

Výsledky parametrické studie pro navrhovanou veličinu  $A$  jsou patrné z obr. 10.



Obr. 10. Index spolehlivosti  $\beta$  v závislosti na parametru návrhu  $A$  pro vybrané šikmosti lognormálního rozdělení meze kluzu  $f_y$  za předpokladu, že působí pouze stálé zatížení  $G$ .

Index spolehlivosti  $\beta$  je znázorněn v závislosti na parametru  $A$  za předpokladu, že působí pouze stálé zatížení  $G$ . Výpočet pravděpodobností byl proveden numerickou integrací s využitím programu MATHCAD a ověřen programem COMREL systému STRUREL [7]. Obr. 10 zřetelně ukazuje, že typ rozdělení meze kluzu  $f_y$  může mít významný vliv na výslednou hodnotu parametru  $A$ . Za předpokladu normálního rozdělení (pro nulovou šikmost) vychází požadovaná hodnota  $A$  téměř o 20 % větší než za předpokladu lognormálního rozdělení se šikmostí 0,9 (s počátkem v bodě v bodě  $\mu_{f_y} - 3,33\sigma_{f_y}$ ).

Je zajímavé, že metoda dílčích součinitelů (vztah (6)) vede pro  $\gamma_s = 1,15$  k hodnotě  $A = 4,9$  (viz obr. 10). Jestliže se však uvažuje dílčí součinitel materiálu  $\gamma_s = 1,0$  (jak uvádí návrh prEN 1993-1-1 [20]), pak vychází pouze hodnota  $A = 4,26$ , která je nižší než výsledky pravděpodobnostního návrhu parametru  $A$  (viz obr. 10).

## Nedostatky pravděpodobnostních metod

Praktické uplatnění pravděpodobnostních metod se střetává s mnohými nedostatky [17], které se postupně odstraňují. Nejdůležitější nedostatky jsou patrné ze vztahu (30) pro výpočet pravděpodobnosti poruchy  $P_f$

- neurčitosti v definici funkce mezního stavu  $g(\mathbf{x})$ ,
- nejistoty teoretických modelů základních veličin  $\mathbf{X}$ ,



- nedostatečný zřetel k následkům poruch.

Popis mezního stavu funkcí  $g(\mathbf{x})$  je vždy jen aproximací skutečného chování konstrukce ve skutečných podmínkách. Stejně tak teoretické modely popisující náhodné vlastnosti základních veličin a jejich interakce je třeba pokládat za přibližné. To se zejména týká časově závislých (proměnných) zatížení a jejich kombinací. Dostupné modely, které se opírají o rozdělení referenčního časového intervalu na konečný počet úseků s konstantními hodnotami jednotlivých základních veličin, jsou opět pouze aproximací.

První dva nedostatky jsou jedním z důvodů, proč se skutečná frekvence poruch liší od stanovené pravděpodobnosti  $P_f$  a proč se veličiny  $P_f$  a  $\beta$  někdy považují za "formální" (notional) ukazatele spolehlivosti (v souvislosti se záměrem stanovit konvenční či normalizované modely běžných základních veličin). Takové pojetí však zpochybňuje smysl pravděpodobnostní optimalizace, která by umožnila racionální stanovení návrhové (směrné) hodnoty  $P_d$  potřebné pro omezení pravděpodobnosti poruchy  $P_f$  ( $P_f < P_d$ ). Proto se v poslední době ožívuje snaha o zdokonalení teoretických modelů základních veličin [10], popřípadě snaha kodifikovat (normalizovat) modely důležitých veličin.

Třetí nedostatek, který se týká nedostatečného zřetele k následkům poruch, se projevuje pochybnostmi o požadované úrovni spolehlivosti, tj. o návrhové hodnotě  $P_d$ . Částečně tento nedostatek řeší zásady diferenciacce spolehlivosti, které rámcově přihlížejí k následkům nepříznivých jevů [1,2,3] (dokument ISO [1] uvádí podrobnější pokyny než Eurokód EN 1990 [3]). Podobné zásady diferenciacce spolehlivosti uvádí rovněž český předpis ČSN 73 0031 [4]. Ve všech případech jde však o poněkud obecné a vágní návody, které není snadné zdůvodnit pro konkrétní podmínky u jednotlivých projektů. Slibné řešení lze očekávat od intenzivního rozvoje metod rizikového inženýrství, které se snaží doplnit současné pravděpodobnostní postupy o stanovení a hodnocení následků (rizik jako součinu pravděpodobnosti a následků) nepříznivých jevů [15,16,17].

## Závěrečné poznámky

Platné mezinárodní předpisy ISO, EN i normy ČSN již řadu let uvádějí možnost použití pravděpodobnostních metod teorie spolehlivosti při ověřování funkční způsobilosti stavebních konstrukcí. Efektivní zavedení těchto postupů do běžné praxe umožňuje rovněž prudký rozvoj pravděpodobnostních metod a řada komerčně dostupných softwarových produktů (např. M-Star, STRUREL, VaP).

Současné pravděpodobnostní metody navrhování však stále trpí některými nedostatky, mezi něž patří neurčitosti v definici funkce mezního stavu, nejistoty pravděpodobnostních modelů základních veličin a nedostatečný zřetel k následkům poruch. Některé nejistoty je obtížné, ne-li nemožné popsat teoreticky, jiné trpí nedostatkem experimentálních dat. Proto je třeba postupovat obezřetně a využít obecné návody zpracované mezinárodní organizací JCSS (dostupné na internetu), které uvádějí rovněž apriorní pravděpodobnostní modely základních veličin.

Příklad jednoduchého ocelového prvku ukazuje, že teoreticky přijatelné předpoklady o rozdělení meze kluzu mohou významně ovlivnit výsledek pravděpodobnostního návrhu (až o 20 %). Při aplikaci pravděpodobnostních metod je proto třeba prověřit, popř. aktualizovat použité modely základních veličin s ohledem na dostupná experimentální data; zejména je třeba přezkoumat definiční obor rozdělení (dolní, horní mez) a šikmost.



Další zdokonalení současných metod ověřování spolehlivosti konstrukcí poskytují metody rizikového inženýrství, které se snaží přihlížet k širšímu okruhu nejistot, než umožňují současné pravděpodobnostní postupy, i k následkům nepříznivých jevů. Lze proto oprávněně předpokládat, že pravděpodobnostní postupy navrhování konstrukcí se budou postupně doplňovat o kritéria přijatelných (optimálních) rizik.

*Tento příspěvek vznikl při řešení výzkumného záměru CEZ 210000029 „Spolehlivost a rizikové inženýrství technických systémů“.*

## Literatura

- [1] ISO 2394 General principles on reliability for structures, ISO 1998.
- [2] ISO 13822 Basis for design of structures - Assessment of existing structures, 2001.
- [3] EN 1990 Eurocode - Basis of structural design. CEN 2002.
- [4] ČSN 730031 Spolehlivost stavebních konstrukcí a základových půd. Základní ustanovení pro výpočet. ČSNI 1977, změna a) 1983.
- [5] ČSN 731401 Navrhování ocelových konstrukcí, ČSNI 1998.
- [6] MAREK, P., GUŠTAR, M., ANAGOS, T. Simulation Based Reliability Assessment for Structural Engineers, CRC Press, Inc., Boca Raton, Florida, 1995
- [7] STRUREL, Reliability Consulting Programs, RCP MUNICH, 1999.
- [8] VaP, Variable Processor, version 1.6, ETH Zurich, 1997.
- [9] JCSS: Background documentation, Part 1 of EC 1 Basis of design, 1996.
- [10] JCSS: Probabilistic model code. JCSS working materials, <http://www.jcss.ethz.ch/>.
- [11] GULVANEŠSIAN, H. – CALGARO, J.-A. – HOLICKÝ, M.: Designer's Guide to EN 1990, Eurocode: Basis of Structural Design; Thomas Telford, London, 2002, ISBN: 07277 3011 8, 192 pp.
- [12] EN 1991-1-1 Eurocode 1 Actions on structures. Part 1-1 General actions. Densities, self-weight, imposed loads for buildings, CEN, 2002
- [13] HOLICKÝ, M. – MARKOVÁ J. Reliability of Concrete Elements Designed for Alternative Load Combinations Provided in Eurocodes. Acta polytechnica, 2003/1.
- [14] HOLICKÝ, M. Fuzzy Probabilistic Optimisation of Building Performance. Automation in Construction, V. 8/4, 1999, pp. 437- 443.
- [15] MELCHERS R.E. Structural Reliability Analysis and Prediction. John Wiley & Sons, Chichester, 1999, 437 p.
- [16] STEWARD M.S. & MELCHERS R.E. Probabilistic Risk Assessment of Engineering System. Chapman & Hall, London, 1997, 274 p.
- [17] ELLINGWOOD B.R. Probability-Based Structural Design: Prospect for Acceptable Risk Bases. Application of Statistics and Probability Icas 8. Balkema Rotterdam, 1999, pp. 11-18.
- [18] HOLICKÝ, M. & SCHLEICH J.-B. Fire Safety Assessment using Bayesian Causal Network. Foresight and Precaution Conference, Edinburgh, May 2000.
- [19] HOLICKÝ, M.: Prospects for Advanced Engineering Design Based on Risk Assessment; Acta Polytechnica, Vol. 41, No. 4-5/2001; ISSN: 1210-2709; pp. 8-12.
- [20] prEN 1993-1-1 Eurocode 3 Design of steel structures. Part 1-1 General rules. Stage 34, CEN TC 250/SC3, 2002.

---

**Prof. Ing. Milan Holický, DrSc.**

✉ ČVUT v Praze, Kloknerův ústav, Šolínova 7, 166 08 Praha 6



224 353 842



602 347 609



holicky@klok.cvut.cz

URL

www.cvut.cz





# POSUZOVÁNÍ SPOLEHLIVOSTI STÁVAJÍCÍCH KONSTRUKCÍ DOPRAVNÍCH STAVEB

*Prof. Ing. Hynek Šertler, DrSc., Dopravní fakulta Jana Pernera, Univerzita Pardubice*

## Úvod

Současný stav zejména ocelových mostních konstrukcí v důsledku zanedbanosti údržby je neradostný [1]. I když se podařilo v rámci rekonstrukce prvního koridoru přestavět celou řadu přestárých a nevyhovujících mostů, je počet nevyhovujících mostů v síti ČD tak velký, že to vede stále k většímu rozsahu pomalých jízd a tím ke zpomalování dopravy a ke snižování výkonnosti tratí. Se špatným stavem mostů bezprostředně souvisí i bezpečnost provozu. Některé případy vážných poruch, které se v poslední době vyskytly a které jen díky včasným zásahům udržovacích složek DDC nevedly k vážnějším nehodám, jsou varující. Nedostatek finančních prostředků neumožní ani v blízké budoucnosti tento problém řešit. Bude proto třeba hledat cesty, jak prodloužit životnost stávajících mostů, aniž by tím byla ohrožena bezpečnost provozu. Prvním předpokladem pro splnění tohoto úkolu je určit spolehlivost provozovaných mostů s ohledem na jejich udržovací stav, stáří i vytížení provozem. Dalším úkolem je zjistit zbytkovou životnost konstrukcí, popřípadě rozsah oprav, nutných k jejímu prodloužení.

## 1. Současný stav

Stanovení únosnosti stávajících mostních konstrukcí podle platných předpisů [2] je založeno na deterministickém přístupu. I když tyto předpisy formálně vycházejí z metodiky mezních stavů, má ve skutečnosti určení jak materiálových, tak i zatěžovacích a geometrických vlastností charakter deterministických hodnot. Podklady k této normě byly zpracovány kolektivem pracovníků katedry mostů a stavebních konstrukcí Stavební fakulty Vysoké školy dopravy a spojů v Žilině, jejímž členem autor tohoto příspěvku tehdy byl. Pokud se týče mezního stavu únosnosti, směřuje přepočtová norma především k výpočtu *zatížitelnosti* jednotlivých konstrukčních prvků a spojů, přičemž *zatížitelnost* konstrukce je dána nejmenší *zatížitelností* jejích prvků. *Zatížitelností* se rozumí poměr rezervy únosnosti konstrukce pro nahodilé krátkodobé zatížení k účinkům smluvního krátkodobého nahodilého zatížení, kterým je zpravidla zatěžovací vlak UIC 71. *Zatížitelnost* sloužila pro zatřídění mostů a pro stanovení přechodnosti aktuálního provozního zatížení po mostě. Dnes je výpočet přechodnosti plně zautomatizován pomocí výpočtové techniky programem CASANDRA, vytvořeným pracovníky SUDOP Praha [3]. V poslední době se otevřela možnost masového použití výpočtové techniky při přepočtech konstrukcí. Z tohoto úhlu pohledu se jeví současná norma pro přepočty mostních konstrukcí jako zastaralá.



## 2. Nové trendy v posuzování spolehlivosti

Veškeré parametry vstupující do výpočtu jsou v e skutečnosti náhodně proměnné veličiny. Je tedy i spolehlivost náhodně proměnná veličina, kterou můžeme stanovit jen s určitou pravděpodobností. Toto poznání vedlo k nutnosti opustit deterministické metody při posuzování konstrukcí a nahradit je metodami pravděpodobnostními.

Akceptace pravděpodobnostní koncepce je zásadním zlomem v navrhování a posuzování konstrukcí, nahrazující součinitele bezpečnosti, které byly stanoveny na základě zkušeností a byly ovlivněny teoretickou fundovaností a konstrukčním citem odborníků, pravděpodobností poruchy, popřípadě indexem spolehlivosti. Jejich návrhové hodnoty můžeme určit z míry rizika porušení konstrukce, kterou při návrhu konstrukce připustíme.. Výklad metody s četnými příklady navrhování konstrukčních prvků najde čtenář např. v [4]

Rezerva spolehlivosti  $G(t)$ , která je funkcí času a má charakter náhodně proměnné veličiny, závislé na vektoru náhodně proměnných parametrů se většinou zavádí v rozdílovém tvaru podle vztahu, kumulujících množinu parametrů do dvou skupin z nichž první vyjadřuje odolnost konstrukce a druhá odezvu konstrukce na zatížení.

$$G(t) = R(t) - S(t) \geq 0 \quad (1)$$

Odezva na zatížení, reprezentovaná parametrem  $S(t)$  má zpravidla několik složek různé intenzity, rozptylu a významnosti. Např. u mostních konstrukcí je můžeme rozdělit na zatížení stálé s velmi malým rozptylem, zatížení nahodilé dlouhodobé, jehož rozptyl je větší, zatížení nahodilé krátkodobé (vozidla) a zatížení vyplývající z působení vnějšího prostředí (sníh, vítr, tepelné změny) s rozptylem značně větším. U železničních mostů převládá co do intenzity zatížení krátkodobé nahodilé  $S_T(t)$ , které proto můžeme vydělit z ostatního zatížení. Potom můžeme psát

$$S(t) = \sum S_i(t) + S_T(t) \quad (2)$$

Odolnost  $R(t)$  závisí na pevnostních charakteristikách, geometrických charakteristikách příčného řezu konstrukčních prvků, na degradaci materiálu vlivem prostředí a na udržovacím stavu konstrukce. U tlačených prvků v případě, že snížení odolnosti v důsledku vzpěru a lokálního boulení dílčích stěn vyjadřujeme redukčními součiniteli je odolnost funkcí náhodně proměnných geometrických i strukturálních imperfekcí. Je ji možno regulovat údržbou a opravami.

Dosadíme-li (2) do (1), dostaneme po úpravě

$$z_T = [R(t) - \sum S_i(t)] / S_T(t) \geq 1 \quad (3)$$

Tento výraz, který je základní charakteristikou při posuzování stávajících konstrukcí je v [5] označen jako provozní zatížitelnost a jeho podrobnou analýzou se zabýval výzkumný tým katedry dopravní infrastruktury DFJP Univerzity Pardubice. Tento pojem je nutno odlišit od zatížitelnosti obvykle užívané v normách, která je založena na deterministickém přístupu a je vztažena k normalizovanému zatížení, např. zatěžovacímu vlaku UIC 71.



Jako míra spolehlivosti se obvykle používá pravděpodobnost poruchy, nebo index spolehlivosti.

Kritériem spolehlivosti je v tomto případě podmínka

$$P_f < P_{fd} \quad \text{popřípadě} \quad \beta \geq \beta_d \quad (4)$$

kde  $P_{fd}$  je návrhová pravděpodobnost poruchy, závisící na významnosti konstrukce a důsledcích případné havárie, na plánované době života, popř. zbytkové životnosti, na druhu poruchy u stávajících konstrukcí a na hustotě a kvalitě prohlídek,  $\beta_d$  je návrhový index spolehlivosti, závisící na podobných okolnostech, jako návrhová pravděpodobnost poruchy. Index spolehlivosti se používá častěji než pravděpodobnosti poruchy pro svou názornost a praktičnost.

Pro vlastní simulaci rezervy spolehlivosti podle výrazu (1), popř.(3) se nejčastěji používá metoda MONTE-CARLO. Její nevýhodou je fakt, že vyžaduje značně velké množství simulací, což může činit potíže při složitějších výpočetních modelech a při velmi malých hodnotách pravděpodobnosti poruchy. Výhodnější je pro tyto případy metoda LHS (*Latin Hypercube Sampling*), publikovaná např.[6].

**Plně pravděpodobnostní metody** tvoří vyšší úroveň teorie spolehlivosti, a používají se hlavně pro výzkumné úlohy. Je možno dosáhnout úspornějšího návrhu, protože polopravděpodobnostní metody dále popsané jsou vždy na straně bezpečné. K dokonalosti tyto metody dovedl Marek [4] a jeho spolupracovníci. Vzhledem k současnému trendu nárůstu využívání i vysoce výkonné výpočetní techniky mezi uživateli, lze předpokládat v brzké době rozšíření této metody i v praxi. Naše univerzita připravuje v současné době pro potřeby správních orgánů ČD uživatelský program pro výpočet provozní zatížitelnosti založený na plně pravděpodobnostní koncepci.

Podle druhu porušení prokazujeme spolehlivost porušení houževnatým lomem s předcházejícími značnými trvalými deformacemi, porušení vysokocyklovou popř. nízkocyklovou únavou, porušení křehkým lomem. Bezpečnost proti porušení houževnatým lomem prokazujeme při výpočtu prvního mezního stavu, t.j. mezního stavu únosnosti a při stanovení provozní zatížitelnosti. Pro výpočet životnosti, popř. zbytkové životnosti a intervaly prohlídek vycházíme zpravidla z porušení únavou [7].

**Polopravděpodobnostní metody** tvoří přechod mezi deterministickými a plně pravděpodobnostními metodami. Využívají formální postup a některé pojmy, známé z deterministických metod. Jsou tedy výhodné zvláště pro inženýrskou praxi. Polopravděpodobnostní přístup byl všeobecně akceptován při tvorbě euronorem a je znám jako metoda parciálních součinitelů spolehlivosti. Některé výpočtové postupy, ve snaze co nejvíce zjednodušit výpočet, redukuje počet parciálních součinitelů spolehlivosti na jeden, čímž se formálně výpočet převádí na výpočet podle stupně bezpečnosti. Součinitel spolehlivosti má ale v tomto případě kvalitativně vyšší úroveň, protože byl určen s využitím pravděpodobnostních metod

### 3. Zvláštnosti stávajících mostních konstrukcí

Při návrhu nových konstrukcí je míra nejistoty mnohem větší než u konstrukcí v provozu. Hlavní odlišnosti přepočtů stávajících konstrukcí od návrhu nových konstrukcí jsou tyto:



- Jejich materiálové vlastnosti i udržovací stav, odezvu na zatížení, jakož i provozní podmínky můžeme určit mnohem přesněji měřením, diagnostikou a inspekcemi. Zde je rozhodující kvalita inspekce a časový interval mezi jednotlivými prohlídkami, což musíme při přepočtu zohlednit. Při náročnějších přepočtech můžeme odebrat vzorky materiálu a stanovit zkouškami jejich mechanické vlastnosti. Pokud známe rok výroby a výrobce mostní konstrukce, můžeme využít výsledky zkoušek z analogických, dříve sledovaných objektů.
- Mnohem přesněji můžeme modelovat konstrukci se zohledněním defektů a případnou změnou vazeb a uložení.
- Časový interval, na který konstrukci posuzujeme, je mnohem kratší než návrhová životnost u nových konstrukcí. Zatím co nové konstrukce navrhujeme ve smyslu (*ENV,1993*) na dobu 100 roků, přepočet provádíme na dobu omezenou. Zpravidla je to doba mezi dvěma hlavními prohlídkami tak, abychom mohli výsledky přepočtu aktualizovat na základě výsledků inspekce. Rozptyl návrhových parametrů za celou dobu životnosti konstrukce bude tedy mnohem větší než pro dobu platnosti přepočtu.
- Na druhé straně vznikají další nejistoty, související s přesností měření a počtem odebraných vzorků. Analýzou tohoto fenoménu se zabývá [8]. Z analýzy vyplývá, že zejména malý počet vzorků vede ke značnému nárůstu koeficientu spolehlivosti materiálu

Tyto okolnosti vedou k tomu, že nemůžeme zcela použít výpočetní postupy pro nové konstrukce. To znamená, že je možno použít nižší návrhové pravděpodobnosti poruchy nebo vyšší návrhový index spolehlivosti. Zajímavým příspěvkem k této problematice je [9]. Návrhový index spolehlivosti stávající konstrukce  $\beta_e$  je možno stanovit z návrhového indexu spolehlivosti pro novou konstrukci podle vztahu:

$$\beta_e = \beta_d - \Delta \geq 2,0 \quad (5)$$

kde

$$\Delta = \Delta_C + \Delta_S + \Delta_I + \Delta_R$$

$\Delta_C$  vyjadřuje chování komponentů s těmito hodnotami

0,0- náhlá ztráta únosnosti bez varování

0,25- s malým varováním ale s jistou kapacitou únosnosti po vzniku poruchy

0,5 -postupná porucha s varováním

$\Delta_S$  vyjadřuje chování systému

0,0- porucha prvku vede k totálnímu kolapsu

0,25- porucha prvku pravděpodobně nevede k totálnímu kolapsu

0,5 - porucha prvku vede jen k lokální poruše

$\Delta_I$  vyjadřuje úroveň prohlídek

-0,25- Prvek není prohlížen,

0,0- prvek je pravidelně prohlížen

0,25-kritická komponenta je prohlížena odborníkem

 $\Delta_E$  vyjadřuje kategorii rizika

0,0- všechny kategorie zatížení s výjimkou kontrolovaného přetížení

0,5-kontrolované přetížení

Protože v Kanadě je pro mosty  $\beta_d=3,5$ , vyskytuje se  $\beta_e$  v intervalu 1,75 po 3,75. K Podobného výsledku bylo dosaženo v rámci výzkumné úlohy, řešené ve spolupráci Univerzity Pardubice a Žilinské univerzity [5]. Vycházelo se z předpokladu, že konstrukce bude pravidelně prohlížena. Za předpokladu, že čase  $t$  ( $t \leq T$ , kde  $T$  je životnost konstrukce) byla provedena prohlídka mostní konstrukce s pozitivními výsledky, byl odvozen s použitím podmíněné pravděpodobnosti vztah pro pravděpodobnost poruchy  $P_{fu}$  index spolehlivosti  $\beta_u$  pro zbytkovou životnost ( $t \leq T$ ) v závislosti na  $t$ .

$$P_{fu} = 1 - \frac{P_f(T) - P_f(t)}{1 - P_f(t)}$$

$$\beta_u = -\Phi^{-1}(P_{fu})$$

(6)

kde  $P_f(T)$ ,  $P_f(t)$  jsou pravděpodobnosti poruch v časech  $T, t$ . Iterací je potom možno zjistit návrhový index spolehlivosti  $\beta_t$  pro zbytkovou životnost se

Parametrickými studiemi bylo zjištěno, že pro hlavní nosné konstrukce se  $\beta_t$  pohybuje v intervalu 3,8 až 2,5.

***Vliv degradace a modelování poruch***

Nepříznivý vliv provozu se může projevit změnou celkové geometrie a úložných podmínek konstrukce, což je třeba respektovat při konstrukci výpočetních modelů pro globální analýzu. Ke změně geometrie dochází často v poddolovaném území, popřípadě v důsledku přírodních katastrof. Změna geometrie se nepříznivě projeví například u torzně tuhých konstrukcí nárůstem sekundárních kroutících momentů a uvolňováním ložisek u tlačných prvků nárůstem geometrických imperfekcí, snižujících odolnost. Tyto vlivy je možno zavést do výpočtu použitím teorie druhého řádu. Degradaci materiálu, zejména oslabení korozi je nutno při globální analýze respektovat jen při plošné korozi, postihující větší část vyšetřovaného prvku. Lokální oslabení korozi je naopak nutno respektovat při vyšetřování napjatosti. V [10] je vliv degradace materiálu vyjádřen časovou změnou střední hodnoty  $m_{1(t)}$  a směrodatné odchylky  $s_1(t)$  odolnosti konstrukce.

$$m_1(t) = m_1 - (t/T) \cdot (0,01k_{m_1})^{1/T} \quad \text{resp.} \quad s_1(t) = s_1 + (t/T) \cdot (0,01k_{s_1})^{1/T} \quad (7)$$

Podstatně mohou ovlivnit tvorbu výpočetních modelů změny v uložení konstrukcí. Nepříznivě se může projevit omezení volného pohybu u pohyblivých ložisek, popřípadě dosednutí

čela konstrukce na závěrné zídky. V tomto případě je při modelování nutno začlenit i vliv interakce konstrukce a podpěr.

Při výpočtu konstrukcí na únavu a zbytkovou životnost je třeba věnovat mimořádnou pozornost modelování lokálních poruch, zvláště při použití teorie mechaniky lomu.

#### 4. Příklady evaluace stávajících mostů

Spolehlivost stávajících mostních konstrukcí se stala námětem řešení výzkumné úlohy v rámci GA ČR, zpracovávané kolektivem pracovníků katedry dopravní infrastruktury DFJP Univerzity Pardubice. Výsledky byly prezentovány na jiných fórech [11],[12] jsou zde proto uvedeny jen některé hlavní výsledky. Byly specifikovány zvláštnosti pravděpodobnostního přístupu při posuzování stávajících konstrukcí, bylo analyzováno provozní zatížení na vybrané železniční trati snímkováním skutečného zatížení v období jednoho týdne, přičemž byl využit systém CEVIS, používaný u ČD, byla provedena matematická simulace provozní zatížitelnosti podle (3) s využitím metody MONTE-CARLO. Bylo zjištěno, že v určitých případech je možno novým přístupem oproti dosavadnímu deterministickému pojetí dosáhnout úspor až 20 %. Úskalím metody je zatím nedostatečná databáze vstupních údajů pro statistické vyhodnocení. Pro ilustraci zde vybíráme dva příklady, řešené na katedře v rámci výzkumu v poslední době:

##### 4.1 Řešení provozní zatížitelnosti vybraného mostu

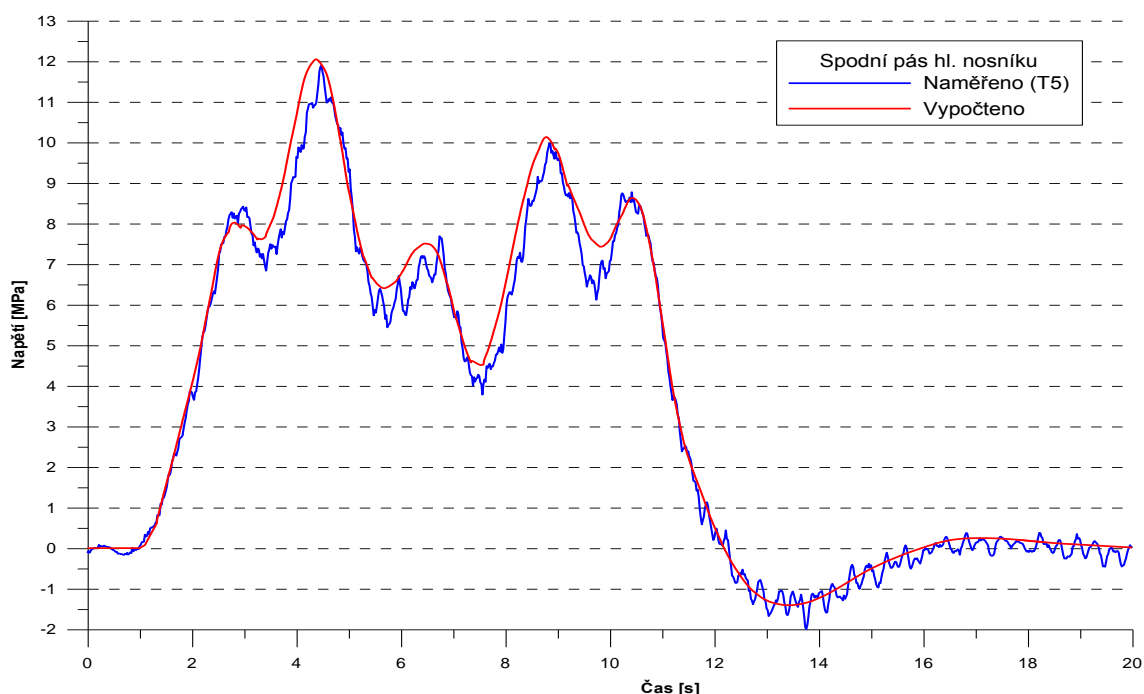
Sledovanou mostní konstrukcí byl ocelový železniční most přes Labe v km 13,169 na trati Poříčany – Nymburk město, viz. Obr1..Jednalo se o trémovou příhradovou svařovanou ocelovou konstrukci s dolní mostovkou – spojitý nosník o rozpětí:4 x 42 m. Vyšetřování prováděl Ing. L. Beran . Podrobnější informace jsou v [13].



Obr.1 Pohled na konstrukci

Cílem práce bylo stanovit provozní zatížitelnost vybraných prvků mostní konstrukce podle vztahu (3). Byla použita plně plně-pravděpodobnostní metoda. Rozměry konstrukce byly odměřeny, byly proto v další analýze uvažovány jako deterministická hodnota. Jako náhodně proměnné veličiny byly do výpočtu brány provozní zatížení, mez kluzu a průřezové hodnoty. V první řadě bylo třeba s co největší přesností namodelovat konstrukci včetně zatížení. Modelování bylo provedeno s použitím softwaru NEXIS 32. Na základě modelu kon-

strukce byly vypočítány příčinkové čáry vnitřních sil ve sledovaném místě konstrukce a z nich pak na základě známých průřezových charakteristik dopočítány příčinkové čáry napětí. „Pojezdem“ sestavenými zatěžovacími modely vlaků po příčinkové čáře napětí pak lze vypočítat časové průběhy napětí ve vybraném místě konstrukce, odečíst napěťové špičky a z nich sestavit histogram. Testování výpočetního modelu bylo provedeno experimentálním měřením. Porovnání vypočtených a naměřených hodnot vybraného místa spodního pasu hlavního nosníku je na obr. 2.



**Obr. 2:** Časový průběh napětí (pantografová jednotka) – směr Poříčany

Model provozního zatížení, představovaný zatěžovacími modely jednotlivých vlaků, byl sestaven na základě dat z informačního systému CEVIS. Tento systém eviduje údaje o složení vlaků (jednotlivé typy vozů a jejich řazení) a hmotnosti nákladu vozů. Pro účely simulace byl uvažován časový snímek zatížení za referenční dobu jednoho měsíce. Statistickým vyhodnocením byly sestaveny histogramy maxim normálního napětí od jednotlivých vlaků přes most (obr.3). Pro účel simulace provozní zatížitelnosti byl vztah (3) interpretován ve tvaru:

$$z_T = \frac{f_y \varphi_a - (\sigma_g + \sigma_q)}{\sigma_T} \quad (3a)$$

Mez kluzu  $f_y$  pro ocel 11 375 a parametr  $\varphi_a$ , reprezentující variabilitu průřezových hodnot byly uvažovány následujícími hodnotami, převzatými ze [14] pro gama rozdělení:

Střední hodnota  $m_y = 277,2$  MPa, směrodatná odchylka  $s_y = 21,6$  MPa, koeficient variace  $v_y = 0,078$ , koeficient nesymetrie  $a_y = 0,944$ .

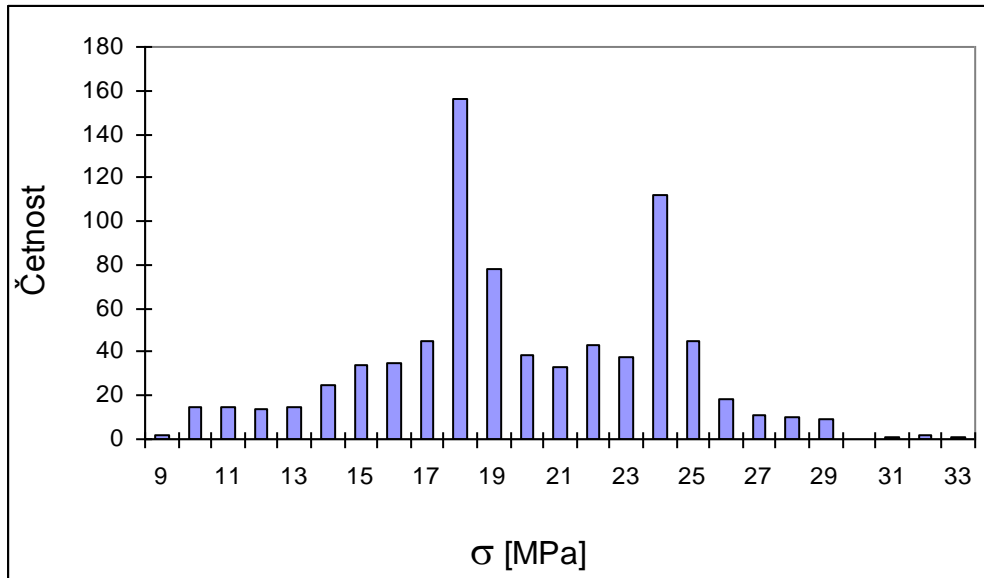
Na základě uvedené práce byla použita náhrada jednotlivých poměrných průřezových veličin jednou zevšeobecňující veličinou  $\varphi_a$ , která pokrývá rozptyly všech nahrazovaných

veličin (nepokrývá však vliv degradace materiálu konstrukce, vliv koroze nebyl zohledňován), s normálním rozdělením hustoty výskytu a se statistickými parametry:

$$\mu_{a, ekv} \approx 1,00 \quad \sigma_{a, ekv} \approx 0,030$$

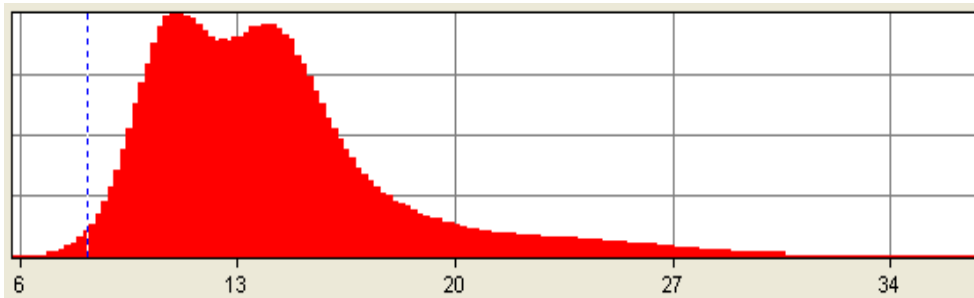
$$\text{hraniční hodnoty } \varphi_a^{(0,001)} = 0,91 \text{ a } \varphi_a^{(0,999)} = 1,09$$

$\sigma_g, \sigma_q$ , reprezentující napětí od vlastní tíhy a dlouhodobého nahodilého zatížení byly brány jako deterministické hodnoty ( $\sigma_g + \sigma_q = 11,76 \text{ MPa}$ )



**Obr.3:** Histogram  $\sigma_T$  v místě T5 (maxima classification – 796 hodnot)

Simulační výpočet zatížitelnosti byl proveden v programu Anthill, počet cyklů byl zvolen 2 000 000. Zatížitelnost ve vyšetřovaném místě byla stanovena na základě uvedeného histogramu normálového napětí od provozního zatížení pro upravenou hodnotu pravděpodobnosti poruchy  $P_{f1} = 5,56 \cdot 10^{-3}$ , tj. pro dobu referenční periody  $T_1 = 1$  rok (platnost grafikonu vlakové dopravy). Výsledný histogram provozní zatížitelnosti sledovaného bodu je na obr. 4.



**Obr. 4:** Výsledná zatížitelnost pro místo T 5 ( $\sigma_T$  pro maxima classification)



#### 4.2 Životnost konstrukcí podmíněná vysokocyklickou únavou

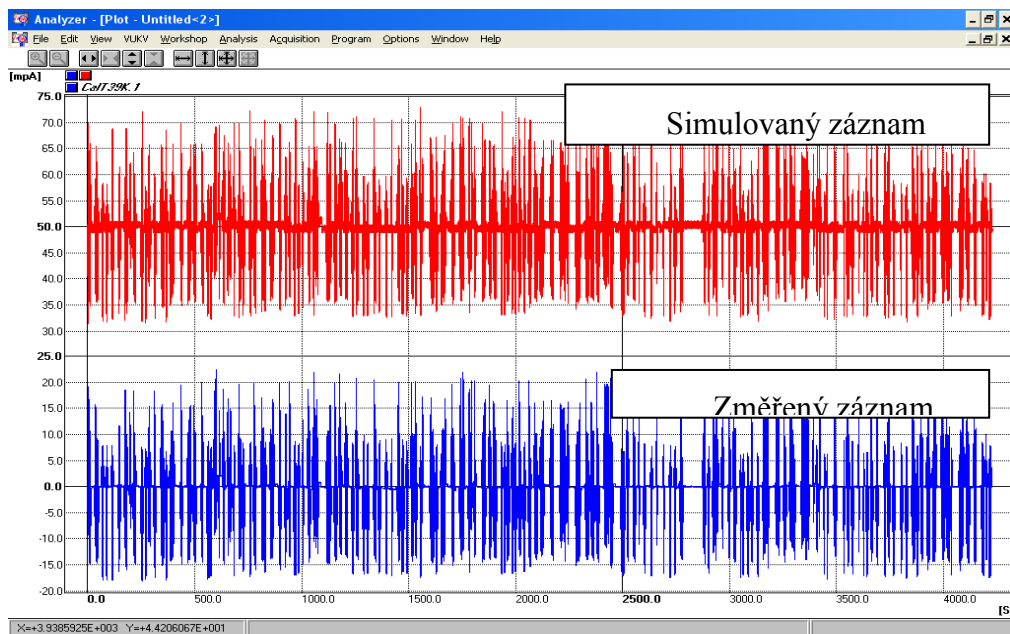
Únavová životnost ocelových konstrukcí a částí strojů namáhaných náhodným procesem zatížení patří k stěžejním ukazatelům spolehlivosti vyráběných a provozovaných konstrukcí..

Podkladem pro stanovení odezvy od provozního zatížení jsou data získaná experimentálním měřením konstrukce.

Daná problematika je řešena i na Katedře dopravní infrastruktury (KDI). Tuto tematiku zpracoval PhD Ing. B. Culek v rámci své disertační práce[14]. Stanovení odhadu životnosti provádíme pomocí nové pravděpodobnostní metodiky, vycházející z principu kumulace únavového poškození. Jádrem metodiky tvoří simulace provozního zatížení.

Simulace je v našem případě realizována pomocí pravděpodobnostního přístupu (využití metody Monte Carlo) a je rozdělena do dvou kroků :

- dekompozice experimentálních dat užitím tříparametrické metody RF
- zpětná transformace



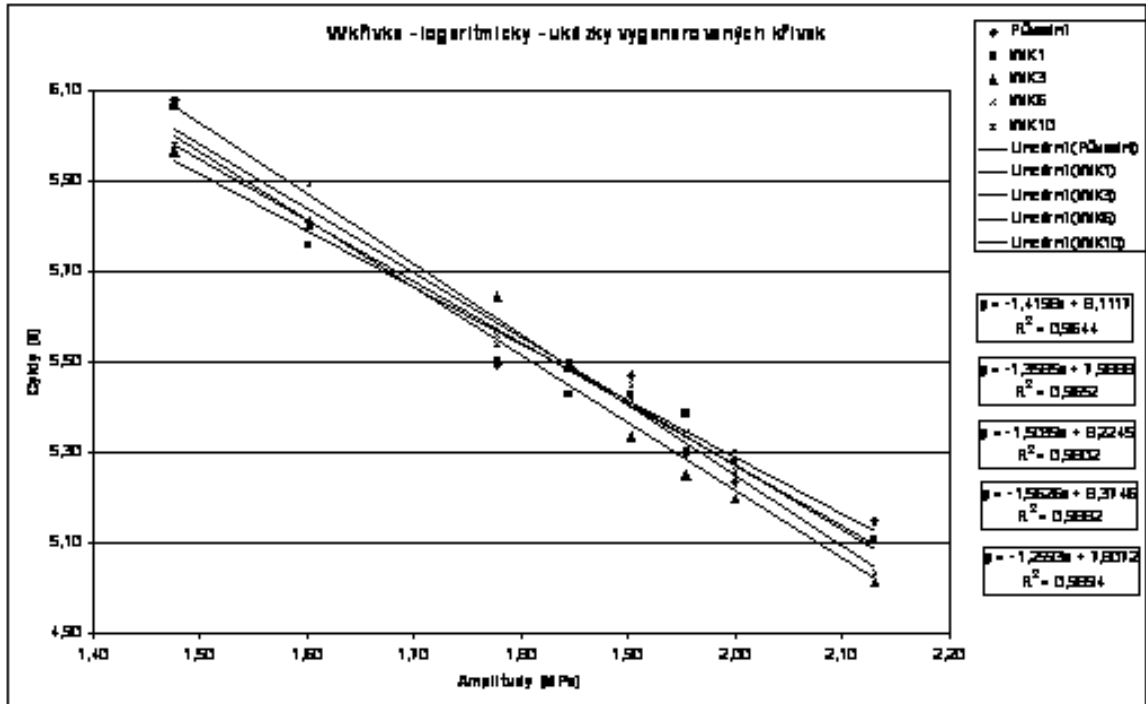
Obr.5. Simulovaný a změřený záznam napětí

Výsledkem je simulovaný záznam odezvy od zatížení, který si zachovává náhodný charakter, je odlišný od experimentálně změřeného záznamu, ale pravděpodobnostně mu odpovídá (obr.5).

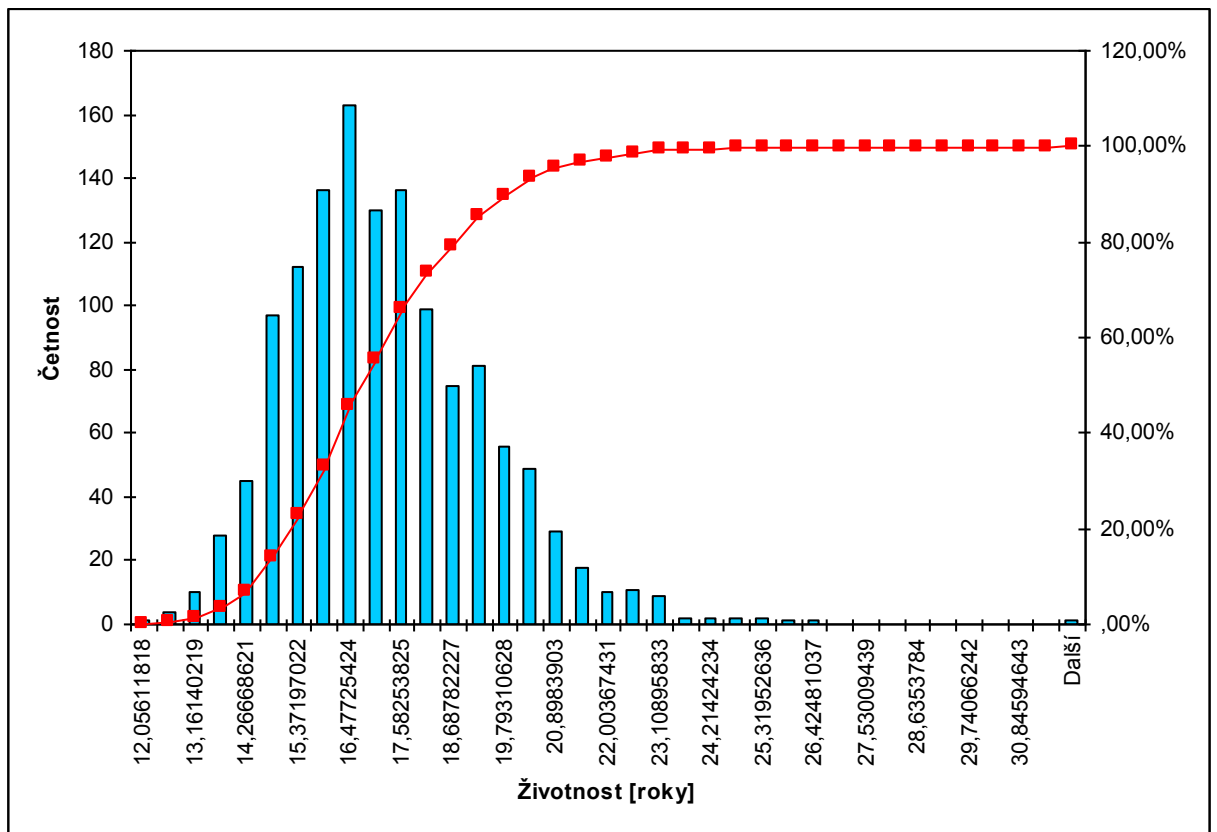
Dalšími nezbytnými podklady pro stanovení odhadu životnosti pomocí přístupu kumulace únavového poškození jsou únavová křivka a volba hypotézy odhadu životnosti.

Podobně jako v případě stanovení odezvy od zatížení i v případě únavové křivky počítáme s určitou nejistotou (vycházíme z předpokladu, že únavová křivka je stanovena experimentálně). Tuto nejistotu zohledňujeme ve výpočtu počítačovými simulacemi únavových křivek (obr.6).

Posledním, neméně významným prvkem z hlediska odhadu životnosti, je vhodná volba hypotézy. Na základě provedených odhadů životnosti a následně provedených analýz se přikláníme k hypotézám využívajícím diskretizaci náhodného procesu napětí (hypotéza Corten-Dolanova).



Obr.6. Stanovení únavových křivek



Obr.7. Histogram odhadů životností

Odhady životnosti provádíme pro každý výpočtový cyklus. Výsledná řešení zařazujeme do histogramů. Na jejich základě pak stanovíme odhad životnosti pro požadovanou pravděpodobnost poruchy.

Podrobnosti je možno najít na webových stránkách univerzitní knihovny :

<http://library.upce.cz/Sources/D13097.pdf>

## 5. Závěr

V důsledku nedostatku finančních prostředků na investice a rekonstrukce objektů dopravní infrastruktury nabývá posouzení stávajících konstrukcí v poslední době na významu. Deterministické metody jsou již zastaralé, neodpovídají duchu dnešních norem pro navrhování a neumožňují plně využít všechny rezervy konstrukcí. Posouzení stávajících konstrukcí má svoje specifika, která je nutno při výpočtu zohlednit. Pravděpodobnostní metody umožňují přiléhavější a přesnější stanovení spolehlivosti konstrukcí. Pro jejich aplikaci v praxi však bude třeba především, naplnit databáze statistických parametrů, vstupujících do výpočtu. Je třeba říci, že použití moderních výpočtových metod umožňuje jen přesnější stanovení spolehlivosti provozovaných mostních konstrukcí a odhalení skrytých rezerv, v žádném případě však neopravňuje k tomu, aby nebyla prováděna potřebná údržba a rekonstrukce mostů.

### Literatura:

[1] ČERMÁK, M.: Stav mostů ve správě ČD. In: Mosty 1998, sborník ze 3. mezinárodního sympózia, Brno 1998, str. 9-14

[2] ČD SR 5(S):Určování zatížitelnosti železničních mostů



- [3] KRÁSA, D.: Programový systém CASANDRA. In: Železniční mosty - správa a výstavba. Sborník příspěvků. Vydala SUPOP Praha a.s., 1995, s. 27-31
- [4] MAREK, P. et al.(1995): Simulation-Based Reliability Assessment for Structural Engineers. CRC Press, Boca Raton, Florida
- [5] Šertler, H. a kol: Zuverlässigkeitbeurteilung bestehender Eisenbahnbrücken. Stahlbau68,1999, H.1, Ernst&Sohn Berlin
- [6] TEPLÝ, B. - NOVÁK, D.: Consequence of uncertainty of input data on engineering software reliability. Software for Engineering Workstations, 1989, Volume 5, January p. 33-34
- [7] TOMICA, V: Intervaly prohlídek konstrukcí se zaměřením na únavové trhliny. In: Sborník z konf. Ocelové konstrukce a mosty 97, str. 4-67
- [8] VAL, D. and STEWARD, M.: Partial Factor Format for Structural Assessment. In: Safety, Risk and Reliability-Trends in Engineering. Conference report. International Conference Malta 2001
- [9] ALLEN D.E.: Safety Criteria for evaluation of Existing Structures. In: IABSE Colloquium Copenhagen 1993, Remaining Structural capacity, p. 77-84.
- [10] Vičan, J. a kol. Vplyv dohľadacej činnosti na spoľahlivosť existujúcich mostov. In: Ocelové konštrukcie a mosty. Sborník ze stejnojmenné konference. Štrbské Pleso 2000, str 69.
- [11] ŠERTLER, H.-VIČAN, J.-SLAVÍK, J.: Compression Resistance of Steel Structure Members. In: Stability of Steel Structure Vol. I. Ed. Miklós Iványs, Budapest 1995, str. I/71-I/77
- [12] ŠERTLER, H.-VIČAN, J.-SLAVÍK, J.: Spolehlivost stávajících mostních konstrukcí. In: Nové požadavky na stavby a jejich spolehlivost, 1994
- [13] Beran L.: Stanovení spolehlivosti stávajících železničních mostů pomocí pravděpodobnostního přístupu. Sborník z V. ročníku celostátní akce se zahraniční účastí „Spolehlivost konstrukcí“. Dům techniky Ostrava, březen 2004.
- [14] MRÁZIK, A.: Teória spoľahlivosti ocelových konštrukcií, nakl. VEDA, Bratislava 1998
- [15] CULEK B.: Hodnocení únavové životnosti ocelových konstrukcí při složitém namáhání, disertační práce, 2003, dostupné na <http://library.upce.cz/Sources/D13097.pdf>



## RIZIKO–SPOLEHLIVOST–JAKOST

*Milík Tichý*

*Teorie spolehlivosti* je dobře definovaným a uceleným vědním a technickým oborem, o jehož významu v různých oblastech technické a ekonomické činnosti není pochyb. Zdá se, že teorie spolehlivosti sama o sobě nenabízí nějaké nové prostory pro zkoumání; je to celkem ve shodě se skutečností – nové práce v tomto oboru nevznikají, neboť *matematické zákonitosti teorie spolehlivosti jsou již dobře popsány*. Někteří specialisté dokonce považují teorii spolehlivosti za tak ucelenou oblast, že od ní nic dalšího neočekávají nebo spíše nepožadují. V mnohém se dá s takovým konstatováním souhlasit do té doby, než se nezačneme zabývat konkrétní aplikací teorie. Ukazuje se, že v této sféře je situace jiná, existuje mnoho možností vývoje.

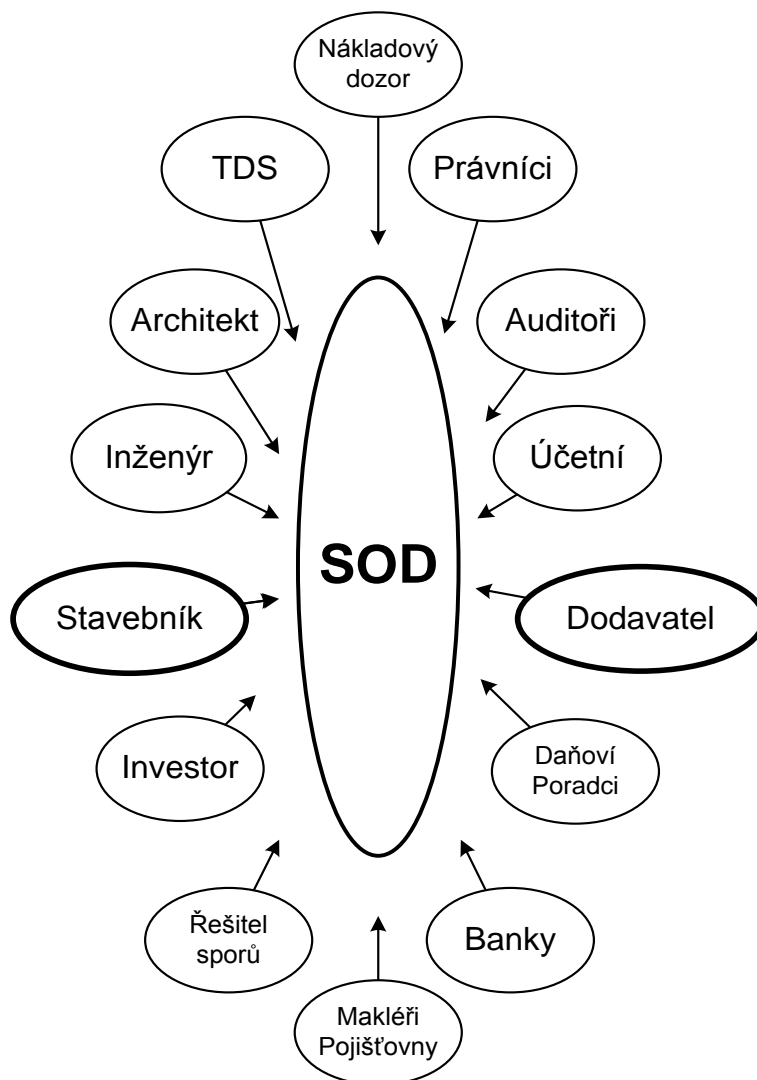
*Stavební teorii spolehlivosti, STS*, nazývám zcela obecně matematicko-spolehlivostní aparát, který musíme používat při *analýze spolehlivosti stavebních objektů a procesů*. Její rozvoj trval mnoho desetiletí (od dvacátých let minulého století) a trvá dosud. Zatím se však soustředil na oblast *navrhování nosných konstrukcí* a odvozování parametrů potřebných pro *zkoušení jakosti materiálů, prvků nebo konstrukcí*. Prací, které by se věnovaly *stavebním systémům*, je zatím málo, a pokud takové jsou, zabývají se *nosnými systémy, vystavenými zatížením se silovými a/nebo přetvárnými účinky*. I zde proto vzniká dojem ucelenosti STS a jistá stagnace v hledání nových koncepcí. Přitom však se takové nové koncepce nabízejí, i když potenciální zákazník spolehlivostního teoretika o nich dosud neví.

Stavební systémy nelze chápat jako *singulární a stacionární celky*. Obvykle se spolehlivostní teoretik zabývá jen *stavebním objektem* a jeho nosnými prvky a také zatíženími, kterými je objekt v daném *prostředí* vystaven, ale zcela opomíjí *stavební proces*, během něhož se objekt plánuje, projektuje, realizuje, kontroluje, pronajímá, užívá, udržuje a nakonec i likviduje. Přitom stavební proces není ničím jiným než *stavebním objektem v čase* – skládá se z nosných i nenosných prvků a působí na něj "zatížení" z vnějšího prostředí. Rozdíl proti stavebnímu objektu je z teoretického hlediska nepatrný, avšak parametry spolehlivosti stavebního procesu mají zcela jiné vlastnosti než parametry spolehlivosti objektu, především jsou podřízeny jiným podmínkám – nejde o fyzikální prostředí, nýbrž o prostředí ekonomické. Je však důležité, že parametry obou skupin můžeme modelovat v podstatě týmiž matematickými prostředky, a proto můžeme na spolehlivost stavebních procesů aplikovat zcela obdobné nástroje, jaké využíváme u stavebních objektů, popřípadě jen u stavebních konstrukcí.

Pojetí stavebního procesu jako izolovaného souhrnu činností trvajících od plánování přes projektování a realizaci až do konce záruční doby za objekt vyplývá z tradiční ohraničenosti inženýrského myšlení. Jakmile se totiž začneme dívat na problémy také z ekonomických hledisek, vyvstanou zcela nové spekulativní kategorie. Především – začneme-li hned na začátku – zahrneme do stavebního procesu *záměr investora, popř. stavebníka*, budeme přemýšlet o jeho motivech, kterým svůj záměr podřizuje, a budeme-li se stavebním procesem ubírat dále, projdeme složitým prostředím zahrnujícím mnoho *kategorií* – právní, finanční, pojišťovací, organizační, politické a sociální, přírodní a jistě i nějaké další.

Stačí, podíváme-li se na účastníky smlouvy o dílo na dodávku stavebních prací (obr. 1). Smluvní strany jsou pochopitelně jenom dvě – objednatel (stavebník) a zhotovitel (dodavatel), avšak na tvorbu, plnění a údržbu smlouvy má vliv mnoho osob. Pokud se některá

opomene a nepřihlédneme-li k technicko-ekonomickým vlastnostem, které jsou pro ni charakteristické, znamená to, že v průběhu procesu *může* (nikoliv "musí") nastat problém. Žádnou z osob nesmíme podcenit, každá je důležitá, i když některé jsou *primární*, jiné *sekundární* nebo dokonce *terciární*, nastupující až v *mezních stavech procesu*, ale každá má svoje specifické chování.



**Obr. 1** – Účastníci smlouvy o dílo na dodávku stavebních prací kterou uzavírá stavebník s dodavatelem (uspořádání grafu není podstatné)

I když je to na první pohled ne dosti zřejmé, chování každého účastníka je *zčásti náhodné*, což je nutné respektovat stejným způsobem, jakým respektujeme třeba náhodné chování pevnosti betonu, únosnosti základové půdy nebo náhodné chování nahodilého zatížení. Problém je však v tomto rozšířeném pojetí složitější, neboť se nedá jednoduše abstrahovat do matematických, matematicko-statistických a pravděpodobnostních řešení vyúsťujících do soustavy součinitelů spolehlivosti, do návrhových pravděpodobností poruchy nebo jiných veličin, se kterými pracujeme při navrhování stavebních konstrukcí. Náhodné chování fyzických a právnických osob není zatím matematicky popsatelné, a musí se tedy volit postupy založené na expertních analýzách.



## Spolehlivost a jakost

Pohlédneme-li na jednotlivé účastníky podrobněji, je každý nějakým způsobem spjat s *peněžními toky*, a to buď jako jejich *příjemce* nebo jako *zdroj* nebo dokonce jako účastník, který o peněžních tocích nezávisle *rozhoduje*. Chování příjemců, zdrojů a rozhodovatelů (nikoliv rozhodců – to slovo je vyhrazeno v právním řádu definovaným fyzickým osobám) je vždy zatíženo nějakými náhodnými vlivy, které se nedají dokonale eliminovat, ale které můžeme ovlivnit obdobnými cestami, jakými ovlivňujeme vlastnosti a chování jevů, které vstupují do spolehlivostních modelů při analýze konstrukcí. Cesty jsou známy – je to *řízení a zajištění jakosti*; používám pro ně zkratku QC/QA, obvyklou v zahraniční literatuře.

QC/QA se nezabývá pouze kontrolou jakosti betonu nebo třeba kontrolou zatížení železničního mostu. QC/QA je nutné chápat obecněji: musíme mu podrobit všechny systémy, které se ve stavebním procesu uplatní, a musíme mu podrobit systém samotný jako by šlo o jakýkoliv jiný spolehlivostní objekt, popř. proces. Musíme tedy řídit činnost všech účastníků procesu tak, aby byly splněny předpoklady, z nichž vycházel investorův/stavebníkův záměr.

Vztah STS a QC/QA je v tomto pohledu dán *cílem*: zajistit optimální výsledek stavebního procesu. *Inženýr jakosti* očekává proto od *spolehlivostního inženýra* informaci, na co se má zaměřit – tj. především na jaké systémy, jaké jsou náhodné a nenáhodné vlastnosti takových systémů. Systémy mohou být ovšem kvalitativně velice odlišné:

- výroba a zpracování betonové směsi, ošetření betonu a zkoušení vzorků – je to systém, který je dobře znám a byl zaběhnut již dávno před formulací STS; pro jednotlivou stavbu je úkolem najít optimální variantu systému se zřetelem k místním podmínkám,
- realizace přestavby velkoměstské křižovatky s přeložkami inženýrských sítí, napojením na stanici metra – je to nový systém, kde jsou známé některé prvky a vazby, ale většina prvků a vazeb se musí nově vyřešit, dále se musí vyřešit vazby mezi prvky, logistika a mnoho jiných úloh.

První úloha je jednoduchá; ve stavebních procesech je takových mnoho, spolehlivostní inženýři se v nich pochopitelně neuplatní, leda v obecné poloze, kdy je například nutné stanovit parametry navrhování betonových konstrukcí vyrobených z definovaného betonu, anebo naopak kdy se hledají parametry betonu pro konstrukci definovaných vlastností. Druhý případ je ovšem mnohonásobně složitější, není jednoduše řešitelný, a uplatní se v něm třeba několik specialistů.

## Spolehlivost a riziko

Před několika desítkami let se poznalo, že náročné stavebnictví se už neobejde bez náročného řízení jakosti. Obdobně dnes poznáváme, že se stavebnictví neobejde bez *managementu rizika*. Ukázalo se totiž, že nelze plynout všeobecnými prostředky, a že je nutné zajistit peněžní toky proti ztrátám zcela obdobným způsobem, jako se například zajišťuje proti únikům vody vodovodní sítí. Nejde tu pouze o úniky finančních zdrojů způsobené kriminální činností, ale o úniky všeho druhu. Hledají se tedy zaprvé cesty, kde může k úniku zdrojů dojít, dále způsoby, jak se to může stát, a konečně samozřejmě také, jak tomu předejít. Specifickým problémem je v této kategorii ošetření případu, kdy došlo k nepříznivé události a kdy musíme hledat cestu k náhradě škod – jde tedy o přenesení pojistitelných rizik na *pojišťovnu* a nepojistitelných rizik buď na *banku* (například riziko úpadku dodavatele stavebních prací) anebo na vlastní *rozpočtové rezervy*.



Rozsah příspěvku mi neumožňuje uvést základní pojmy managementu rizika, ale uvedu jen dvě ze tří otázek, na kterých spočívá dnešní *fenomenologická teorie rizika*:

- (1) Jaká nebezpečí hrozí vyšetřovanému systému a jak se mohou během dané doby realizovat?
- (2) Jaká je pravděpodobnost realizace nebezpečí během dané doby?

Je nepochybné, že na obě otázky je schopen odpovídat spolehlivostní inženýr, neboť dovede definovat *spolehlivostní systémy*, které je nutné podrobit vyšetření rizika, a dále dovede určit *pravděpodobnost vzniku poruchy systému*. Nejsou to samozřejmě jednoduché úlohy, ale není už problémem na ně odpovědět. Musíme ovšem vzít vždy na vědomí, že odpovědi mají povahu *odhadů*, a to buď *empirických* nebo *exaktních*. Může se zdát paradoxním hovořit o "exaktním odhadu" – je to prostě hodnota získaná sice exaktním výpočtem, ale z dat, která nejsou přesná; to je situace zcela běžná, ale málokdy se k ní přihlíží.

Významným okruhem úloh v této skupině jsou úlohy související s *pojišťováním*. Pojišťovny jsou zpravidla schopny pojistit proti pojistným událostem, které jsou dobře popsány, o nichž existují statistické údaje *a priori*, ale zdráhají se pojistit akce, které nemají hromadný výskyt nebo alespoň obdobné precedenty. Odmítnout pojištění není ovšem v konkurenčním prostředí rozumné. Analýzou *a posteriori* lze zjistit za předpokladu, že jsou známa data vstupních veličin matematických modelů, *exaktní odhady pravděpodobnosti výskytu pojistných událostí*, které neměly v minulosti obdoby. Problematika pojištění se přitom netýká již jen pojistných událostí, které běžně známe – havárií, požárů, zemětřesení apod., ale také například pojištění proti prodlení v dokončení díla, pojištění proti nepříznivému výsledku soudního nebo rozhodčího sporu, jenž byl již zahájen (!). V Česku zatím takové pojistné produkty nejsou na trhu, ale můžeme očekávat, že se časem objeví.

Pokud matematický a matematicko-statistický aparát není s to pojistnou úlohu vyřešit, ať pro nedostatek výpočetních modelů nebo pro nedostatek vstupních dat, musí se spolehlivostní inženýr uchýlit k empirickému odhadu pravděpodobnosti výskytu pojistné události. Využije k tomu jednak svých znalostí teorie spolehlivosti, jednak inženýrského citu, který je dán jeho zkušeností.

V mnoha případech není ale možné spolehnout se na inženýrský cit jednotlivce a odhad je zapotřebí opřít o názor *skupiny expertů*. V takovém případě nastupuje *rizikový analytik*, jehož úkolem je určit s pomocí expertů nebezpečí a rizika, jimž je projekt vystaven. Existuje několik základních metod expertní analýzy (FMEA – *Failure Mode and Effect Analysis*, FTA – *Fault Tree Analysis* a jiné), které se dnes již běžně používají; vytvořil jsem nedávno obecnější metodu UMRA – *Universal Matrix of Risk Analysis*, kterou lze kombinovat s metodami FMEA, FTA aj. Metoda zatím nebyla uveřejněna, ale již se použila a používá na několika zajímavých projektech v Česku i v zahraničí (nikoliv jen výstavbových). Pokud jde o expertní analýzy, je zde velké pole pro spolehlivostní inženýry, neboť je zapotřebí popsat zákonitosti, kterými se analýzy řídí a z nich odvodit jejich vypovídací schopnosti. Na základě expertních analýz se často činí rozhodnutí s obrovským dopadem do peněžních toků. Je to otevřený problém, který se nabízí k řešení. A je tu mnoho příležitosti ke zkoumání.

## Riziko a jakost

Pokud je jakýkoliv projekt vystaven nebezpečím, a tedy rizikům, lze se s takovou situací vyrovnat

- eliminací rizik,
- řízením rizik,





- přenesením rizik za úplatu na další osobu (pojišťovnu nebo banku),
- zajištěním jakosti.

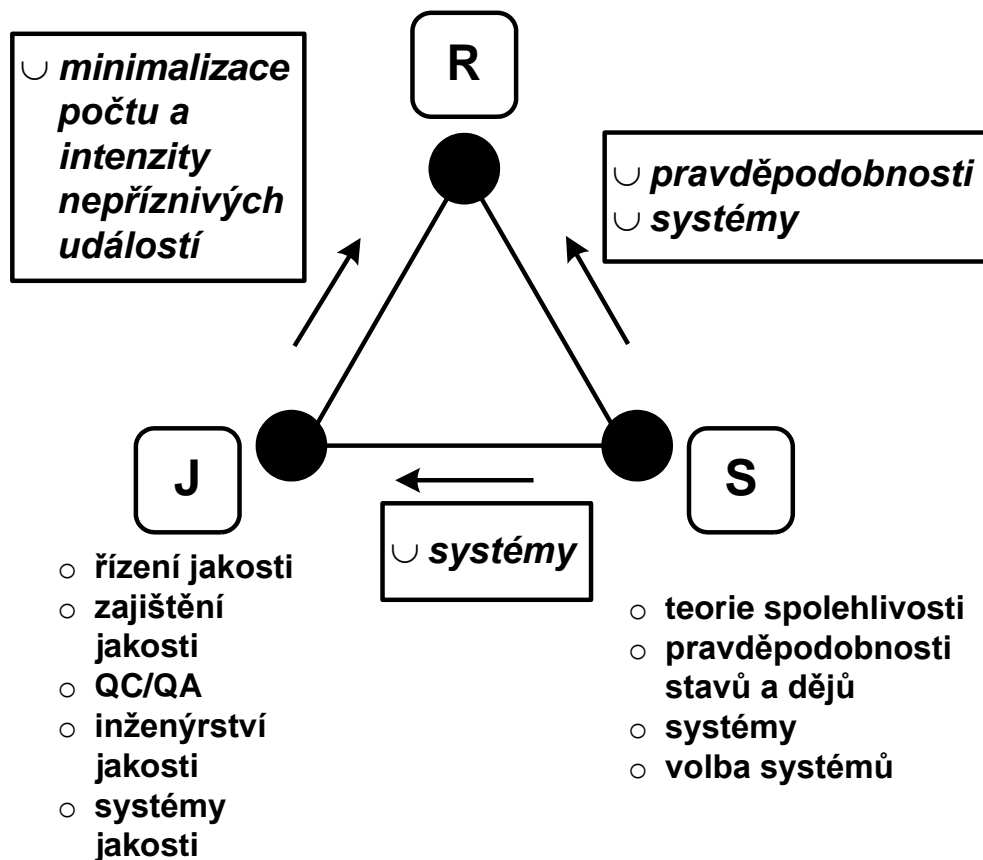
Čtvrtá možnost přijde pravděpodobně nejlevněji. Musíme mít ale na mysli, že řízení jakosti ve stavebních procesech nespočívá jenom v docílení rovinnosti omítky, vyhovující pevnosti betonu apod., ale také zajištěním jakostního záměru, jakostního projektování – prostě jakostních všech činností ve stavebním procesu a jejich smluvního zajištění. To se zatím velice postihuje, a tak se setkáváme s chybnými záměry, s otřesnými smlouvami o dílo, zmatenými projektovými dokumentacemi apod. Mohl bych uvést mnoho zkušeností například z rozhodčích sporů.

Vztah "rizika" k "jakosti" je dán tím, že jakostní činnosti na všech úrovních stavebních procesů, redukuje významně realizaci nebezpečí, a tedy samozřejmě rizik. Rizikový inženýr spolupracuje s inženýrem jakosti především tím, že upozorňuje na závažnost chybných činností a jejich výsledků.

### Trojúhelník

Vztahy, které jsem se v předcházejícím výkladu pokusil alespoň částečně vysvětlit, lze uspořádat do všeobecně oblíbeného geometrického obrazce – trojúhelníku, obr. 2, který je ovšem jen součástí sítě, která pokrývá celý stavební proces. Není pochopitelně možné, aby

- o **rizikové inženýrství a management rizika**
- o **pojistné inženýrství**





rizikový manažer byl u každého projektu. U malých akcí se dá předpokládat intuitivní řízení rizika, jakosti a spolehlivosti. Obvykle se přitom soustředíme na řízení jakosti, ale každý účastník procesu řídí kolem sebe rizika, aniž by si to uvědomoval. U velkých projektů se však bez rizikových analýz neobejdeme.

Jeden poznatek na závěr: *Stavění bez rizikových analýz se stává příliš riskantní.*