

PROBABILISTIC ASSESSMENT OF THE FATIGUE LIFE OF TUBULAR STEEL SUPPORTS OF ŽDÁKOV BRIDGE

P. Marek*, M. Vlk**

Summary: *The advances in computer technology and reliability theory allow for introduction of qualitatively new probabilistic reliability assessment methods, such as Simulation-Based Reliability Assessment Method, SBRA, in designer's work. Using a pilot example, the safety probabilistic assessment procedure is explained and the probability of failure of a steel structure exposed to fatigue damage due to wind load is calculated.*

1. Úvod

Montáž ocelového *Žďákovského mostu* spojujícího vltavské břehy u osady Orlík nad Vltavou byla dokončena v roce 1965. U tohoto ve své době největšího jedno-obloukového ocelového mostu na světě (o délce 540 m, rozpětí hlavního dvojkloubového oblouku 330 m a vozovce cca 50 m nad hladinou přehradního jezera) byla krátce po dokončení hlavní nosné konstrukce pozorována nezanedbatelná dynamická odezva čtyř nejdelších ocelových oboustranně kloubově uložených stojek podpírajících mostovku. Stojky jsou ocelové roury o průměru 1 m a výšce 40 m. Při větrech vanoucích v severojižním směru rychlostí cca 7 až 11 m/s docházelo k intenzivnímu příčnému kmitání, při čemž odpovídající cyklické napětí v nejvíce exponovaných místech vytvářelo reálné předpoklady ke vzniku a šíření únavových trhlin a k možné následné havárii mostu. Způsob sanace stojek, vybraný z několika navrhovaných možností, spočíval ve změně jejich dynamických charakteristik vyplněním do cca 80 % výšky šterkem; čímž byla výrazně sníženy jak vlastní frekvence (z 1,6 Hz na cca 0,73 Hz), tak i amplituda kmitání a rozkmity napětí, což prakticky vyloučilo další kumulaci poškození únavou v kritických lokalitách.

Po více než třech dekadách od sanace stojek bylo nebezpečí jejich porušení únavou připomenuto v rámci rozvoje pravděpodobnostní metody SBRA [1], [2], [17] stručnými studii [3] a [4]. Předmětem předloženého příspěvku je rozšířený a zdokonalený pravděpodobnostní posudek poruchy únavou v závislosti na čase od dokončení montáže mostu. Zdůrazněna je strategie a jednotlivostí pravděpodobnostního posudku spolehlivosti z hlediska nových poznatků i možností výpočetní techniky.

Poznatky z oblasti inženýrské spolehlivosti konstrukcí vytváří předpoklady k přechodu od současných deterministických a polopravděpodobnostních metod posuzování spolehlivosti

* Prof. Ing. Pavel MAREK, DrSc., ÚTAM AV ČR, Prosecká 76, 190 00 Praha 9, marekp@itam.cas.cz

** Doc. Ing. Miloš VLK, CSc., Fakulta strojního inženýrství VUT Brno, Technická 2, 616 69 Brno; tel.: +420.541 142 886; e-mail: vlk@fme.vutbr.cz

uplatněných v současných normách k metodám plně pravděpodobnostním (viz např. metoda SBRA), což je naznačeno níže v rozboru procesu posudku pravděpodobnosti vzniku únavové poruchy stojek s využitím simulačních algoritmů. Pozornost je věnována zejména: (a) určení délky doby provozu pro zvolenou pravděpodobnost poruchy, a (b) stanovení pravděpodobnosti porušení pro definovanou délkou doby provozu.

2. Posouzení spolehlivosti

2.1. Pravděpodobnostní pojetí posudku spolehlivosti

Obecně je možno funkci spolehlivosti FS uvést např. ve tvaru $FS = (R - S)$ a podmínku spolehlivosti ve tvaru $(R - S) > 0$, kde S je odezva konstrukce na zatížení (účinky zatížení) vyjádřená v souladu s podstatou podmínky spolehlivosti, a R je referenční hodnota (tj. hodnota, případně funkce), ke které je vztažena pravděpodobnost překročení při výpočtu pravděpodobnosti poruchy.

Porucha vznikne, jestliže $FS < 0$. Pravděpodobnost poruchy je vypočtena ze vztahu $P_f = P(FS < 0)$, kde rovnost $FS = 0$ rozděluje prostor náhodných veličin (R-S) na doménu bezpečnou a doménu poruchy.

V dalším textu je výpočet pravděpodobnosti poruchy proveden v souladu s podstatou metody SBRA (Simulation-Based Reliability Assessment [1], [2], viz též příklady v knize [9]). K podstatě této metody patří vyjádření náhodně proměnných vstupních veličin neparametrickým rozdělením, dále vyjádření zatížení křivkami trvání zatížení a obdobně vyjádření odezvy konstrukce na zatížení. Funkce spolehlivosti je analyzována přímou simulací Monte Carlo s tím, že pravděpodobnost poruchy je vypočítána vzhledem k referenční funkci R. Průkaz spolehlivosti spočívá v porovnání vypočtené pravděpodobnosti P_f a návrhové pravděpodobnosti P_d požadované např. příslušnou normou nebo předpisem.

U přímého výpočtu Monte Carlo [1],[2] pravděpodobnost poruchy plyne z elementární definice pravděpodobnosti

$$P_f = \frac{N_f}{N} \quad (1)$$

kde N_f je celkový počet případů, kdy došlo k poruše (tj. $FS < 0$), a N je celkový počet simulací.

Přímá simulační technika Monte Carlo je velmi názorná a snadno aplikovatelná na různé třídy úloh. Její použití je bezproblémové při odhadech pravděpodobnosti kolem 10^{-3} , což může u obvyklých inženýrských úloh postačit. K odhadu velmi malých pravděpodobností (např. 10^{-7}) již narůstá počet nezbytných simulací a tedy i výpočetní čas.

2.2 Pravděpodobnostní posudek spolehlivosti při vysokocyklové únavě

Následující rovnice definuje pravděpodobnost porušení P_f , což je hodnota, která musí být menší než je návrhová pravděpodobnost P_d . Tedy

$$P_f = P[(R - S) < 0] = P(FS < 0) < P_d \quad (2)$$

Vysokocyklová únava patří k procesům, při kterých se kumuluje poškození únavou, reprezentované především vznikem a šířením únavových trhlin nebo zjednodušeně formálně vyjádřené podle Palmgren-Minera podílem N_i/N , kde N_i je realizovaný počet cyklů a N je počet cyklů do poruchy ve smyslu wöhlerovského pojetí. Funkce spolehlivosti FS není veličinou okamžitou, nýbrž veličinou vystihující historii proběhlého únavového procesu. Nejvhodnějšími veličinami k hodnocení tohoto procesu se k tomuto účelu jeví dílčí a celková velikost kumulovaného poškození. Za jednotku doby provozu b (např. týden, viz dále) lze považovat např. odpovídající blok napěťové odezvy. Aplikace tohoto bloku vyvolá únavové poškození D_b . Za dobu provozu o trvání b_1 týdnů může být kumulované poškození zjednodušeně vyjádřeno $S = b_1 \cdot D_b$.

Za referenční hodnotu (event. funkci) R lze zavést mezní hodnotu (funkci) tohoto poškození $R = D_M$, jehož vyjádření bude záviset mj. na použité hypotéze kumulace poškození.

Rezerva spolehlivosti (odpovídající zbytkovému poškození) po době provozu o délce trvání b_1 týdnů bude

$$FS = D_M - b_1 \cdot D_b \quad (3)$$

a počet týdnů provozu b do vzniku poruchy, tedy do okamžiku, kdy $FS = 0$, lze odvodit z podmínky

$$0 = D_M - b \cdot D_b \quad (4)$$

neboli

$$b = \frac{D_M}{D_b} \quad (5)$$

Posouzení životnosti je tedy v tomto případě zaměřeno na stanovení doby života (vyjádřené počtem cyklů, dobou provozu atp.), v jejímž průběhu nedojde k porušení (tj. k navršení kumulovaného poškození překračujícího referenční hodnotu R) pro známou historii napěťové odezvy. Kriterium tohoto porušení (a vyjádření R) může být rozmanité; může jím být vznik pozorovatelné makroskopické trhliny, dosažení trhliny jisté velikosti, pokles tuhosti (vzrůst poddajnosti) prvku o určitou smluvní hodnotu nebo konečně úplný lom. Pro použité kriterium musí být k dispozici odpovídající křivka životnosti.

Velikost poškození D_b vyvolané aplikací bloku zatížení (vyjádřeno blokem rozkmitů napětí) lze stanovit následující úvahou. Za předpokladu víceúrovňového zatížení, charakterizovaného spektrem napěťové odezvy je každý i -tý stupeň určen svým rozkmitem napětí $\Delta\sigma_i$ a počtem cyklů n_i . V případě posuzovaných ocelových svařovaných rourových stojek je předmětem pozornosti porušení únavou nežíhaného svarového spoje, kdy norma [6] dovoluje považovat vliv středního napětí za nepodstatný. Pro výpočet pravděpodobnosti poruchy je v dalším zaveden blok rozkmitů napětí odpovídající jednomu týdnu, při čemž celkový počet cyklů v jednom zátěžném bloku je $n_b = \sum n_i$.

Pro vyšetřovaný případ (předpokládána je kritická lokalita uprostřed výšky ocelové stojky) je v souladu s [6] uvažována tri-lineární Wöhlerova křivka se dvěma šikmými větvemi

s rozdílnými sklony ($m = 3$ a $m = 5$) a horizontálním úsekem. Počet cyklů do porušení na hladině s $\Delta\sigma_i > \Delta\sigma_L$ je

$$N_i = N_D \cdot \left(\frac{\Delta\sigma_D}{\Delta\sigma_i} \right)^m \quad (6)$$

a tedy odpovídající únavové poškození vyvolané počtem n_i cyklů

$$D_i = \frac{n_i}{N_i} = \frac{n_i}{N_D} \left(\frac{\Delta\sigma_i}{\Delta\sigma_D} \right)^m \quad (7)$$

Příslušný exponent je

$$m = 3 \quad \text{pro} \quad \Delta\sigma_i \geq \Delta\sigma_D \quad (8)$$

$$m = 5 \quad \text{pro} \quad \Delta\sigma_L \leq \Delta\sigma_i < \Delta\sigma_D \quad (9)$$

Poškození vyvolané aplikací jednoho zátěžného bloku je při použití Palmgren-Minerovy hypotézy kumulace únavového poškození – v souladu s [6]

$$D_b = \sum_{i=1}^s D_i \quad (10)$$

3. Vstupní údaje do posudku stojek a jejich variabilita

3.1 Spektrum napět'ové odezvy

Toto spektrum (blok), charakterizované četnostmi výskytu rozkmitů napětí (případně i s uvážením středních hodnot cyklů) má v naprosto převažujícím počtu reálných případů náhodný charakter. Jako nejrepresentativnější zdroj pro získání jeho charakteristik je dostatečně dlouhé experimentální vyšetřování za typických provozních podmínek; což je v současnosti běžně možné při použití vhodných a dostatečně spolehlivých analyzátorů, umožňujících nasazení přímo na konstrukci (mosty, velkostroje, apod.) a registrujících a vyhodnocujících odezvu na zatížení v reálném čase, k čemuž se z hlediska problematiky únavy jeví jako vhodný nástroj známá metoda *stékání deště*.

V těchto analyzátoch je celý měřicí rozsah rozdělen na řádově desítky tříd (často 32 nebo 64). Při obvyklém únavovém posuzování je pak každé naměřené hodnotě v rámci jedné třídy přiřazen její třídní znak, odpovídající středu třídy. Při simulačním výpočtu však lze toto zjednodušování vypustit a pro rozložení rozkmitů napětí v rámci každé třídy uvažovat jako nejrepresentativnější rovnoměrné rozložení.

V době dokončení montáže žďákovského mostu byly měřeními získány relativní četnosti η_i [%] výskytu větru o středních rychlostech v_{0i} [m/s] ve směru S-J, jak jsou uvedeny v tab. 1 [7], při čemž z 2,45 % sledované doby se vyskytovaly ostatní rychlosti nebo bylo bezvětří. Je vhodné připomenout, že v současnosti jsou prakticky průběžně registrovány jak rychlosti tak směry větru a výsledek dlouhodobé registrace může proto být vyjádřen dvoukomponentní

větrnou růžicí složenou z histogramu četnosti každého z dvanácti směrů a z křivek trvání rychlosti větru (event. křivek nepřekročení pravděpodobnosti výskytu rychlosti větru) v jednotlivých směrech, což je blíže vysvětleno např. v [13] a aplikováno na příkladech v knize [9], [17] a v referátu [8].

V tabulce 1 jsou uvedeny rychlosti větru v_0 a odpovídající amplitudy výchylky uprostřed délky stojky v čase dokončení montáže, tedy při dosud nevyplněných stojkách, tj. ještě nesanovaných naplní šterkem. Z obrázku vyplývá, že pro $v_0 < 7,5$ m/s platí pro w [mm]

$$w = 40(v_0 - 6) + 70 \quad (11)$$

a pro $v_0 > 8,5$ m/s

$$w = 110 - 28,6(v_0 - 9) \quad (12)$$

Pro $v_0 = 8$ m/s je pak $w = 130$ mm.

Při $v_0 < 5$ m/s a při $v_0 > 11$ m/s je kmitání stojky z hlediska kumulace poškození ocelové stojky únavou nevýznamné. Odpovídající hodnoty výchylek w jsou v tab. 1.

Tabulka 1 Rychlost větru a odpovídající amplitudy

v_0 [m/s]			η_i [%]	w [mm]			i
střed	od	do		střed	od	Do	
5	4,51	5,49	3,92	30	10,4	49,6	1
6	5,51	6,49	2,66	70	50,4	89,6	3
7	6,51	7,49	1,82	110	90,4	129,6	5
8	7,51	8,49	1,40	130	125	135	7
9	8,51	9,49	0,84	110	96	124	6
10	9,51	10,49	0,49	81,4	67,4	95,4	4
11	10,51	11,49	0,42	52,8	38,8	66,8	2

Měřením bylo dále zjištěno, že amplitudě výchylky stojky $w = 130$ mm odpovídá amplituda napětí 78,3 MPa a tedy rozkmit napětí $\Delta\sigma = 156,6$ MPa. Za předpokladu pružného působení a lineární závislosti rozkmitu napětí na výchylce stojky w_i [mm] pak jsou jednotlivé rozkmitu napětí $\Delta\sigma_i$ [MPa]

$$\Delta\sigma_i = \frac{156,6}{130} \cdot w_i \quad (13)$$

Odpovídající hodnoty rozkmitů napětí jsou uvedeny v tab. 2 („střed“).

Za jeden týden při jednotlivých středních rychlostech v_{0i} nakmitá stojka střední počet cyklů $m[n_i]$:

$$m(n_i) = T_t \cdot f \cdot \frac{\eta_i}{100} \cdot \mu \quad (14)$$

kde

$$T_t = 3600 \cdot 24 \cdot 7 = 604\,800 \text{ s}$$

$f = 1,6 \text{ Hz}$ frekvence kmitání stojky

Koeficientem μ má posloužit k zohlednění nejistot v určení počtu cyklů za sledované období, tj tento součinitel zjednodušeně vystihuje souvislost vstupního bloku rozkmitů napětí a ročního období. Pro hodnotu $\mu = 0,5$ jsou počty cyklů v jednotlivých třídách uvedeny v tab. 2 („střed“).

Tabulka 2 Rozkmit napětí a odpovídající počet cyklů za jeden týden

i	$\Delta\sigma \text{ [MPa]}$			$n_i \text{ [cyklů/týden]}$		
	střed	od	do	střed	Od	do
1	36,1	12,6	59,7	18966	15647	22285
2	63,6	46,7	80,5	2032	1676	2388
3	84,3	60,7	107,9	12870	10618	15122
4	98,1	81,2	114,9	2372	1956	2786
5	132,5	108,9	156,1	8806	7265	10347
6	132,5	115,6	149,4	4064	3353	4775
7	156,6	150,6	162,6	6774	5589	7959

Dále je předpokládáno, že variabilita počtu cyklů ni může být popsána omezeným normálním rozdělením s variačním koeficientem $v[n]$. Potom v jednotlivých třídách bude s pravděpodobností 0,9995 maximální a minimální počet cyklů

$$\min, \max [n] = m[n] \cdot (1 \mp 3,5 \cdot v[n]) \quad (15)$$

Příslušné hodnoty počtů cyklů pro variační koeficient $v[n] = 0,05$ jsou uvedeny v tab. 2 („od – do“).

Před detailním vyšetřováním kumulace poškození je nutno připomenout, že od svislého zatížení mostovkou je nutno zjednodušeně uvažovat uprostřed výšky stojky tlakové napětí – cca 27,4 MPa, čímž je nutno korigovat maximální napětí cyklu na hodnotu

$$\sigma_{max} = -27,4 + \frac{\Delta\sigma}{2} \quad (16)$$

a minimální napětí cyklu

$$\sigma_{min} = -27,4 - \frac{\Delta\sigma}{2} \quad (17)$$

Vzhledem k tomu, že se jedná o nežíhaný svarový spoj, nebude pro kritický detail stojky v souladu s normou [6] brán zřetel v posudku na tuto asymetrii cyklu napětí.

3.2 Křivka životnosti

Výsledky statistické analýzy únavových zkoušek zkušebních těles (viz např. [18], [16]) jsou běžně analyzovány a výsledky využity k sestrojení odpovídajících návrhových (konstrukčních) Wöhlerových křivek vztahujících se ke zvolené dostatečně nízké pravděpodobnosti porušení. Pro simulační výpočty metodou SBRA nejsou tyto křivky použitelné, neboť při formulování pravděpodobnostního modelu únavové pevnosti je možno (a nutno) brát v úvahu následující skutečnosti:

- vztahy mezi rozkmitem napětí a počtem kmitů do porušení jsou nelineární,
- k dispozici jsou obvykle malé počty vzorků (nákladné experimenty),
- rozptyl dob života do porušení je značný,
- tento rozptyl (resp. rozptyl logaritmu počtu cyklů do porušení) vykazuje několikanásobný rozdíl u jednoho konce křivky vzhledem k druhému (větší rozptyl při nižších hladinách napětí) – data tedy vykazují heteroskedasticitu,
- vyskytují se cenzurovaná data (soubory s neukončenými zkouškami),
- není známo rozložení napětí pro daný počet cyklů do porušení a rozložení počtu cyklů do porušení pro dané napětí,
- existence meze únavy způsobuje komplikace při matematickém zpracování.

Při simulačních výpočtech metodou SBRA [1] a [2] prováděných v rámci této studie byl použit model s logaritmicko-normálním rozdělením počtu cyklů do porušení. Jeho oprávněnost (ve srovnání s dvou-parametrickým Weibullovým rozdělením) byla prokázána např. v pracích [15], [16], [14].

Směrodatná odchylka $s[\log N]$ je uvažována nezávislá na počtu cyklů; pro svarové spoje se pohybuje v rozmezí od 0,15 do 0,25 – např. [10]. Exponent křivky životnosti m se většinou uvažuje konstantní.

Při následujícím simulačním výpočtu je použit model s logaritmicko-normálním rozložením počtu cyklů do porušení na jednotlivých napěťových hladinách [16]. Variabilita pak je určována velikostí směrodatné odchylky $s[\log N]$.

Hodnoty únavových pevností, uváděné v citovaných normách [11] a [6] odpovídají zaokrouhleným hodnotám levostranných tolerančních mezí (získaným statistickým zpracováním výsledků únavových zkoušek), které vymezují s pravděpodobností 0,75 zdola 95 % základního souboru. Při neznalosti podrobnějších údajů o realizovaných únavových zkouškách lze mediánovou hodnotu N_{D50} přibližně určit ze vztahu

$$\log N_{D50} = \log N_{D95} + 1,645 \cdot s[\log N] \quad (18)$$

kde $N_{D95} = 5 \cdot 10^6$.

Hodnota mediánu prahového rozkmitu napětí (vztahující se k $N \geq 108$) je stanovena ze vztahu

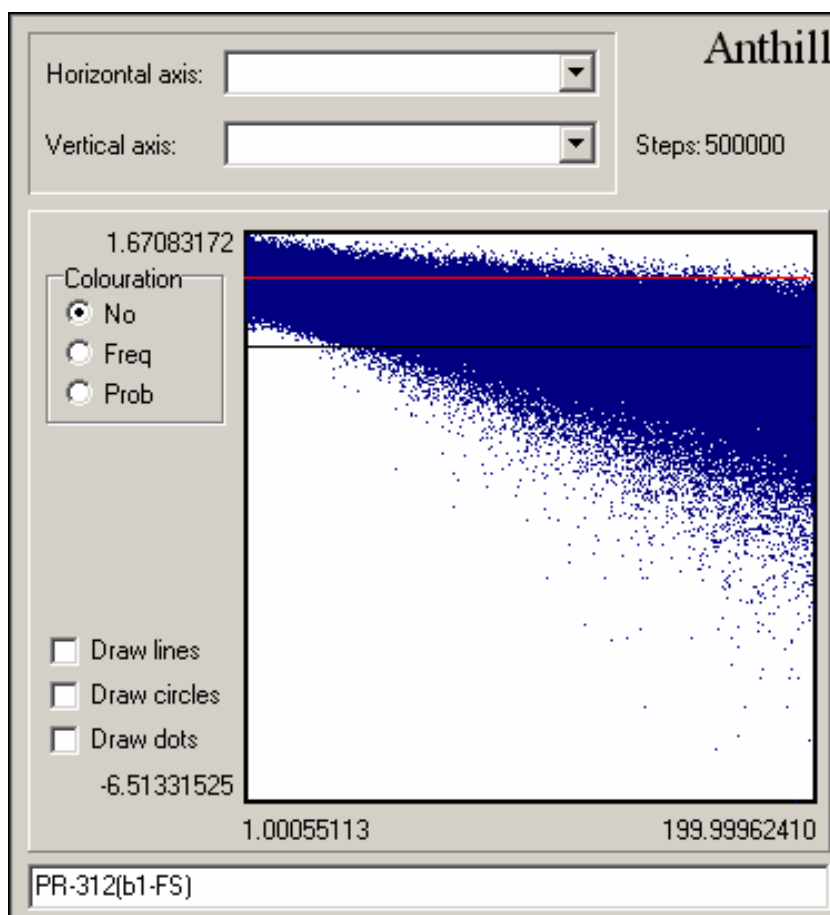
$$\Delta\sigma_{L50} = \Delta\sigma_{L95} \cdot \left(\frac{N_{D50}}{5 \cdot 10^6} \right)^{1/5} \quad (19)$$

Při posouzení životnosti stojky byla uvažována kategorie detailu 140 [6]; pro ni je $\Delta\sigma_D = 104$ MPa a $\Delta\sigma_L = 57$ MPa. Dále bylo zvoleno $s[\log N] = 0,18$.

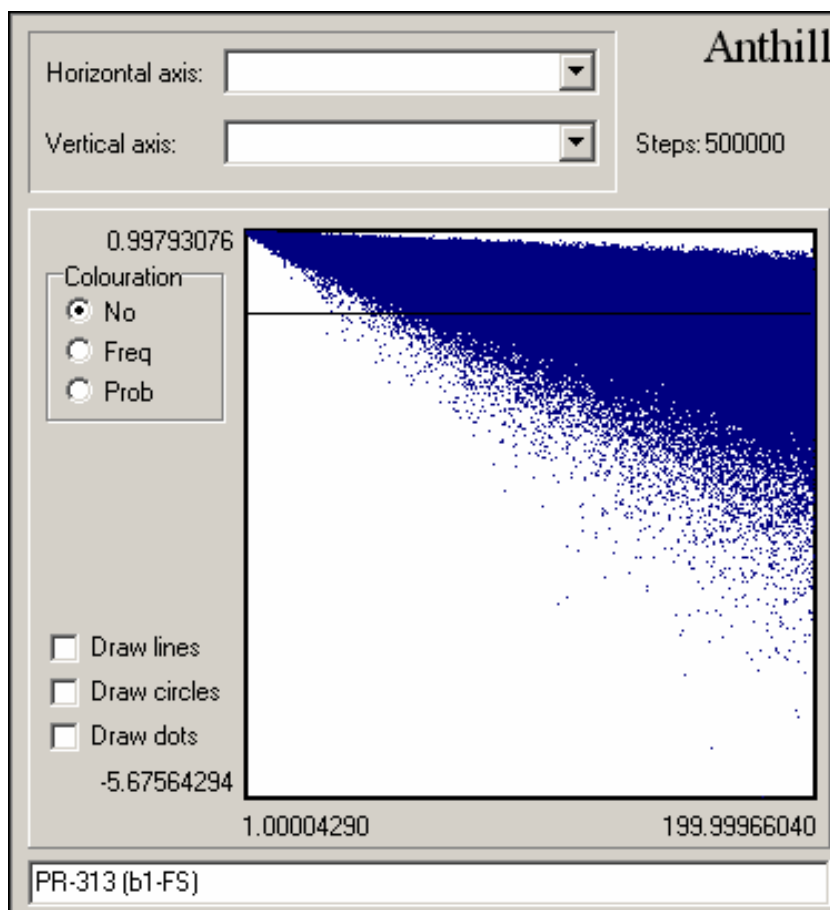
3.3 Hypotéza kumulace poškození

Pro inženýrské posuzování spolehlivosti z hlediska únavového porušení od náhodného zatěžování byla navržena celá řada hypotéz kumulace poškození zaměřených na dokonalejší vystižení náhodnosti tohoto procesu. V souladu s metodikou přijatou v [6] byla při dále uvedených simulačních výpočtech použita výhradně hypotéza Palmgren-Minerova.

Variabilita mezního poškození je ovlivněna řadou faktorů, jako jsou materiál, historie zatěžování (hladiny napětí, sled stupňů zatížení) a velikost koncentrace napětí. Podle publikovaných údajů [12] lze pro D_M uvažovat normální rozdělení s variačním koeficientem zhruba v rozmezí od 0,2 do 0,9. Pro ilustraci vlivu veličiny D_M v závislosti na čase v dalším posudku naznačena na obr. 1 pro $D_M = 0,3$ až 1,7 (PR-312), při čemž je uvažováno normální rozdělení vyjádřené useknutým histogramem, a na obr. 2 pro $D_M = 1$ (PR-313). Závislost $FS = (D_M - b_1 \cdot D_b)$ na čase (v týdnech) je na obr. 1 a 2. Rozptyl vyjádřený proudem „mravenců“ lze analyzovat pro zadaný čas (v týdnech – viz vodorovná osa) a získat tak závislost pravděpodobnosti poruchy a času.



Obrázek 1 Sledování kumulace poškození je založeno na předpokladu $D_M = 0,3$ až 1,7



Obrázek 2 Sledování kumulace poškození je založeno na předpokladu $D_M = 1$

4. Vstupní soubor pro program Anthill [9]

S využitím shora uvedených teoretických vztahů bude mít vstupní soubor pro simulační výpočty tvar:

$$FS=R-S$$

$$R=DM$$

$$S=b1*Db$$

$$b=DM/Db$$

$$Db=a/k$$

$$a=a1+a2+a3+a4+a5+a6+a7$$

$$a1=n1*((1-pos(SL-s1))*s1/SD)^{(3+2*pos(SD-s1))}$$

$$a2=n2*((1-pos(SL-s2))*s2/SD)^{(3+2*pos(SD-s2))}$$

$$a3=n3*((1-pos(SL-s3))*s3/SD)^{(3+2*pos(SD-s3))}$$

$$a4=n4*((1-pos(SL-s4))*s4/SD)^{(3+2*pos(SD-s4))}$$

$$a5=n5*((1-\text{pos}(SL-s5))*s5/SD)^{(3+2*\text{pos}(SD-s5))}$$

$$a6=n6*((1-\text{pos}(SL-s6))*s6/SD)^{(3+2*\text{pos}(SD-s6))}$$

$$a7=n7*((1-\text{pos}(SL-s7))*s7/SD)^{(3+2*\text{pos}(SD-s7))}$$

$$SL=SD*(k/1E8)^{(1/5)}$$

$$k=ND$$

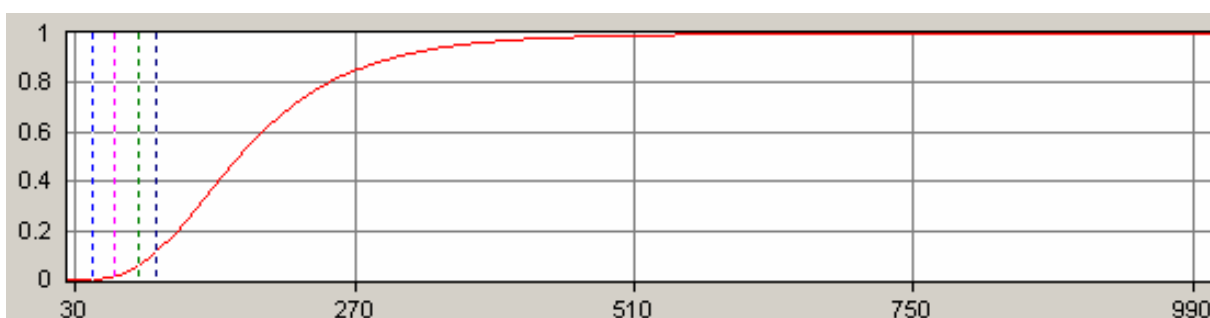
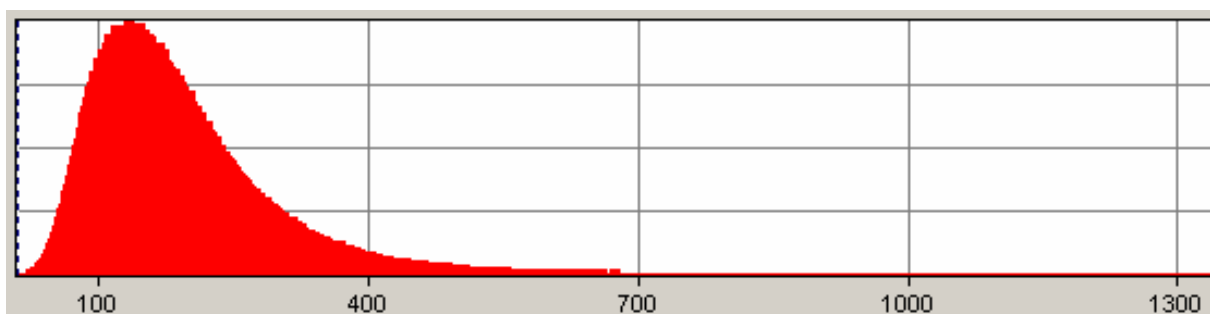
Poznámka: Lite version programu AntHill je spolu s databází histogramů a manuálem přiložena ke knize [9].

5. Výsledky posouzení a jejich diskuse

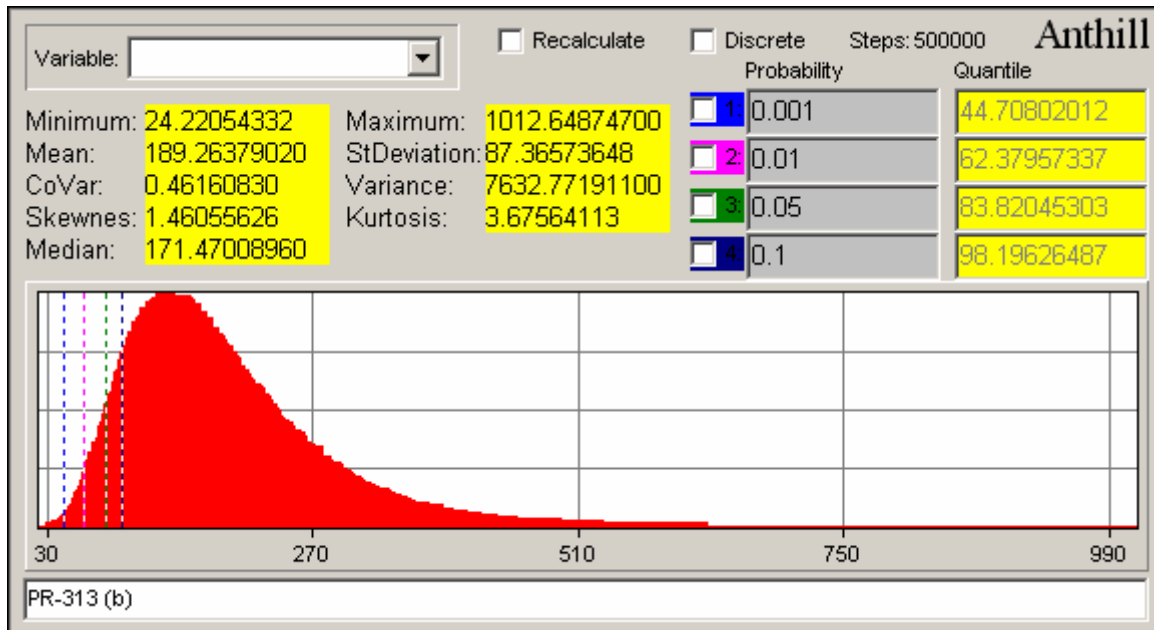
Výsledky simulačních výpočtů získaných 105 krocih:

5.1

Hustoty pravděpodobnosti doby do porušení – grafy označené PR-312(b) a PR-313(b)



Obrázek 3 PR-312(b) Graf hustoty pravděpodobnosti a distribuční funkce doby do porušení



Obrázek 4 PR- 313(b) Graf hustoty pravděpodobnosti doby do porušení

5.2

Pravděpodobnosti porušení a kvantily doby do poruchy jsou v tabulkách 3 a 4

Tabulka 3 Pravděpodobnost porušení a kvantily doby do poruchy

b [týdny]	P _f [%]	
	PR-312	PR-313
10	0,0	0,0
20	0,0	0,0
30	0,0	0,0
40	0,2	0,0
50	0,8	0,2
60	1,8	0,8
70	3,6	2,0
80	6,8	4,0
90	10,2	7,0
100	14,3	10,8
110	18,8	15,4
120	23,7	20,7
130	30,2	26,3
140	35,3	32,1
150	40,4	38,0
160	45,4	43,7

Tabulka 4 Pravděpodobnost porušení a kvantily doby do poruchy

P_f [%]	b [týdny]	
	PR-312	PR-313
0,1	34	44
1	53	62
5	75	84
10	89	98
20	111	119
30	130	136
40	149	154
50	168	172
60	192	192
70	218	216
80	254	247
90	313	302

5.3

Rozptyl funkce spolehlivosti FS s dobou provozu je vyjádřena proudem „mravenců“ na obr. 1 (graf PR-312) pro $D_M = 0,3$ až $1,7$. Na vodorovné ose je uvedena doba provozu v týdnech – od 1 do 200 týdnů. Na svislé ose je rozptyl hodnot funkce spolehlivosti vyjádřen body, Horizontální příčka (na úrovni FS = 0) rozděluje oblasti spolehlivou a oblast poruchy.

5.4

Pro představu je na obr. 2 (graf PR-313) pro $D_M = 1,0$ znázorněno „mraveniště“ vycházející z bodu $D_M = 1,0$, při němž proud mravenců představuje nárůst kumulovaného poškození s dobou provozu b_1 v týdnech (vynášeno na vodorovné ose). Porovnání obr. 3 a 4 dává představu o vlivu volby výchozí hodnoty na výsledkem z hlediska kumulace poškození.

6. Závěry

Vyšetřování mezního stavu únavového poškození (a odpovídajícího porovnání pravděpodobnosti poruchy s návrhovou pravděpodobností z hlediska posudku bezpečnosti) je významně ovlivňováno četnými veličinami, faktory náhodného charakteru a vlivy. Výstižný posudek inženýrské spolehlivosti nutně musí respektovat tuto skutečnost. Dosavadní vyjádření spolehlivosti součinitelem bezpečnosti má velmi nízkou vypovídací hodnotu. Podstatně kvalitativně vyšší je posudek založený na pravděpodobnostním pojetí, viz např. metoda SBRA, dovolující na pravděpodobnostním základě stanovit dobu provozu pro zvolenou pravděpodobnost poruchy.

Rozvoj výpočetní techniky a softwarových produktů umožňuje provádět tuto činnost dnes již rutinním způsobem. V předložené práci byla použita metoda SBRA a programový systém AntHill využívající přímou simulační techniku Monte Carlo.

7. Oznámení

Príspevek byl vypracován v rámci grantového projektu GAČR 103/04/1451.

8. Literatura

- [1] Marek, P., Guštar, M. and Anagnos, T. (1995). *Simulation-Based Reliability Assessment for Structural Engineers*. CRC Press Inc., Boca Raton, Florida.
- [2] Vlk, M. (2001). Pravděpodobnostní posouzení zbytkové životnosti svarového spoje metodou SBRA. *Ocelové konstrukce*, roč. 3, č. 4, s. 26-28
- [3] Marek, P., Pirner, M. and Vlk, M. (1998). Remaining Fatigue Life of ZDAKOV Tubular Columns. In: *Proceedings of Wind Engineering Conference Prague*.
- [4] Vlk, M., Marek, P. (2004). Únavové posouzení z pravděpodobnostního hlediska metodou SBRA. In: *Dynamika tuhých a neformovatelných těles 2004*. UJEP Ústí nad Labem
- [5] Ayyub, B.M. – Mccuen, R.H.: Simulation-Based Reliability Methods. (1995). In: Sundararajan C (Raj): *Probabilistic Structural Mechanics Handbook*, pp. 53-69, Chapman and Hall, ITP. 1995, New York.
- [6] ČSN P ENV 1993-1-1 (73 1401) Navrhování ocelových konstrukcí, část 1.1: Obecná pravidla a pravidla pro pozemní stavby
- [7] Koloušek, V., Pirner, M., Fischer, O., Náprstek, J (1983): *Wind Effects on Engineering Structures*. ACADEMIA, Prague and Elsevier, New York
- [8] Hanzlík, P., Marek, P., Němec, L. (2005). Probabilistic Design of Structures Considering Omni-Directional Wind Load. In: *Proceedings of an International Conference EAWEK Prague 2005*
- [9] Marek, P., Brozzetti, J., Guštar, M., Tikalsky, P.(2003): *Probabilistic Assessment of Structures using Monte Carlo Simulation. Background, Exercises and Software*. ITAM CAS, Prague, (second edition)
- [10] Albrecht, P. (1983) S-N Fatigue Reliability Analysis of Highway Bridges. In: Bloom, J.M. – Eckall, J.C.: *ASTM STP 798*, pp. 184-204
- [11] Brozzetti, J. et al. Background information on Fatigue design rules – Statistical Evaluation. Chapter 10 – Document 9.01. *Centre Technique Industriel de la Construction Métallique*, Ecole Polytechnique Fédérale de Lausanne, University of Technology Aachen.
- [12] Tanaka, S., Akita, S. (1975) On the Miner's damage hypothesis in notched specimens with emphasis on scatter of fatigue life. *Engineering Fracture Mechanics*, 7, č. 3, s. 473-480
- [13] Němec, L., Marek, P. (2000). Zatížení sněhem a větrem. *Časopis Stavební obzor*, ročník 9, č. 10, s. 289-297, Praha 2000, ISSN 1210-4027
- [14] Shimokawa, T., Hamaguchi, Y. (1985) Relationship Between Fatigue Life Distribution, Notch Configuration, and S-N Curve of a 2024-74 Aluminium Alloy. *Transactions of the ASME, Journal of Engineering Materials and Technology*, 107, July, pp. 214-220
- [15] Schijve, J. (1993) A Normal Distribution or a Weibull Distribution for Fatigue Lives. *Fatigue and Fracture of Engineering Materials and Structures*, 16, No.8, pp. 851-859
- [16] Schijve, J. (1994) Fatigue Predictions and Scatter. *Fatigue and Fracture of Engineering Materials and Structures*, 17, No.4, pp.381-396
- [17] Vlk, M. Examples 11.1 and 11.7 Fatigue Assessment. In: [1]
- [18] Weibull, W. (1961) Fatigue Testing and Analysis of Results. *Pergamon Press*, Oxford