

PROBABILISTIC LIFETIME ASSESSMENT OF THE HIGH PRESSURE STEAM PIPING

Ondřej Bielak*, Vladimír Bína*, Jan Masák*, Jan Korouš†

Summary: *Steam pipelines belong to large systems, which consist of many elements. Probabilistic methods present the ideal tool in life-time assessing of such structures. In the paper, a high pressure piping damaged by fatigue and creep is investigated and probability of defect initiation is determined. The theoretical background of used method is explained as well as calculation results are discussed.*

Key words: *Probabilistic methods, Reliability, Fatigue, Creep.*

1 Úvod

Klasické deterministické postupy používané při výpočtech životnosti konstrukcí spočívají v porovnání maximálních napjatostních stavů s minimálními hodnotami materiálových vlastností.

Uvedený postup lze označit za konzervativní, protože používá extrémních hodnot, které se mohou samy o sobě vyskytnout s velice malou pravděpodobností. Kromě toho je značně problematické vzít v úvahu vliv počtu kritických lokalit na celkovou spolehlivost, či riziko poruchy celého systému, ať již se jedná o konstrukční prvek, jeden uzel s řadou kritických prvků nebo dokonce několik konstrukčních uzlů.

Jestliže vezmeme v úvahu, že materiálové vlastnosti, provozní podmínky, rozměrové tolerance mají určitou variabilitu, lze potom použití pravděpodobnostních metod při výpočtech životnosti považovat za objektivnější vzhledem k tomu, že umožňují výše zmíněnou variabilitu rozhodujících faktorů zahrnout do výpočtů a tím i zároveň snížit konzervativnost deterministických metod.

Pravděpodobnostní (stochastický) přístup rovněž umožňuje na základě rizik poruchy jednotlivých prvků (kritických lokalit) stanovit celkové riziko poruchy systému.

V případě parovodu se stochastické metody budou týkat stanovení pravděpodobnosti iniciace trhlin a doby do lomu při tečení, v závislosti na době provozu.

2 Pravděpodobnost iniciace trhlin

Z hlediska vzniku trhlin budeme považovat za rozhodující únavovou pevnost a amplitudu napětí. Obě tyto veličiny budeme považovat za náhodné. U materiálu se jedná o variabilitu danou vlastním výrobním procesem, variabilita amplitudy napětí vzniká v důsledku výrobních tolerancí tloušťek stěn potrubí.

Stochastický model počtu cyklů do iniciace trhliny lze vyjádřit vztahem :

$$\log(N_i) = A_1 + A_2 \log(\Delta\sigma - A_3) + \delta_u \xi_u \quad (1)$$

*Ing. Ondřej Bielak, CSc., Ing. Vladimír Bína, CSc., Ing. Jan Masák, BiSAFE s.r.o., Malebná 2, 149 00 Praha 4; tel. +420 2 6791 3335, fax. +420 2 6791 3334, e-mail: bisafe@login.cz

†Ing. Jan Korouš, ÚTAM AV ČR, Prosecká 76, 190 00 Praha 9; tel. +420 2 86882121/1.204, e-mail: korous@itam.cas.cz

kde A_1, A_2, A_3 jsou materiálové konstanty, N_i je počet cyklů do iniciace trhliny jako náhodná veličina, $\Delta\sigma$ je amplituda napětí jako náhodná veličina v důsledku výrobní variability tloušťek stěn, ξ_u je normovaná náhodná veličina Gaussova rozdělení pravděpodobností a δ_u je směrodatná odchylka logaritmu počtu cyklů do iniciace trhliny.

Pro materiálovou vlastnost předpokládáme, že logaritmus počtu cyklů má Gaussovo rozdělení a potom stochastický model bude mít tvar podle vztahu (1).

Poškození náhodným únavovým procesem lze definovat vztahem :

$$\pi_u[N(t)] = tN_1 \sum_{j=1}^m \frac{\Delta N_j}{N_{i,j}} = 10^{-\delta_u \xi_u} tN_1 \sum_{j=1}^m \frac{\Delta N_j}{N_{sj}} \quad (2)$$

kde $\pi_u[N(t)]$ je únavové poškození v provozní době t při počtu cyklu N , $N_{i,j}$ je počet cyklů do iniciace trhliny podle vztahu (1) pro $\Delta\sigma_j$, N_1 je počet cyklů za jednotku času (hodinu), N_{sj} je střední počet cyklů do iniciace trhliny, ΔN_j je relativní počet cyklů – spektrum únavových amplitud a m je počet napěťových hladin spektra.

Amplitudu napětí $\Delta\sigma$ jako náhodnou veličinu lze popsat vztahem :

$$\Delta\sigma = \Delta\sigma_0 \frac{S_0}{S} \quad (3)$$

kde S_0 je jmenovitá tloušťka stěny, S je skutečná tloušťka stěny, uvažovaná jako náhodná veličina a $\Delta\sigma_0$ je amplituda napětí, vypočtená pro jmenovitou tloušťku stěny S_0 .

Distribuční funkce relativních tloušťek stěn S/S_0 byla uvažována jako logaritmicko – normální. Potom vztah (3) lze po úpravách vyjádřit ve tvaru :

$$\log \Delta\sigma = \log \Delta\sigma_0 + \delta_S \xi_S \quad (4)$$

kde δ_S je směrodatná odchylka logaritmu relativních tloušťek stěn a ξ_S je náhodná veličina Gaussova rozdělení $N(0, 1)$.

Při odvození vztahu (4) bylo uvažováno, že střední hodnota poměru S/S_0 je rovna jedné.

Principiálně teoreticky je náhodnými veličinami ξ_u a ξ_S a jejich rozdělením pravděpodobností určena i pravděpodobnost distribuční funkce veličiny N_i – počtu cyklů do iniciace trhliny. Vzhledem k obtížnosti teoretického řešení byla pro výpočty použita simulační metoda Monte-Carlo.

Při použití simulačních postupů je prvním podstatným krokem ověření nutného počtu simulací, aby bylo dosaženo dostatečné přesnosti výpočtu. Proto byly realizovány výpočty s počty simulací od 10 000 do 10 000 000. Jak se ukázalo, nepřináší již zvyšování počtu simulací nad 1 000 000 podstatnější zvýšení přesnosti výpočtů, a to až do oblasti rizik 10^{-6} .

3 Riziko vzniku trhliny při interakci tečení a únavy

Pravděpodobnost (riziko) lomu při tečení je zásadně určována náhodným chováním materiálových vlastností, které lze popsat vztahem [1]:

$$\log(t_R) = A_1 + A_2 \log \left| \frac{1}{T} - \frac{1}{A_5} \right| + A_3 \log \left| \frac{1}{T} - \frac{1}{A_5} \right| \log[\sinh(A \cdot \sigma \cdot T)] + A_4 \log[\sinh(A \cdot \sigma \cdot T)] + \delta_c \xi_c \quad (5)$$

kde A_1 až A_6 jsou materiálové konstanty, T je teplota, σ je napětí, t_R je doba do lomu při tečení jako náhodná veličina, ξ_c je normovaná náhodná veličina s Gaussovým rozdělením pravděpodobností – $N(0, 1)$ a δ_c je směrodatná odchylka logaritmu doby do lomu.

Z uvedeného plyne, že pravděpodobnostní distribuční funkce doby do lomu je popsána logaritmicko-normálním rozdělením.

Napětí σ bylo s ohledem na provozní podmínky považováno za konstantní (konstantní provozní tlak). Velikost napětí však může být ovlivněna skutečnou, provedenou tloušťkou stěny. Potom napětí jako náhodnou veličinu lze popsat vztahem :

$$\sigma = \sigma_0 \frac{S_0}{S} \quad (6)$$

kde S_0 je jmenovitá tloušťka stěny, S je skutečná tloušťka stěny, uvažovaná jako náhodná veličina a σ_0 je napětí, vypočtené pro jmenovitou tloušťku stěny S_0 .

Distribuční funkce relativních tloušťek stěn S/S_0 byla při dalších výpočtech uvažována logaritmicko-normální jako v odstavci 2. Potom vztah (6) lze transformovat do tvaru :

$$\log \sigma = \log \sigma_0 + \delta_S \xi_S \quad (7)$$

kde δ_S je směrodatná odchylka logaritmu relativních tloušťek stěn a ξ_S je náhodná veličina Gaussova rozdělení $N(0, 1)$.

Provozní napětí však může v důsledku např. korozních úbytků tloušťek stěn vzrůstat. Potom by vztah (6), resp. (7) představoval stochastický proces. Tyto změny ve výpočtech nebyly uvažovány. Vztah (5), jak je uveden, lze aplikovat v případě, že provozní teplota T je konstantní. Jestliže provozní teploty jsou charakterizovány teplotním spektrem, je nutno použít zákona kumulace poškození ve stochastickém tvaru :

$$\pi_c(t) = t \sum_{j=1}^m \frac{\Delta t_j}{t_j} = 10^{-\delta_c \xi_c t} \sum_{j=1}^m \frac{\Delta t_j}{t_{sj}} \quad (8)$$

kde $\pi_c(t)$ je poškození při tečení v čase t , Δt_j jsou relativní doby teplotní expozice na hladinách T_j , t_j jsou doby do lomu při teplotě T_j podle vztahu (5), t_{sj} jsou střední doby do lomu při teplotě T_j a m je počet teplotních hladin spektra.

Riziko lomu při tečení před provozní dobou t je potom dáno pravděpodobností :

$$P[\pi_c(t) = 1]. \quad (9)$$

Budeme-li uvažovat spolupůsobení poškození jak tečením tak únavou, potom celkové poškození (viz. vztahy 2 a 8) lze vyjádřit vztahem :

$$\pi(t) = \pi_c(t) + \pi_u[N(t)] = t \left[10^{-\delta_c \xi_c} \sum_{j=1}^m \frac{\Delta t_j}{t_{sj}} + 10^{-\delta_u \xi_u} N_1 \sum_{j=1}^m \frac{\Delta N_j}{N_{sj}} \right] \quad (10)$$

a pro riziko iniciace defektu před dobou t platí obdobně jako (9) a s ohledem na (10) vztah :

$$P[\pi_c(t) + \pi_u[N(t)] = 1]. \quad (11)$$

Jak bylo řečeno, obě náhodné veličiny ξ_c a ξ_u mají Gaussovo rozdělení $N(0, 1)$. Potom lze jejich simultánní rozdělení uvažovat jako dvojrozměrné normální rozdělení s hustotou :

$$h(\xi_c, \xi_u) = \frac{1}{2\pi\sqrt{(1-r^2)}} \exp \left[\frac{1}{2(1-r^2)} (\xi_c^2 + 2r\xi_c\xi_u + \xi_u^2) \right]. \quad (12)$$

S uvažováním uvedených závislostí a vztahů je evidentní, že analytické řešení je prakticky vyloučené a jediným způsobem výpočtů se ukazují metody Monte-Carlo, které však bylo přesto nutno použít v určitém zjednodušení.

K tomu, co bylo uvedeno, nutno dodat, že zmíněné řešení se týká výpočtů rizik jednotlivých kritických lokalit.

Aplikací pravděpodobnostních metod je dále možné kvantifikovat zmíněné části jako celek, jako systém, sestávající z jednotlivých kritických lokalit. Celkové riziko systému prvků se stanoví vztahem :

$$R(t) = 1 - \prod_{j=1}^m [1 - R_j(t)] \quad (13)$$

kde $R(t)$ je riziko vzniku trhliny parovodu před dobou t , $R_j(t)$ je riziko j -tého prvku (lokality) a m je počet prvků tvořících systém potrubí.

Dosud uvedená rizika vzniku trhlin jsou pravděpodobnosti vztahující se k období v počátku provozu, tj. pravděpodobnosti, že dojde v daném období k iniciaci trhliny. Tyto pravděpodobnosti označujeme jako primární nebo apriorní. Pravděpodobnostních metod lze, kromě hodnocení celkového primárního rizika systému, využít i při řešení přípustné doby dalšího provozu. K tomu využijeme podmíněných pravděpodobností.

4 Využití aposteriorních pravděpodobností

Předpokládejme, že potrubní systém byl v provozu po určitou dobu t_0 a za tuto dobu nedošlo ke vzniku trhlin, a na základě diagnostických kontrol nebyly zjištěny žádné technické závady. Výpočet rizika iniciace defektu k době $t > t_0$ (pro časový interval $\langle 0, t \rangle$) klasickým postupem však nepostihuje výše uvedené skutečnosti, tj. že potrubní systém je v bezporuchovém stavu. Je zcela evidentní, že riziko vzniku trhliny vztažené k době t_0 je nulové. Můžeme si proto položit otázku, jaká bude spolehlivost resp. pravděpodobnost iniciace defektu v dalším provozním intervalu $\langle t_0, t \rangle$, za předpokladu dosavadního bezporuchového provozu.

Z pravděpodobnostního hlediska lze uvedený stav v provozní době t_0 označit jako stav (jev), že doba vzniku trhlin t_R nastane v době větší než t_0 :

$$A = \{t_R > t_0\} \quad (14)$$

který označme jako apriorní.

Nyní nás bude zajímat pravděpodobnost (riziko) vzniku trhlin po době provozu $t > t_0$ za předpokladu bezporuchového provozu do doby t_0 .

Jinak řečeno, jaká je pravděpodobnost tohoto stavu $\{B|A\}$, přičemž do doby t_0 nedošlo k poruše, tj. nastal stav A . Tato pravděpodobnost je dána vztahem pro podmíněnou (aposteriorní) pravděpodobnost [2] :

$$P\{B|A\} = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} \quad (15)$$

kde stav B vyjadřuje apriorní pravděpodobnost, že iniciace trhliny nastane až po provozní době $t > t_0$, tj.

$$B = \{t_R > t > t_0\}. \quad (16)$$

Stav $A \cap B$, jako průnik jevů, znamená jejich současnou realizaci. Z definice jevů A , B (vztahy (14) a (16)) je vidět, že :

$$\{A \cap B\} = \{t_R > t_0\} \cap \{t_R > t > t_0\} = \{t_R > t > t_0\} = B.$$

Potom vztah (15) lze vyjádřit ve tvaru :

$$P(B|A) = \frac{P(B)}{P(A)} \quad (17)$$

kde $P(A)$, $P(B)$ jsou apriorní spolehlivosti vzhledem k provozním dobám t_0 a t .

Zařízení jako celek je však složeno z řady prvků nebo lokalit, které jsou z hlediska iniciace defektu kritickými (ostatní části mají proti těmto prvkům výrazně velkou spolehlivost). V tomto

případě je třeba pohlížet na zařízení jako na soustavu prvků [3, 4], pro kterou je nutno vyčíslit pravděpodobnost podle vztahu (13).

Apriorní spolehlivost soustavy složené z nezávislých prvků dostaneme následovně. Označme jev, že j -tý prvek bude pracovat bez porušení do doby $t_R > t_0$, jako

$$A_i = \{t_{Ri} > t_0\}. \quad (18)$$

Bylo-li celé zařízení provozováno bez defektu, znamená to, že všechny prvky byly provozovány bez porušení. Musí proto nastat všechny stavy A_j současně, tj. musí nastat stav A [2]:

$$A = A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_m = \{\min_j t_{Rj} > t_0\}$$

který je vyjádřen průnikem jevů (množin) A_j . Spolehlivost soustavy je pravděpodobnost stavu A . Pro stochasticky nezávislé jevy A_j platí vztah

$$P(A) = \prod_{j=1}^m P(A_j). \quad (19)$$

Označme nyní jev, že j -tý prvek bude pracovat bez porušení do doby $t_R > t > t_0$, jako

$$B_i = \{t_{Ri} > t > t_0\}. \quad (20)$$

Abychom mohli stanovit spolehlivost soustavy za podmínky, že nastal jev A , musíme určit průnik jevů $A \cap B$

$$\{\bigcap_{j=1}^m A_j\} \cap \{\bigcap_{j=1}^m B_j\} = \{\min_j t_{Rj} > t > t_0\} = \{\min_j t_{Rj} > t_0\} \cap \{\min_j t_{Rj} > t > t_0\}$$

a platí

$$P(A \cap B) = P(B) = \prod_{j=1}^m P(B_j). \quad (21)$$

Dosazením vztahů (19) a (21) do vztahu (17) dostáváme aposteriorní spolehlivost zařízení v intervalu $\langle t_0, t \rangle$, jestliže zařízení bylo v bezporuchovém provozu po dobu t_0 a riziko vzniku trhlin bude

$$R(t|t_0) = 1 - P(B|A). \quad (22)$$

Uvedenými postupy lze získat další informace pro optimální stanovení kontrolních period a reziduální životnosti.

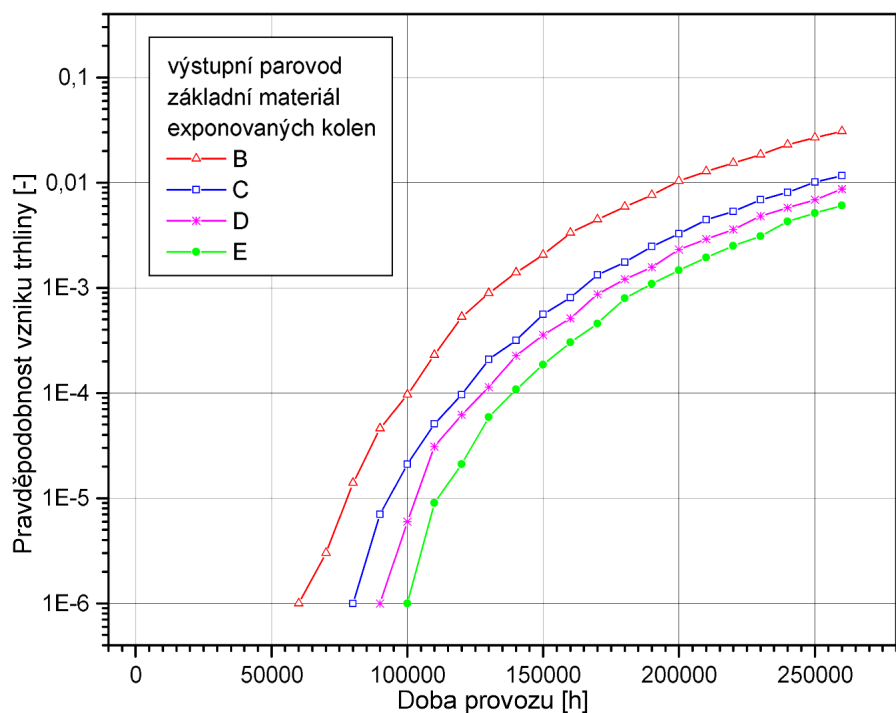
5 Příklad posouzení spolehlivosti potrubního systému

V této části jsou uvedeny výsledky analýzy parovodu kotle podle výše uvedeného postupu. Posuzovaný systém sestával z řady kritických míst, a sice ohybů, tvarovek a svarových spojů z oceli typu 0,5Cr0,5Mo0,3V.

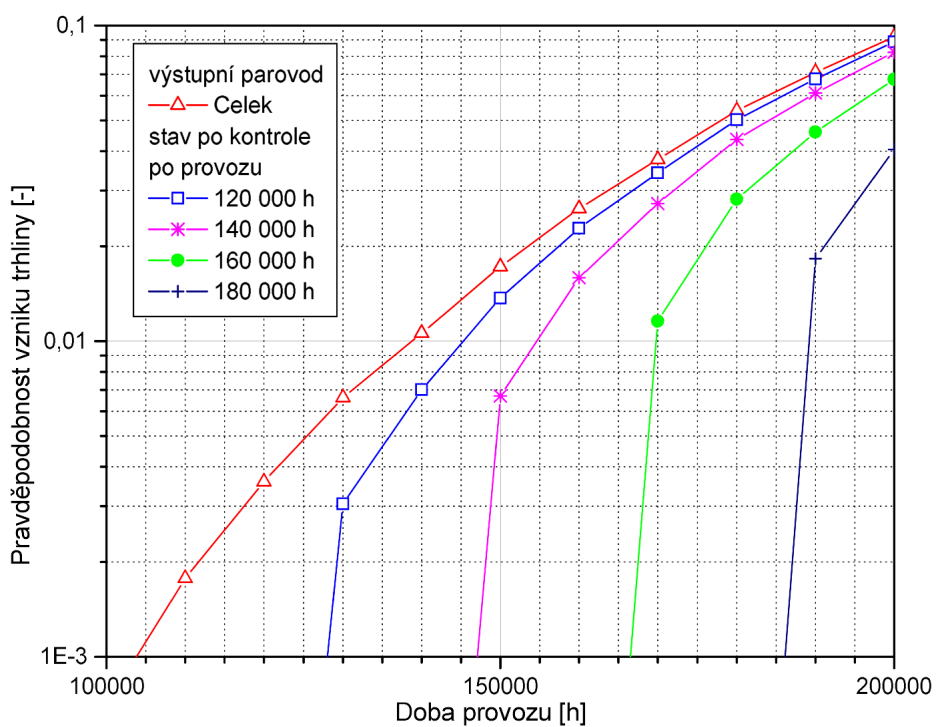
Provozní podmínky byly dány tlakem $p = 9,6$ MPa a teplotou $T = 540^\circ\text{C}$.

Výsledky výpočtů rizika iniciace defektu ve vybraných ohybech potrubního systému jsou znázorněny na obr. 1. Použitím rovnice (13) se vypočte riziko iniciace trhliny v celém systému. Toto apriorní riziko je uvedeno na obr. 2 pod označením CELEK.

Jak již bylo zmíněno v předchozí části, toto riziko je možno korigovat na základě výsledků prohlídek potrubního systému. Na obr. 2 jsou výsledky korekcí podle (22) pro různé časy 1. prohlídky a za předpokladu, že při kontrole nebyly nalezeny defekty. Uvažovány byly kontroly v době provozu 120 000, 140 000, 160 000 a 180 000 hod.



Obrázek 1: Rizika iniciace trhliny pro různé ohyby

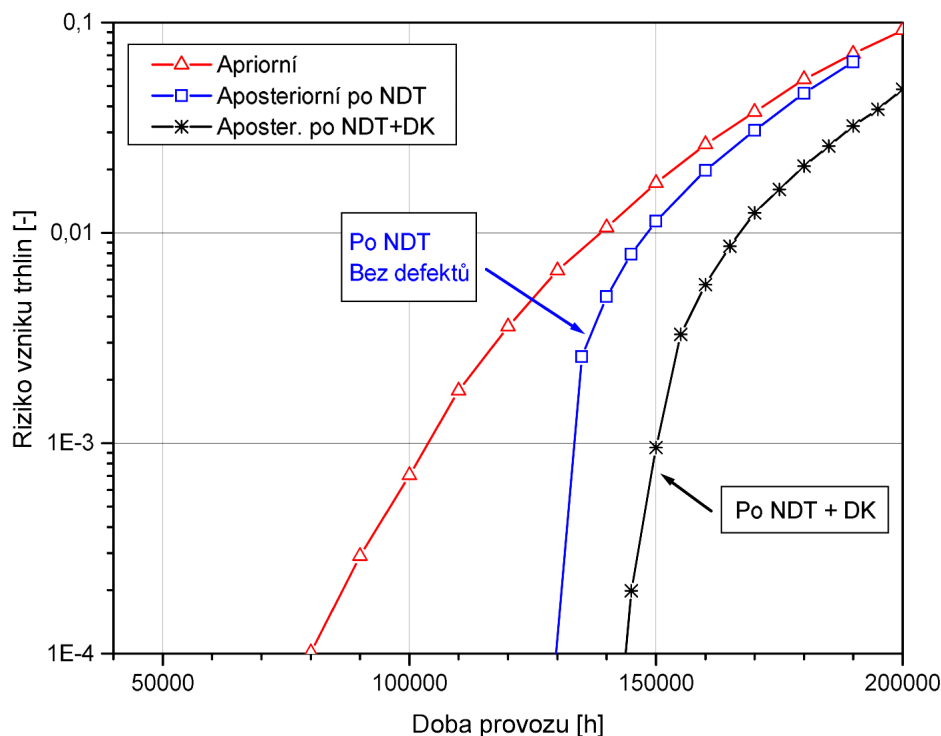


Obrázek 2: Riziko iniciace trhliny pro celý potrubní systém v závislosti na čase 1. prohlídky

Doba 1. kontroly se obvykle určuje na základě zvolené úrovně rizika vzniku trhliny. Tak tomu bylo i v tomto případě. Pro riziko v rozsahu 0,008 až 0,02 vychází doba první inspekce zhruba mezi 130 000 až 150 000 hodinami provozu.

Na tomto místě je vhodné zmínit se též o další výhodě použití pravděpodobnostních postupů. Prohlídky tak rozsáhlých systémů jako parovody jsou nesmírně nákladné a je prakticky nemožné provést kontrolu všech kritických míst. Optimalizaci a rozsah prohlídek lze určit na základě vypočtených rizik iniciace defektu jednotlivých uzlů. Inspekce se potom plánuje pouze pro kritické uzly, které nejvíce přispívají do výsledného rizika podle (13).

Je třeba ještě poznamenat, že v případě nalezení trhliny defektoskopickou kontrolou je nutno poškozený uzel opravit, popř. není-li to ihned možné, zajistit sledování růstu defektu a současně provést důkladnou analýzu predikce šíření trhliny.



Obrázek 3: Aposteriorní korekce rizika vzniku trhliny pro různé rozsahy kontroly; NDT - nede-
struktivní kontrola, DK - diagnostická kontrola

Na obr. 3 jsou znázorněny korekce rizika iniciace trhliny na základě inspekce provedené v čase 126 000 hodin. Názorný je vliv rozsahu kontrol. V případě samotné defektoskopické kontroly získáváme pouze informaci o přítomnosti, resp. nepřítomnosti defektu. Zohlednění tohoto faktu poskytne aposteriorní odhad, znázorněný na obr. 3 modrou čarou. Provede-li se navíc diagnostická kontrola, která poskytne informace o materiálových vlastnostech v okamžiku kontroly, lze aposteriorní korekci dále zpřesnit. Výsledek této analýzy je znázorněn na obr. 3 černou čarou.

Není sporu o tom, že více informací o stavu potrubního systému snižuje míru neurčitosti, zpřesní predikce iniciace defektu a umožní efektivněji naplánovat další prohlídky. Zvolíme-li mezní pravděpodobnost inicializace trhliny 0,01, pak na základě aposteriorního výpočtu vyjde interval do následující inspekce $\Delta t = 30\,000$ hod resp. $\Delta t = 55\,000$ hod, v závislosti na rozsahu první prohlídky. Provedení diagnostické kontroly materiálu parovodu tedy umožňuje delší inspekční intervaly.

6 Závěr

Pro posouzení životnosti potrubního systému byl navržen pravděpodobnostní model. Použité vztahy umožňují respektovat interakci únavy a tečení materiálu. Výpočet zahrnuje jednak výpočet rizika vzniku trhliny pro jednotlivé uzly potrubního systému, jednak výpočet rizika iniciace defektu pro celý systém.

Postup byl použit pro posouzení konkrétního potrubního systému, kde jednotlivé kritické uzly představovaly ohyby a svarové spoje. Pravděpodobnost iniciace defektu u jednotlivých elementů umožnila zefektivnit rozsah kontrol a omezit se na nejkritičtější místa, které nejvíce ovlivňují životnost celého systému.

Doba 1. inspekce analyzovaného zařízení byla určena na základě výpočtu rizika vzniku trhliny v celém systému.

Využití aposteriorních korekcí pravděpodobnosti iniciace trhliny na základě dat získaných při inspekci vedlo ke snížení rizika vzniku defektu a umožnilo naplánovat další prohlídky.

Faktor, který může výrazně ovlivnit délku servisních intervalů, je rozsah prováděných kontrol. Spojení nedestruktivního testování potrubního systému s diagnostickou kontrolou, která poskytla data o materiálových vlastnostech v okamžiku inspekce, umožnilo snížit míru neurčitosti a prodloužit intervaly prohlídek na skoro dvojnásobek.

Pravděpodobnostní přístupy tedy představují mocný nástroj umožňující nejen posouzení životnosti konstrukce na zcela jiné kvalitativní úrovni, ale také poskytují cenná data z hlediska plánování a rozsahu údržbářských prací.

References

- [1] R. Pech, J. Koucký, V. Bína Informationen ORGREB. Institut für Kraftwerke, 106, (1980).
- [2] B. V. Gnědenko. Teorie věrojatnostěj. Nauka Moskva, (1965).
- [3] M. Tichý. Applied Method of Structural Reliability. Kluwer Academic Publisher Group, Dordrecht, (1993).
- [4] J. W. Provan. Probabilistic Fracture Mechanics and Reliability Martinus Nijhoff Publisher, Dordrecht, (1987).