

PREDIKCE PORUCHOVOSTI TRUBKOVÉHO SYSTÉMU PŘEHŘÍVÁKU

Ondřej Bielak, Vladimír Bína

BiSAFE, s.r.o., Praha

Josef Čmakal, Jiří Kudrman

UJP PRAHA, a.s., Praha - Zbraslav

K posouzení provozuschopnosti přehříváku byla aplikována pravděpodobnostní metodika. Výpočtem byly stanoveny pravděpodobnostní distribuční funkce jednotlivých kritických lokalit (ohybů) a potom byl přehřívák řešen jako systém sestávající z určitého počtu prvků. Výsledkem výpočtu jsou pravděpodobnosti dob vzniku jednotlivých poruch – střední hodnoty, časové toleranční meze proudu poruch. Důležitým ukazatelem pro aplikaci jsou vypočtené provozní intervaly mezi poruchami, resp. ukazatel provozní pohotovosti. Závažným faktorem je, že součinitel pohotovosti s dobou provozu má klesající charakter.
Klíčová slova: přehřívák, creep, pravděpodobnost poruchy, konstrukční systém, proud poruch, ukazatel provozní pohotovosti

1. Úvod

Při posuzování provozuschopnosti konstrukce není rozhodující pouze její doba bezporuchového provozu, ale rovněž doba, kdy dochází k určitým poruchám. Dosavadní klasická metodika nemá možnost predikce poruchovosti. Jednak proto, že výpočtové veličiny jsou považovány za konstantní hodnoty a jednak proto, že neuvažuje, ale ani nemůže uvažovat konstrukci jako systém sestávající z určitého počtu konstrukčních částí.

Teorie spolehlivosti se sice zabývá otázkami poruch, avšak často vychází z předpokladů, že se jedná o prostý, stacionární proud poruch nebo že jsou vstupní náhodné faktory známe. V následujících odstavcích chceme ukázat případ komplexního výpočtu poruchovosti přehříváku.

Jedná se o případ, kdy během provozu došlo ke vzniku nestandardních stavů, které vedly k degradaci materiálových (creepových) vlastností, snížení plasticity, korozním úbytkům tloušťek stěn. Celková materiálová degradace ukazovala na výrazné snížení životnosti (chápaném v klasickém slova smyslu) a bylo možné očekávat i zvýšení počtu poruch během dalšího provozu.

2. Metodika výpočtu proudu poruch

Budeme uvažovat konstrukční systém sestávající z počtu N kritických lokalit nebo prvků. O každém z prvků ($i = 1, 2, \dots, N$) budeme předpokládat, že je charakterizován distribuční funkcí $F_i(t)$, udávající pravděpodobnost dosažení mezního stavu před dobou t . Potom konstrukční systém budeme charakterizovat náhodným vektorem τ (stochasticky nezávislých náhodných veličin)

$$\tau = [\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_i, \dots, \tau_N], \quad (1)$$

kde τ_i je náhodná veličina odpovídající i -tému prvku systému a charakterizující jeho mezní stav, $F_i(t) = P(\tau_i \leq t)$ je pravděpodobnostní distribuční funkce i -tého prvku.

Vzhledem k tomu, že dále budeme pojednávat o proudu poruch (pořadí), zavedeme vektor pořadových statistik $\tau^{(\bullet)}$ [1]

$$\tau^{(\bullet)} = [\tau^{(1)}, \tau^{(2)}, \dots, \tau^{(i)}, \dots, \tau^{(N)}], \quad \tau^{(1)} \leq \tau^{(2)} \leq \dots \leq \tau^{(i)} \leq \dots \leq \tau^{(N)}, \quad (2)$$

kde $\tau^{(i)}$ je doba i -té poruchy, $\tau^{(i)} = \tau_{r_i}$ – viz vztah (1),

$$r_i \text{ je prvek vektoru pořadí } R = [r_1, r_2, \dots, r_i, \dots, r_N].$$

Protože cílem řešení je výpočet rizika j -té poruchy (v pořadí), můžeme použitím uvedených pojmů zformulovat problém takto

$$P(\tau^{(j)} \leq t) = F^{(j)}(t), \quad (3)$$

což znamená stanovit pravděpodobnost, že j -tá pořadová statistika $\tau^{(j)}$ (doba do j -té poruchy) je menší než hodnota t . Výpočet pravděpodobností posloupnosti poruch je podrobně uveden ve zprávě [2] nebo v referátu [3]. Zde se omezíme pouze na základní vztahy.

Distribuční funkci j -té poruchy pro případ, kdy se jedná o systém sestávající z N identických prvků, je popsána vztahem

$$P(\tau^{(j)} \leq t) = \sum_{i=j}^N \binom{N}{i} [F(t)]^i [1 - F(t)]^{N-i} = 1 - \sum_{i=0}^{j-1} \binom{N}{i} [F(t)]^i [1 - F(t)]^{N-i}. \quad (4)$$

Hustotu rozdělení pravděpodobností j -té poruchy dostaneme jako derivaci vztahu (4) vzhledem k náhodné veličině $\tau^{(j)}$ pro zadané j

$$f(\tau^{(j)}) = N \binom{N-1}{j-1} [F(t)]^{j-1} [1 - F(t)]^{N-j} f(t), \quad f(t) = \frac{dF(t)}{dt}. \quad (5)$$

Podívejme se na obecnější případ, kdy náhodný vektor τ sestává z m subvektorů náhodných veličin majících stejné rozdělení pravděpodobností

$$\tau = [\tau_{1,1}, \dots, \tau_{1,i}, \dots, \tau_{1,N_1}; \tau_{2,1}, \dots, \tau_{2,i}, \dots, \tau_{2,N_2}; \dots; \tau_{m,1}, \dots, \tau_{m,i}, \dots, \tau_{m,N_m}], \quad (6)$$

kde veličiny $\tau_{k,1}, \dots, \tau_{k,i}, \dots, \tau_{k,N_k}$ mají stejné rozdělení pravděpodobností,

$k = 1, 2, \dots, m$, m je počet subvektorů ve vektoru (6),

symbol N_k formálně označuje N_k – počet veličin v subvektoru τ_k .

Máme na mysli případ, kdy počty veličin N_k jsou značně rozlehlé, přičemž počet subvektorů m je relativně malý. Potom je možné využít vztahu (4), kterým lze vyjádřit distribuční funkce subvektorů $\tau_k = [\tau_{k,1}, \dots, \tau_{k,i}, \dots, \tau_{k,N_k}]$, které mají identická rozdělení pravděpodobností. Pravděpodobnost j -té poruchy $P(\tau^{(j)} \leq t)$ je dána součtem a součiny pravděpodobností

$$P(\tau^{(j)} \leq t) = 1 - \sum_{i=0}^{j-1} \sum_{p \in P(i)} \prod_{l=1}^I P(\tau_k^{(p(l,k)+1)} \leq t < \tau_k^{(p(l,k)+2)}), \quad (7)$$

$$\text{kde } P(\tau_k^{(p(l,k)+1)} \leq t < \tau_k^{(p(l,k)+2)}) = \binom{N_k}{p(l,k)} [F_k(t)]^{p(l,k)} [1 - F_k(t)]^{N_k - p(l,k)},$$

$\mathbf{p} = [p(l,1), \dots, p(l,k), \dots, p(l,m)]$, $p(l,k) \in \{0,1,2, \dots, j-1\}$,

$\mathbf{P}(i)$ je matice permutací z m prvků s libovolným opakováním prvků, $i = 0, 1, \dots, j-1$,

$$\mathbf{P}(i) = \begin{bmatrix} p(1,1) & \cdots & p(1,l) & \cdots & p(1,m) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p(l,1) & \cdots & p(l,k) & \cdots & p(l,m) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p(I,1) & \cdots & p(I,k) & \cdots & p(I,m) \end{bmatrix}, \sum_{k=1}^m p(l,k) = i \quad (8)$$

$k = 1, 2, \dots, m$, m je počet subvektorů ve vektoru (6), I je počet permutací - řádků matice $\mathbf{P}(i)$.

3. Stanovení primárních distribučních funkcí

K provedení výpočtu podle předchozího paragrafu nutno ještě stanovit pravděpodobnostní distribuční funkce $F(t)$ resp. $F_k(t)$ – viz vztahy (4) a (7). K jejich výpočtu bylo použito stochastické formy zákona kumulace poškození. Chceme-li zahrnout do výpočtu provozní podmínky komplexněji, jako je neurčitost počátečních tloušťek stěn trubek, jejich úbytky v důsledku vysokoteplotní koroze, abraze, je nutno jej aplikovat ve formě

$$\pi_c(t) = \exp(-\delta_c \cdot \Omega_c) \cdot \sum_{j=1}^X \Delta t_j \sum_{i=1}^n \frac{r t_i}{t_c(\sigma_{ji}, T_i)} \quad \text{pro } \pi_c(t) < 1 \quad (9)$$

$$\pi_c(t) = 1 \quad \text{jinak ,}$$

kde $t = \sum_{j=1}^X \Delta t_j$ je celková doba provozní expozice,

$\sigma_{ji} = \sigma(s_o, \Delta s(t_j, T_i), p_i)$ je provozní napětí zohledňující reálné tloušťky stěn trubek s_o , jejich časové úbytky $\Delta s(t_j, T_i)$ a klouzavé tlaky p_i .

Analytické řešení je nereálné a je nutná aplikace numerických metod spolu s metodami Monte Carlo. Řešení spočívá v simulaci náhodných veličin ve vztahu (9), zejména se bude jednat o veličinu charakterizující náhodnost zárupevných vlastností, tloušťky stěn trubek. Korozní úbytky lze realisticky vyhodnotit z provozních měření. Nezbytným krokem je však výpočet napjatosti s ohledem na jeho časový růst. Položíme-li vztah (9) identicky rovný jedné, dostaneme rovnici pro výpočet náhodné doby do poruchy τ

$$\exp(-\delta_c \cdot \Omega_c) \cdot \sum_{j=1}^X \Delta t_j \sum_{i=1}^n \frac{r t_i}{t_c(\sigma_{ji}, T_i)} = 1 \Rightarrow \tau = \sum_{j=1}^X \Delta t_j, \quad (10)$$

kde τ je náhodná doba do lomu jako sumace náhodného počtu X časových intervalů Δt_j , aby byla splněna rovnice (10). Opakovanou simulací náhodných veličin ve vztahu (10) obdržíme posloupnost náhodných dob do lomu τ_w , které zpracujeme metodami matematické statistiky, např. riziko vzniku poruchy

$$\{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_w, \dots, \tau_H\} \Rightarrow P(\tau \leq t) = \frac{w-0,5}{H}, \quad \tau_{w-1} \leq t < \tau_w, \quad \tau_o = 0. \quad (11)$$

4. Výsledky výpočtů

Jeden z výpočtů byl proveden pro dva stavy přehříváku vyrobeného z oceli 0,5Cr0,5Mo0,3V. V první variantě byl uvažován výchozí stav materiálu (dle ČSN 41 5128.5) s výpočtovou teplotou 575 °C. Ve druhé variantě bylo uvažováno snížení žárupevných vlastností na dolní mez a korozní úbytky tlouštěk stěn.

Přehřívák byl při výpočtech proudů poruch považován za systém sestávající z 80 kritických lokalit – ohybů v neteplejší části.

V prvním případě je střední doba do první poruchy cca 27 800 hodin, druhá porucha vzniká po cca 7 000 hodinách (celkově po 34 800 hodinách provozu) – viz obr.1, na kterém je uveden růst počtu poruch v závislosti na době provozu. Potom dochází k postupnému zkracování provozních intervalů mezi poruchami – po 7.poruše (po cca 54 000 hodinách provozu) klesají na 3 200 hodin, kdy se jejich velikost začíná přibližně stabilizovat – viz obr.2, kde je uveden pokles provozních dob mezi poruchami.

Z výpočtů druhé varianty plyne střední doba do první poruchy cca 12 000 hodin, druhá porucha následuje za 3 000 hodin v 15 000 hodinách provozu. Závislost počtu poruch na době provozu je uvedena na obr.3 a pokles dob provozu mezi poruchami je na obr.4. Provozní intervaly mezi poruchami však velmi rychle klesají a po 10. poruše (po cca 27 000 hodinách provozu) poklesne provozní interval na cca 1 100 hodin.

Další propočtený případ byl přehřívák z oceli 2.25Cr1Mo sestávající ze 164 ohybů. Růst počtu poruch v závislosti na době provozu je znázorněn na obr.5. Na obrázku jsou zakresleny střední hodnoty a dolní a horní toleranční meze počtu poruch v závislosti na době provozu.

První poruchu lze očekávat v rozmezí 5 700 až 14 200 hodin, při střední době provozu 8 900 hodin. V průběhu dalšího provozu by počet poruch stoupal a doba provozu mezi jednotlivými poruchami bude klesat, jak je uvedeno na obr.6. Přibližně po 6. poruše v době provozu v rozmezí od 14 do 22 tisíc hodin dochází ke zkrácení provozní doby mezi poruchami pod hranici 1 000 hodin.

5. Posouzení provozuschopnosti

Podívejme se, jaké lze učinit závěry z vypočtených výsledků. V případě prvního přehříváku z oceli 0,5Cr0,5Mo0,3V spočteného pro dvě varianty doby do 1.poruchy vykazují značný rozdíl. Ten by vykázal i deterministický výpočet, avšak nelze z nich nic usuzovat na poruchovost přehříváku v dalším provozu. Teprve porovnání četností poruch může být kritériem další provozuschopnosti. Za kritérium lze považovat určitou velikost provozní doby mezi poruchami.

V uvedeném příkladu došlo v důsledku nestandardních stavů ke změně doby mezi poruchami přibližně na třetinu (ze 3 200 hodin na 1 100). Pokles provozní doby mezi poruchami po určitou mez může být kritériem životnosti.

Nutno ještě doplnit, že k tomuto snížení došlo v prvním případě po 7.poruše v 54 000 hodinách provozu a ve druhém případě po 10.poruše ve 27 000 hodinách provozu. Abychom vzali v úvahu i tuto okolnost, lze jako kritérium použít ukazatele provozní pohotovosti a jeho pokles pod určitou hodnotu

$$K_p(t) = \frac{\mu^{(i)} - \mu^{(i-1)}}{\mu^{(i)} - \mu^{(i-1)} + \Delta t_{do}}, \quad \mu^{(0)} = 0, \quad (12)$$

kde $K_p(t)$ je ukazatel provozní pohotovosti zařízení,

Δt_{do} je střední doba odstávky pro odstranění poruch (doba obnovy),

$\mu^{(i)}$ je střední provozní doba i -té poruchy.

6. Závěr

Komplexní posouzení provozuschopnosti přehříváku sestává z následujících fází:

- výpočet pravděpodobností poruchy jednotlivých konstrukčních prvků na základě poškozovacích mechanismů,
- výpočet pravděpodobností proudu poruch s ohledem na počet kritických lokalit,
- výpočet provozních dob mezi poruchami,
- stanovení provozuschopnosti na základě ukazatele provozní pohotovosti zařízení.

7. Literatura

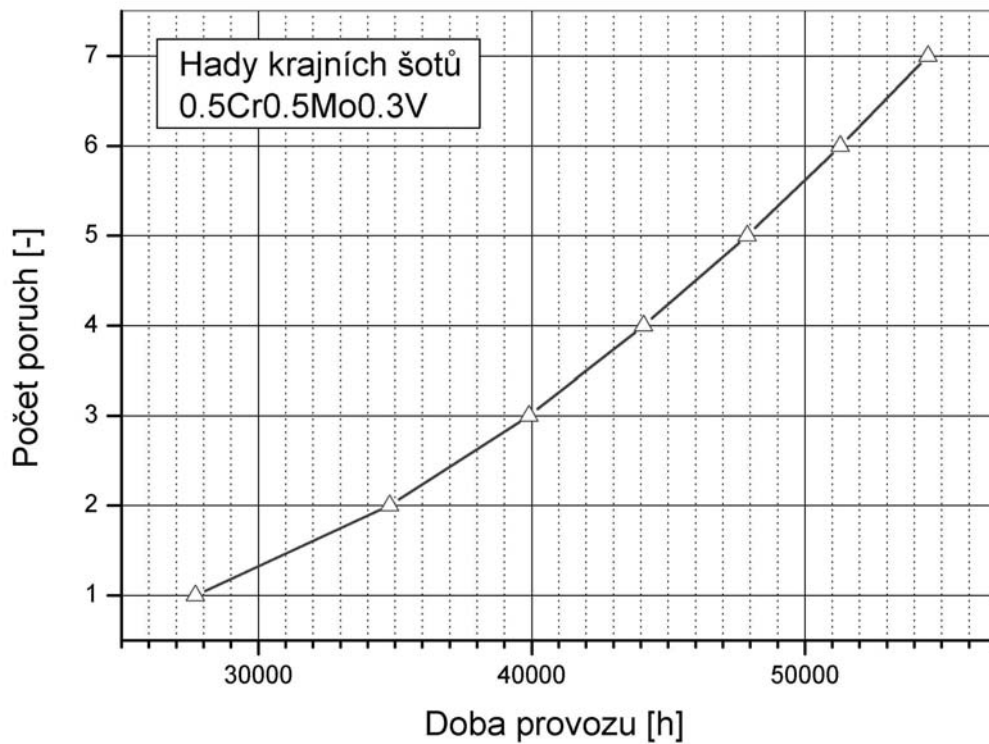
- [1] Hájek, J. – Šidák, Z.: *Theory of Rank Test*. Academia Praha, 1967.
- [2] Bína, V. – Bielak, O.: *Pravděpodobnostní posuzování provozuschopnosti trubkových systémů kotlů*. Zpráva BiSAFE Z-02-173. Praha 2002.
- [3] Bína, V. – Bielak, O.: Pravděpodobnostní posuzování provozuschopnosti konstrukce s přípustným dosažením mezního stavu. In: Sborník konference Engineering Mechanics 2002. ÚTAM a ÚTM ČAV Praha, VUT fakulta strojní Brno, ŽDAS Žďár nad Sázavou. Svratka 12.-16. květen 2002, s.5.

Práce vznikla v rámci projektu MPO ČR „Vývoj metodik, technologií a zařízení pro hodnocení rozsahu poškození teplosměnných ploch trubkových kotlů, přehříváků a výměníků tepla“

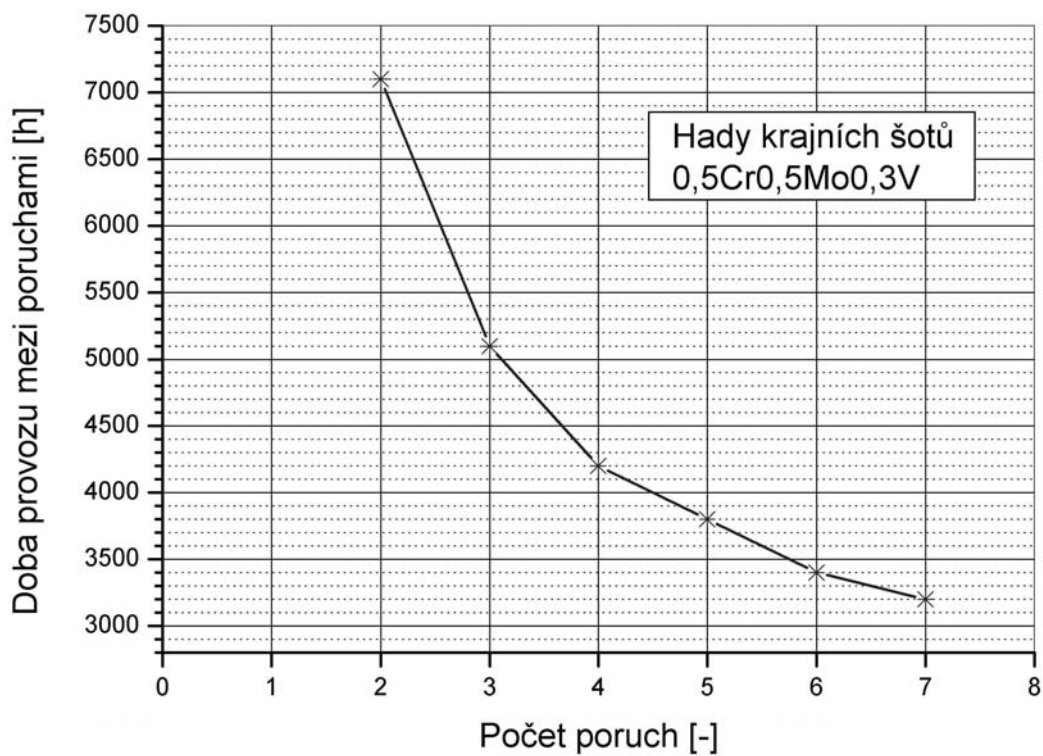
Adresní údaje o autorech

<i>Plné jméno s tituly:</i>	Mgr. Ing. Vladimír Bína, CSc. Ing. Ondřej Bielak, CSc.
<i>Pracoviště a jeho začlenění Do instituce/firmy:</i>	BiSAFE, s. r.o.
<i>Adresa pro korespondenci:</i>	Malebná 2/1049, 149 00 Praha 4
<i>E-mail:</i>	bisafe@login.cz , bielak@login.cz
<i>Fax:</i>	267 913 334
<i>Telefon:</i>	267 913 335

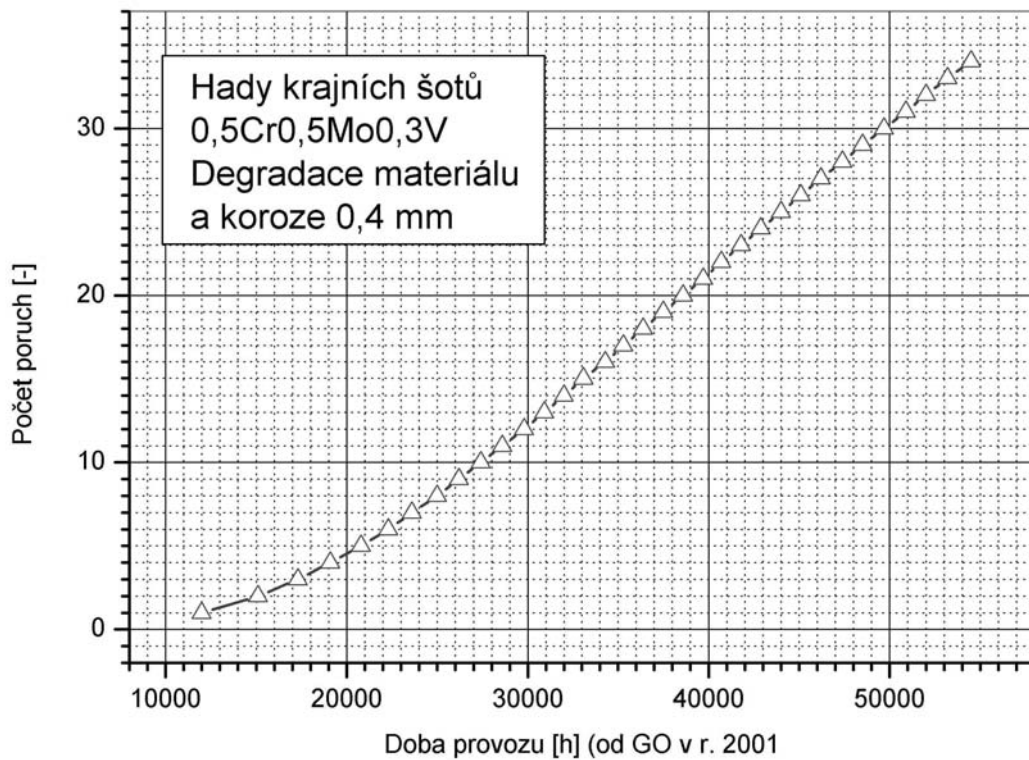
<i>Plné jméno s tituly:</i>	Ing. Josef Čmakal, CSc. Ing. Jíří Kudrman, DrSc.
<i>Pracoviště a jeho začlenění do instituce/firmy:</i>	UJP PRAHA a.s.
<i>Adresa pro korespondenci:</i>	Nad Kamínkou 1345, 156 10 Praha - Zbraslav
<i>E-mail:</i>	kudrman@ujp.cz , cmakal@ujp.cz
<i>Fax:</i>	
<i>Telefon:</i>	257 920 273



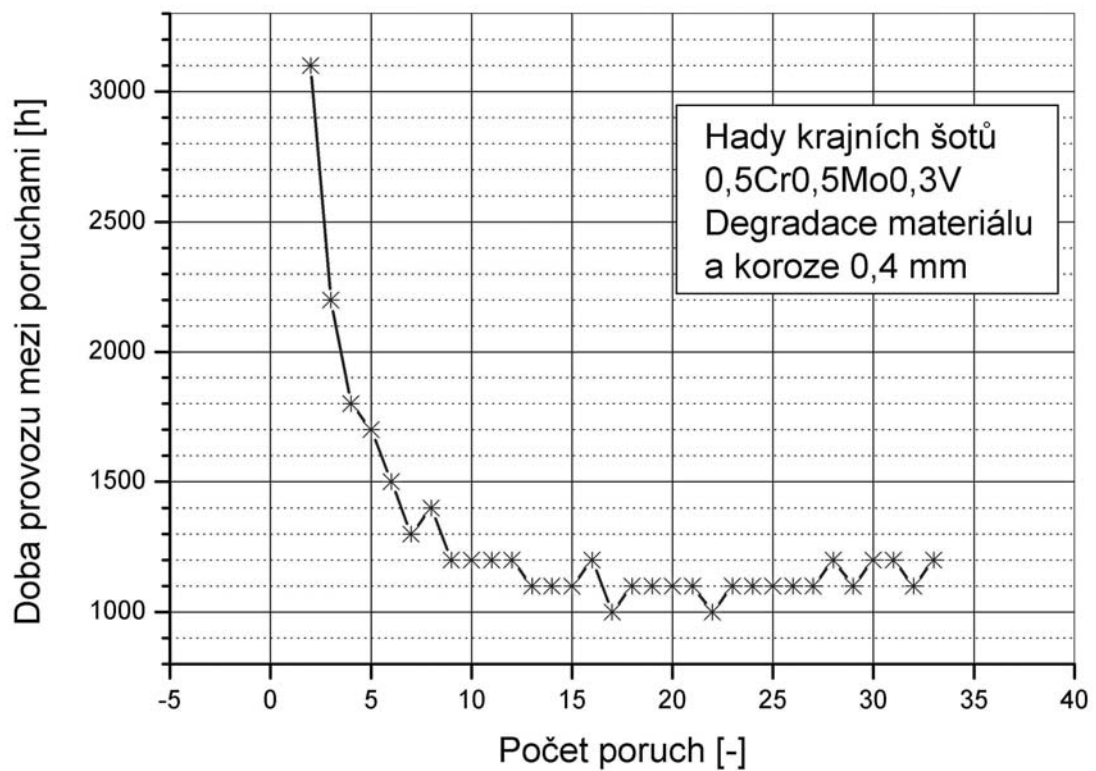
Obr. 1: Závislost počtu poruch na době provozu



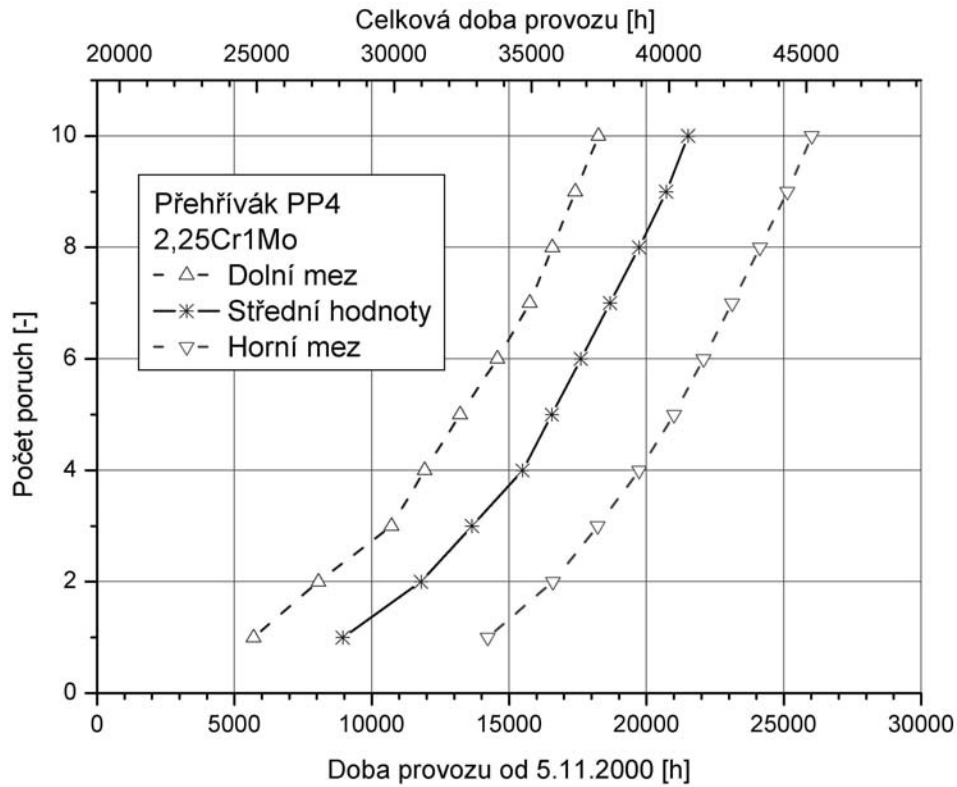
Obr. 2: Korelace provozní doby mezi poruchami a počtem poruch



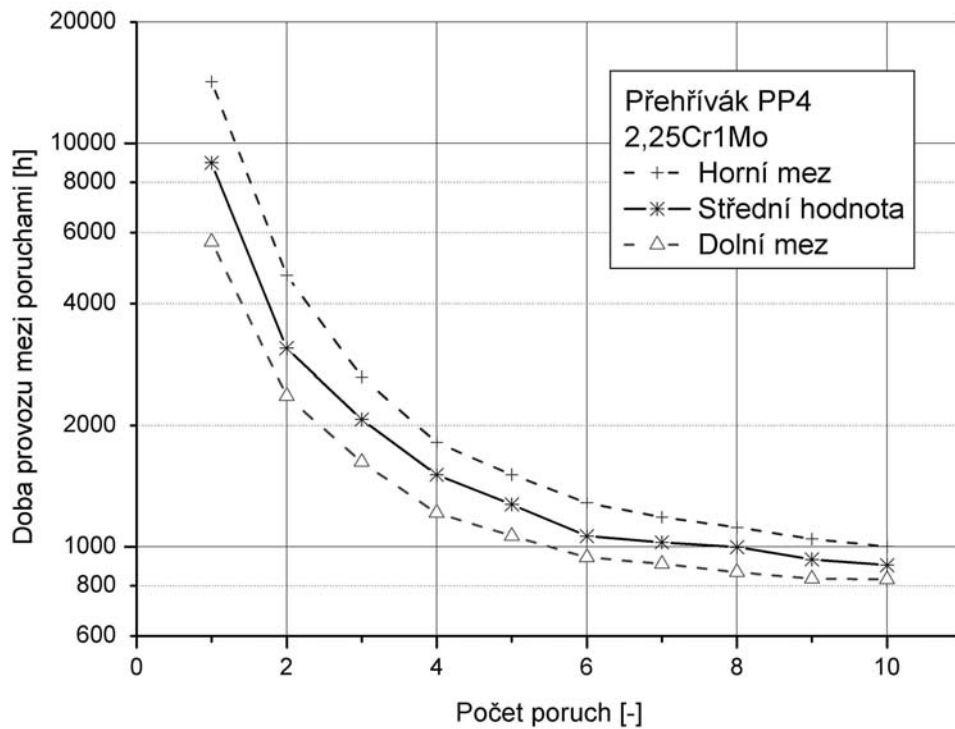
Obr. 3: Závislost počtu poruch na době provozu, degradace materiálu nestandardním provozem, korozní úbytek 0,4 mm



Obr. 4: Korelace provozní doby mezi poruchami a počtem poruch, , degradace materiálu nestandardním provozem, korozní úbytek 0,4 mm



Obr. 5: Závislost počtu poruch na době provozu



Obr. 6: Korelace provozní doby mezi poruchami a počtem poruch