

Využití časových řad v diagnostice výkonových olejových transformátorů - 1. část

Time Series Application in Diagnostic of Power Oil Transformers - 1. Part

Miloš Hammer, Jakub Ertl, Oldřich Barvenčík, Davik Kutálek

*hammer@fme.vutbr.cz, yertl00@stud.fme.vutbr.cz, ybarve00@stud.fme.vutbr.cz,
ykutal01@stud.fme.vutbr.cz*

Fakulta strojního inženýrství VUT v Brně.

Abstrakt: V článku je provedena statistická analýza časových průběhů diagnostických veličin u výkonových olejových transformátorů. Je zaveden pojem aditivního dekompozičního modelu obsahující periodickou, trendovou a chybovou složku. Analýza byla provedena na reálných datech získaných z vodních elektráren Slapy, Kamýk, Dlouhé Stráně a Dalešice.

Abstract: This article deals with statistical analysis of diagnostic quantities of power oil transformers. The term of Aditive Decompositive Model which contains periodic, trend and error component is defined. The analysis is focused on real data from power plants Slapy, Kamýk, Dlouhé Stráně and Dalešice.

Využití časových řad v diagnostice výkonových olejových transformátorů - 1. část

Miloš Hammer¹, Jakub Ertl², Oldřich Barvenčík³, David Kutálek⁴

Fakulta strojního inženýrství VUT v Brně

Email: ¹hammer@fme.vutbr.cz, ²yertl00@stud.fme.vutbr.cz, ³ybarve00@stud.fme.vutbr.cz, ⁴ykutal01@stud.fme.vutbr.cz

Abstrakt – V článku je provedena statistická analýza časových průběhů diagnostických veličin u výkonových olejových transformátorů. Je zaveden pojem aditivního dekompozičního modelu obsahující periodickou, trendovou a chybovou složku. Analýza byla provedena na reálných datech získaných z vodních elektráren Slapy a Kamýk a z přečerpávacích Dlouhé Stráně a Dalešice. Výsledky jsou demonstrovány na koncentraci plynu C_2H_2 rozpuštěného v izolačním oleji.

1 Úvod

Výkonové olejové transformátory jsou jedním z nejdůležitějších prvků v distribuci elektrické energie od výrobce směrem ke spotřebiteli. Rozbor jejich spolehlivosti je proveden na základě vyhodnocování dat z diagnostických měření, pomocí statistických metod (zaměřených na analýzu časových řad) je stanoven pravděpodobný rok dožití a pravděpodobnost poruchy. Protože nejsou k dispozici doby do poruchy jednotlivých transformátorů, nelze k rozboru jejich spolehlivosti použít klasické metody matematické statistiky. V našem případě tak diagnostické veličiny tvoří vstupní hodnoty pro další analýzu. Z charakteru dat vyplývá, že nelze počítat funkční (distribuční funkce poruch, funkce spolehlivosti, intenzita poruch, atd.) ani číselné (střední doba do poruchy, kvantily, atd.) charakteristiky spolehlivosti. Je proto nutné zvolit jiné vypovídající charakteristiky, které lze určit z diagnostických měření.

U výkonových olejových transformátorů je měřena řada veličin, lze je rozdělit do několika skupin.

V tabulce 1 je výčet sledovaných veličin, které popisují stav izolačního oleje, pokud není uvedena jednotka, jedná se o bezrozměrnou veličinu.

Další skupinu tvoří veličiny plynové chromatografie, které sledují obsah plynů rozpuštěných v izolačním oleji transformátoru (tabulka 2).

Zbývající veličiny, které popisují stav vinutí transformátoru, jsou vyjmenovány v tabulce 3 (opět pokud není uvedena jednotka, jedná se o veličinu bezrozměrnou).

Podrobnější informace o vlastní diagnostice transformátorů, případně o měření všech uvedených veličin, lze najít např. v [1].

Všechny výše uvedené veličiny jsou sledovány v čase v průběhu celého života transformátoru, naměřené hod-

Tabulka 1: Veličiny stavu oleje.

Označení	Jednotka	Název
U_p	[kV]	průrazné napětí
$\check{C}K$	[mgKOH/g]	číslo kyselosti
$tg\delta_X$		ztrátový činitel (X značí teplotu oleje)
ϵ_{rX}		relativní permitivita (X značí teplotu oleje)
ρ_X	[$\Omega\text{cm}\cdot 10^{12}$]	vnitřní rezistivita (X značí teplotu oleje)
n_D		index lomu
d_{en2D}		činitel zestárnutí
A_z	[%]	absorbce světla
A_m	[%]	absorbce světla
σ	[N/m]	povrchové napětí
Q_v	[g/t]	obsah vody
Q_i	[%]	obsah inhibitoru
ρ_V	[kg/m ³]	hustota
s	[kV]	směrodatná odchylka (při stanovení U_p)
V	[%]	variační koeficient (při stanovení U_p)

noty veličin se porovnávají se svými kritériálními hodnotami, které jsou uvedeny v [1]. Rozlišují se kritériální hodnoty pro transformátory o různých napěťových hladinách, dále pro nové stroje, stroje po podrobné kontrole, stroje v provozu a náhradní stroje. Na základě statistické analýzy časových řad diagnostických veličin lze rozhodnout, zda se průběh analyzované veličiny periodicky opakuje, případně určit jejich trend. Těchto informací lze dále využít při předpovídání dalšího vývoje diagnostických veličin. Tyto předpovědi mohou vést až k určení pravděpodobnosti, s jakou daná veličina překročí svou kritériální hodnotu, což může poukázat na vznikající poruchu stroje.

Těmito postupy byly vyšetřovány uvedené veličiny, které byly měřeny u jedenácti transformátorů. Jedná se o transformátory z vodní elektrárny Slapy (budeme je značit SL1, SL2, SL3), z vodní elektrárny Kamýk (K1, K2), z přečerpávací elektrárny Dlouhé Stráně (DS1, DS2, DS3, DS4) a z přečerpávací elektrárny Dalešice (DL2, DL6). Veličiny stavu izolace vinutí jsou měřeny při různých zapojeních

Tabulka 2: Veličiny plynové chromatografie.

Označení	Jednotka	Název
CH ₄	[μl/l]	obsah methanu
C ₂ H ₆	[μl/l]	obsah ethanu
C ₂ H ₄	[μl/l]	obsah ethylenu
C ₂ H ₂	[μl/l]	obsah acetylenu
C ₄ H ₁₀	[μl/l]	obsah 1butenu
C ₃ H ₈	[μl/l]	obsah propanu
ΣC _x H _y	[μl/l]	součet uhlovodíků
H ₂	[μl/l]	obsah vodíku
CO ₂	[μl/l]	obsah oxidu uhličitého
O ₂	[μl/l]	obsah kyslíku
N ₂	[μl/l]	obsah dusíku
Q _p	[%]	celkový obsah plynů

Tabulka 3: Veličiny stavu izolace vinutí.

Označení	Jednotka	Název
τ	[s]	časová konstanta
R _X	[MΩ]	odpor (X značí čas po přiložení napětí)
P _i		polarizační index
C _X	[pF]	kapacita (X frekvenci přiloženého napětí)
T _g	[%]	ztrátový činitel

měřících přístrojů, postupy jednotlivých měření a typy zapojení přístrojů jsou popsány v [1]. Rozbor spolehlivosti prováděný pomocí analýzy časových řad využívá především veličin plynové chromatografie, protože lze tento postup vhodně spojit s diagnostickými metodami pro určování typu poruchy transformátoru.

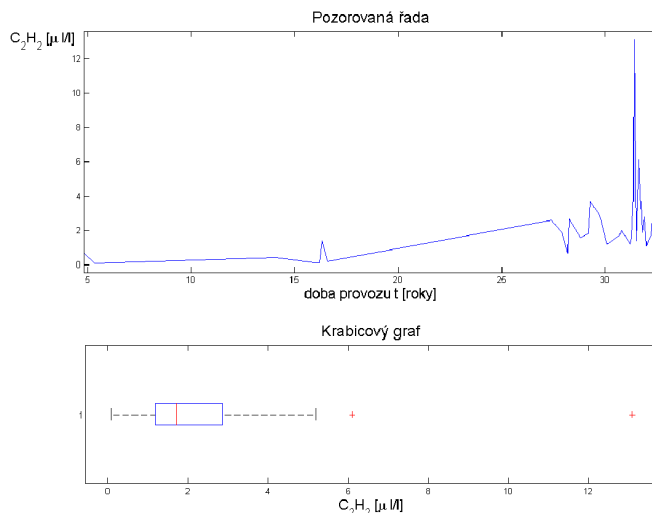
V následující kapitole je zaveden především pojem časové řady. Modelování veličin tzv. dekompozičním modelem, postup a příslušné výsledky uvádí kapitola 3. Následuje zhodnocení provedených analýz v kapitole 4.

2 Základní pojmy a výsledky z teorie časových řad

Náhodným stochastickým procesem X rozumíme neprázdný systém náhodných veličin definovaných na stejném pravděpodobnostním prostoru (Ω, A, P) . Značíme jej $X = \{X_t, t \in T\}$, případně stručněji $\{X_t\}$. Pokud $T \subseteq \mathbb{Z}$, nazveme tento proces časovou řadou. Pro každý náhodný případ $\omega \in \Omega$ pak dostaneme funkci $x : T \rightarrow \mathbb{R}$ jako výsledek náhodného experimentu $x(t) = X_t(\omega)$. Tato funkce se nazývá pozorování (realizace, trajektorie) procesu X . Příklad pozorování časové řady je na obrázku 1.

Pro stochastický proces $\{X_t\}_{t \in T}$ dále definujeme momentové funkce:

- **střední hodnota** X : $\mu_X : T \rightarrow \mathbb{R}$, kde $\mu_X(t) = EX_t$, pokud tyto střední hodnoty existují pro všechna $t \in T$.



Obrázek 1: Pozorování časové řady, krabicový graf.

- **autokovarianční funkce** X : $\gamma_X : T \times T \rightarrow \mathbb{R}$, kde $\gamma_X(r, s) = \text{cov}(X_r, X_s)$, pokud tyto kovariance existují pro všechna $r, s \in T$.
- **rozptyl** X : $\sigma_X^2 : T \rightarrow \mathbb{R}^+$, kde $\sigma_X^2(t) = \text{var}(X_t) = \text{cov}(X_t, X_t) = \gamma_X(t, t)$, pokud tyto rozptyly existují pro všechna $t \in T$.
- **autokorelační funkce** X : $\varrho_X : T \times T \rightarrow \langle -1, 1 \rangle$, kde $\varrho_X(r, s) = \frac{\gamma_X(r, s)}{\sqrt{\gamma_X(r, r)}\sqrt{\gamma_X(s, s)}}$ pro $\sqrt{\gamma_X(r, r)}\sqrt{\gamma_X(s, s)} \neq 0$, $\varrho_X(r, s) = 0$ jinak, pokud tyto kovariance existují pro všechna $r, s \in T$.

Časovou řadu $X = \{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ nazveme stacionární, jestliže jsou splněny tyto podmínky:

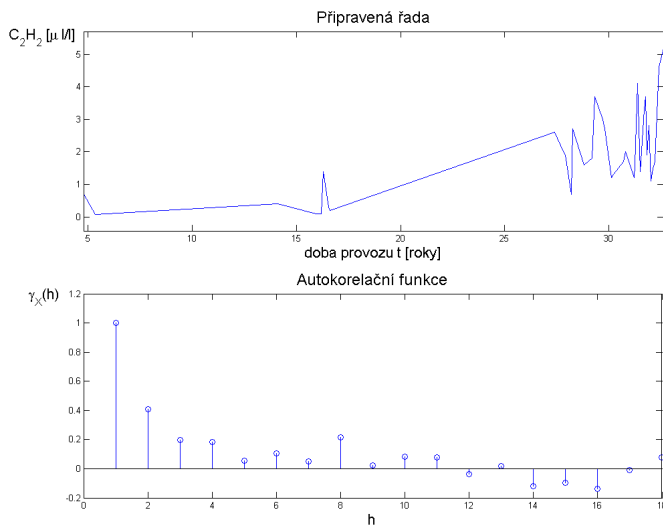
1. X má konečné rozptyly, tedy $\sigma_X^2(t) < \infty$ pro všechna $t \in \mathbb{Z}$.
2. $\gamma_X(r, s) = \gamma_X(r + h, s + h)$ pro všechna $r, s, h \in \mathbb{Z}$.
3. $\mu_X(t) = \mu_X$ je konstantní funkce.

Jsou-li splněny pouze první dvě podmínky, nazveme řadu $X = \{X_t, t \in \mathbb{Z}\}$ kovariančně stacionární.

Z uvedeného vyplývá, že rozptyl stacionární časové řady je také konstantní funkce, tedy $\sigma_X^2(t) = \sigma_X^2$. 2. podmínka je navíc ekvivalentní s podmínkou, že $\gamma_X(r, s)$ závisí pouze na rozdílu argumentů $r - s$. Proto můžeme autokorelační i autokovarianční funkci stacionární časové řady zavést jako funkci jedné proměnné (obrázek 2):

$$\begin{aligned} \gamma_X(h) &= \gamma_X(t + h, t), \\ \varrho_X(h) &= \varrho_X(t + h, t). \end{aligned}$$

Při analýze časových řad jejich momentové funkce zpravidla k dispozici nemáme, proto je třeba stanovit jejich odhady. Jestliže $\mathbf{x} = [x_1, x_2, \dots, x_n]$ je n pozorování ($x_t = X_t(\omega)$ pro $t = 1, 2, \dots, n$) stacionární časové řady se



Obrázek 2: Upravená řada, autokorelační funkce.

střední hodnotou μ , rozptylem σ^2 , autokovarianční funkcí γ_t a autokorelační ϱ_t , jejich odhady pak spočteme pomocí následujících vztahů:

$$\begin{aligned}\hat{\mu} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \\ \hat{\gamma}(h) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-h} (x_{i+h} - \hat{\mu})(x_i - \hat{\mu}), \quad 0 \leq h \leq n-1, \\ \hat{\gamma}(h) &= \hat{\gamma}(-h), \quad -(n-1) \leq h \leq 0, \\ \widehat{\sigma^2} &= \hat{\gamma}(0), \\ \hat{\rho}(h) &= \frac{\hat{\gamma}(h)}{\hat{\gamma}(0)}, \quad -(n-1) \leq h \leq n-1, \text{ pro } \hat{\gamma}(0) \neq 0, \\ &\text{jinak } \hat{\rho}(h) = 0.\end{aligned}$$

Další informace z teorie časových řad lze najít v [2], [3], [4].

3 Analýza časových řad

Pokud máme možnost, začínáme analýzu volbou okamžiků pozorování. Časové okamžiky se snažíme volit ekvidistantně – se stejnými rozestupy. Pozornost také věnujeme počtu pozorování, pokud zvolíme příliš málo bodů, může nám uniknout charakteristický rys řady, v opačném případě se zvyšuje výpočetní náročnost. Do analýzy je také vhodné zapracovat různou délku kalendářních měsíců, počty víkendů a pracovních dnů v měsících. Jednotlivá měření navíc nemusí být zcela kompatibilní, například hodnota nějaké veličiny se může v různých měřeních týkat různého počtu firem.

V časové řadě se mohou vyskytovat tzv. odlehlé hodnoty způsobené např. chybou měření, působením nevhodných okolních vlivů, špatným přepsáním desetinné čárky atd.

Tyto hodnoty zkreslují výsledky analýzy, proto je vhodné, je z analýzy vyřadit. Můžeme je identifikovat pomocí krabicového grafu [8], který je na obrázku 1. Je patrné, že byly vyřazeny dvě hodnoty ležící mimo graf.

3.1 Aditivní dekompoziční model

Aditivní dekompoziční model (ADM) předpokládá časovou řadu v tomto tvaru:

$$X_t = \underbrace{Tr_t + Sz_t + Ct}_{D_t} + E_t,$$

kde představuje

Tr_t ... dlouhodobý trend,
 Sz_t ... sezónní složku (periodu předem známe),
 Ct ... cyklickou složku (periodu předem neznáme),
 E_t ... náhodnou složku,
 P_t ... celkovou periodickou složku,
 D_t ... deterministickou složku.

ADM lze použít pouze pro data s konstantním rozptylem, pokud tato podmínka není splněna, užijeme následujícího postupu.

3.2 Stabilizace rozptylu

Jak již bylo uvedeno, pokud data nemají konstantní rozptyl, lze časovou řadu transformovat na řadu s konstantním rozptylem. Takové transformaci říkáme stabilizace rozptylu.

Předpokládáme zde exponenciální model závislosti směrodatné odchylky na střední hodnotě, tedy že

$$\sigma_X(t) = \sigma_0 \mu_X(t)^\theta.$$

Parametr θ odhadneme z pozorované řady, použít pak můžeme například mocninnou transformaci (pro řadu $X_t > 0$), kde zvolíme $\lambda = 1 - \theta$, položíme

$$Y_t = \begin{cases} X_t^\lambda & \text{pro } \lambda \neq 0, \\ \ln(X_t) & \text{pro } \lambda = 0. \end{cases}$$

Vyšetřování konstantnosti rozptylu bylo provedeno pro zkoumané řady, výsledky jsou shrnuty v tabulkách 4 a 5. V případě, že nebyla zamítnuta hypotéza o konstantním rozptylem, je v tabulkách ponecháno příslušné pole prázdné. Skutečnost, že odhadnutý parametr θ poukázal na mocninnou, resp. logaritmickou, transformaci, značí zkratka MT, resp. LT. V případě, že je pole v tabulce proškrtnuté, nebyl pro danou veličinu a daný transformátor k dispozici dostatek měření pro výpočet.

3.3 Identifikace periodických komponent

Jak již bylo uvedeno výše, periodická složka aditivního modelu se skládá z cyklické a sezónní komponenty. V praxi je ovšem velmi obtížné tyto od sebe odlišit. Proto se provádí odhad P_t jako celku.

Tabulka 4: Výsledky stabilizace rozptylu.

Veličina	SL1	SL2	SL3	K1	K2
U_p				MT	MT
$\check{C}K$	LT		LT		
$Tg\delta_{70}$	LT		MT		LT
$\epsilon_{r_{70}}$			MT		
ϱ_{70}	LT				
n_D		-	MT	-	-
$d_{\epsilon n 2D}$	LT	-		-	-
A_z	-	-	-	-	-
A_m	-	-	-	-	-
σ					
Q_v	LT		LT		
Q_i	-	-	-	-	-
ϱ_V					
s					LT
V	LT				LT
CH_4	LT	-			
C_2H_6		-			
C_2H_4		-			
C_2H_2	-	-			
C_4H_{10}		-			LT
C_3H_8		-			
$\Sigma C_x H_y$		-	LT		
H_2	LT	-			
CO_2		-		LT	
CO		-			LT
O_2		-			
N_2		-			
Q_p	LT	-			
τ					-
R_{60}				-	-
P_i	LT			-	-
C_X		MT			
Tg					

Tabulka 5: Výsledky stabilizace rozptylu.

Veličina	DS1	DS2	DS3	DS4	DL2	DL6
U_p		-	-	-		
$\check{C}K$	-	-	-	-		
$Tg\delta_{70}$	-	-	-	-	LT	MT
$\epsilon_{r_{70}}$	-	-	-	-		
ϱ_{70}	-	-	-	-	LT	LT
n_D	-	-	-	-		MT
$d_{\epsilon n 2D}$	-	-	-	-		
A_z	-	-	-	-		
A_m	-	-	-	-		
σ	-	-	-	-		
Q_v			-	-		
Q_i	-	-	-	-		
ϱ_V	-	-	-	-		
s			-	-		
V		MT	-	-		
CH_4	MT	MT				MT
C_2H_6	MT	MT	LT	LT		MT
C_2H_4	MT	MT				MT
C_2H_2	MT	LT	MT			LT
C_4H_{10}	LT	LT	-			
C_3H_8	MT	LT	-			MT
$\Sigma C_x H_y$	MT	MT				LT
H_2	MT	MT				
CO_2	LT	MT				LT
CO	MT	MT			LT	MT
O_2	MT	MT				
N_2	MT	LT				
Q_p	MT					
τ	MT		-	-		MT
R_{60}			-	-		
P_i			-	-		
C_X	MT		-	-		
Tg			-	-		

Identifikace je založena na rozkladu T-periodické funkce $x(t)$ do její Fourierovy řady:

$$x(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} c_k e^{\frac{i2\pi kt}{T}} = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^{\infty} A_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T} - \varphi_k\right),$$

$$A_k = 2|c_k|.$$

Cílem je identifikovat energeticky nejsilnější harmonické komponenty. Ty mají velkou hodnotu A_k^2 . Periodogram (obrázek 3) je pak posloupnost hodnot odhadující energetickou hustotu. Z jeho grafického znázornění je možné získat komponenty, které dále podrobíme statistickým testům periodicity. Často využívané jsou Fisherův a Siegelův test, ty jsou popsány v [2].

Žádná harmonická komponenta u žádného transformátoru nebyla shledána statisticky významnou, průběhy veličin se tedy periodicky neopakují, což odpovídá předpokladům.

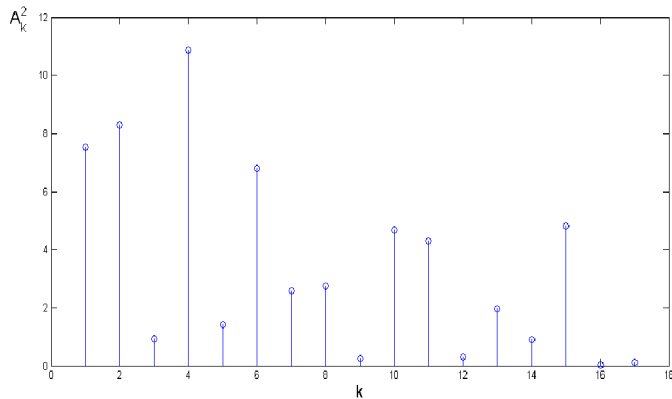
3.4 Odhad trendové složky

Dalším krokem sestavení dekompozičního modelu je určení trendové složky charakterizující dlouhodobý vývoj sledované časové řady. Obecně lze využít celou řadu metod. Například:

- **metoda malého trendu** předpokládá v každé periodě přibližně konstantní trend, který se odhadne jako průměr,
- **metoda klouzavých průměrů**,
- **lineární regresní model** v klasickém tvaru, založený na metodě nejmenších čtverců

$$Tr_t = \beta_1 t^p + \beta_2 t^{p-1} + \dots + \beta_{p+1}, \quad 0 \leq p,$$

- **robustní regrese** spočívá v použití vážené metody nejmenších čtverců ve spojení s regresní diagnostikou,



Obrázek 3: Periodogram časové řady.

Metoda je tak méně citlivé na odlehlá pozorování, těm jsou postupně v iteracích přiřazovány nižší váhy. Pro výpočty v systému MATLAB byla použita funkce `robustfit` s defaultním nastavením parametrů podle [5]. Metody robustní regrese jsou podrobněji popsány v [7],

- **jádrové vyhlazování** s využitím gausovského jádra a šířkou vyhlazovacího okna optimalizovanou podle [6].

Analýza veličiny C_2H_2 byla provedena pro všechny zmíněné transformátory, pro ilustraci uvádíme výsledky opět pro transformátor DL6. Metoda malého trendu nebyla použita z důvodu nedetekování periodické složky. Trend byl odhadován uvedeným lineárním regresním modelem

$$Tr_t = \beta_1 t^p + \beta_2 t^{p-1} + \dots + \beta_{p+1}, \quad p \in \{1, 2\},$$

dále prokládáním vybraných funkcí metodou nejmenších čtverců:

$$Tr_t = \beta_1 t^{\beta_2},$$

$$Tr_t = \beta_1 e^{\beta_2 t},$$

dále pomocí metod robustní regrese, byly stanovovány parametry pro následující tvary trendu:

$$Tr_t = \beta_1 t + \beta_2,$$

$$Tr_t = \beta_1 t^{\beta_2}$$

a konečně pomocí jádrového vyhlazování a klouzavých průměrů.

Analýza vedla k těmto výsledkům (opět pro veličinu C_2H_2 transformátoru DL6):

- lineární regresní model

$$p = 1 : \quad Tr_t = 0,1013t - 0,7719,$$

$$R^2 = 0,2691,$$

$$p = 2 : \quad Tr_t = 0,0022t^2 + 0,0108t - 0,0336,$$

$$R^2 = 0,2749,$$

- prokládáním vybraných funkcí metodou nejmenších čtverců

$$Tr_t = 0,0041t^{1,8608}, \quad R^2 = 0,2749,$$

$$Tr_t = 0,2212e^{0,2705t}, \quad R^2 = 0,2705,$$

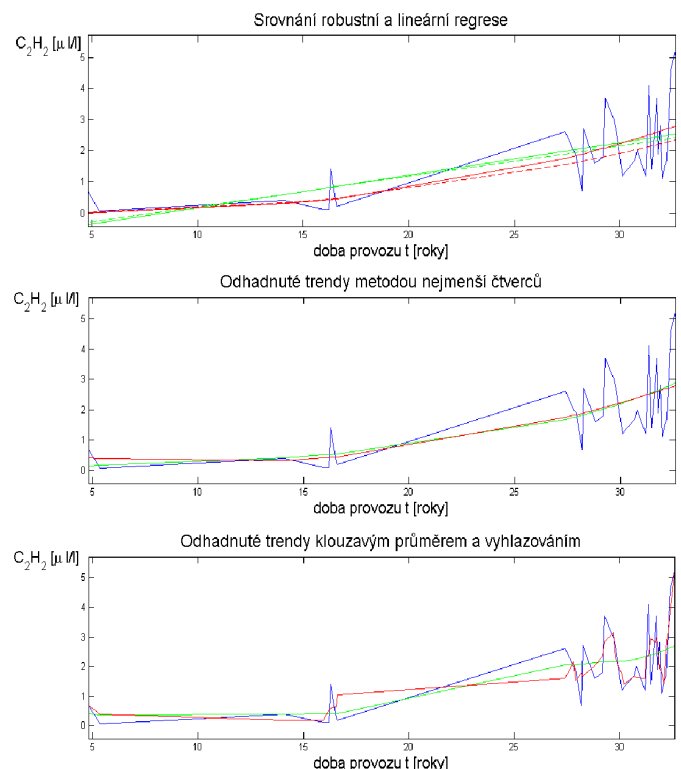
- robustní regrese

$$Tr_t = 0,0979t - 0,7211,$$

$$Tr_t = 0,0005t^{1,7969},$$

- jádrové vyhlazování a klouzavé průměry, obrázek 4. Zeleně, resp. červeně, je vyznačen trend určený pomocí jádrového vyhlazování, resp. pomocí klouzavých průměrů.

R^2 značí koeficient determinace [9]. Podle rovnic odhadnutých trendů lze predikovat další vývoj diagnostických veličin, což povede k určení pravděpodobnosti poruchy celého stroje.



Obrázek 4: Trendy odhadnuté uvedenými metodami.

Porovnání robustní a lineární regrese je taktéž na obrázku 4 (zeleně je znázorněn lineární trend, červeně mocninný trend, přerušovanými čarami pro robustní regresi). Zbývající odhady trendů jsou rovněž na obrázku 4, červeně je znázorněn kvadratický, zeleně pak exponenciální trend.

3.5 Vyšetření chybové složky

V této fázi je potřeba posoudit kvalitu získaného dekompozičního modelu. Po odečtení deterministické složky (perioda plus trend) zbylou část podrobíme testům náhodnosti. Použité typy testů:

- znaménkový test (SGN),
- test růstu a klesání (RNP),
- test Kendalových koeficientů (KEN),
- test Spearmanových koeficientů (SP),
- mediánový test (MED).

Výsledky pro transformátor DL6 uvádí tabulka 6 (hodnota 1 značí, že hypotéza o náhodnosti nebyla zamítnuta).

Tabulka 6: Výsledky testů náhodnosti pro SL1.

	SGN	RNP	KEN	SP	MED
RR, lin. trend	1	1	1	1	1
jádrové vyhl.	1	1	1	1	1
lin. trend	1	1	1	1	1
exp. trend	1	1	1	1	1

4 Závěr

Analýza byla provedena na základě záznamů z diagnostických zkoušek pro uvedené transformátory. Z tabulek 4 a 5 plyne, že u transformátorů z Dlouhých Strání (DS1, DS2, DS3 a DS4) nešla provést analýza periodické složky z důvodu nedostatku vstupních dat. Dále lze říci, že nejčastěji nebyly řady transformovány vůbec, a u řad s nekonstantním rozptylem převládala mocninná transformace. Vyšetřování periodické komponenty ukázalo, že u žádné z řad není tato komponenta statisticky významná. Dekompoziční model mohl být tedy zjednodušen na součet trendové a chybové složky. Analýzy chybové složky potvrdily její náhodnost.

Při analýze byla zvláštní pozornost věnována zejména veličině C_2H_2 u transformátoru DL6. Analýza ostatních diagnostických veličin u zbylých transformátorů dávala téměř stejné výsledky. Nejprve byla pomocí krabicového grafu vyřazena dvě měření, protože byla klasifikována jako odlehle hodnoty. V dalším nebyla zamítnuta hypotéza, že časová řada má konstantní rozptyl. K modelování pomocí aditivního dekompozičního modelu bylo tedy možné přistoupit bez stabilizace rozptylu (tabulka 5). Podle zkonstruovaného periodogramu a na základě příslušných testů nebyla detekována perioda v časové řadě. Pro odhad trendové složky byly využity metody robustní regrese, jádrového vyhlazování, klouzavých průměrů a lineárních a nelineárních regresních modelů. Výsledky ilustruje obrázek 4 a jsou uvedeny v podkapitole 3.4. Vhodnost použití

lineárních a nelineárních regresních metod lze posoudit pomocí koeficientu determinace. Nejvhodněji se pro modelování trendu časové řady obsahující plynu C_2H_2 v oleji jeví mocninná a kvadratická funkce. Přesto i zde vycházejí koeficienty determinace poměrně nízké, tyto metody tak trend dostatečně nevystihují. Protože metody robustní regrese zohledňují odlehle pozorování méně, jeví se pro uvedené modelování jako vhodnější nástroj. V případě, že jsou v úvodu analýzy odstraněny odlehle hodnoty pomocí krabicového grafu, dávají metody robustní regrese podobné výsledky jako uvedené metody lineární a nelineární regrese. Kvalitu modelování trendu analyzované řady pomocí jádrového vyhlazování a klouzavých průměrů nejsme schopni na základě provedených výpočtů posoudit. Na závěr byl proveden rozbor chybové složky modelu, který prokázal její náhodnost pomocí popsanych testů (tabulka 6).

Ze získaných výsledků tedy vyplývá, že lze aditivní dekompoziční model pro modelování diagnostických veličin využít, je však nutné vhodně zvolit parametry modelu. Získaných výsledků lze dále využít pro predikci dalšího vývoje diagnostických veličin s výhledem k určení času, kdy daná veličina překročí svou kritériální hodnotu. Pomocí diagnostických metod uvedených v 1 lze navíc určit i případný typ poruchy a pravděpodobnost, s jakou nastane.

Literatura

- [1] *Podniková norma ČEZ, a.s. ev. č. 00/05 : Profylaktika elektrických strojů netočivých - výkonové transformátory*. Praha : ČEZ,a.s., 2006. 93 s.
- [2] VESELÝ, V.: *Základy analýzy časových řad*. [online]. [cit. 2011-02-16]. Dostupné z <www.econ.muni.cz/~vesely/papers/ad10cr.pdf>.
- [3] BROCKWELL, P. J., DAVIS, R. A. *Introduction to Time Series and Forecasting*. New York: Springer, 2002.
- [4] CIPRA, T. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha: STLN, 1986.
- [5] *MATLAB help* [online]. [cit. 2011-02-17]. Robustfit. Dostupné z <<http://www.mathworks.com/help/toolbox/stats/robustfit.html>>.
- [6] BOWMAN, A.W. and AZZALINI, A. *Applied smoothing techniques for data analysis: the kernel approach with S-Plus illustrations*, Oxford science publications, 1997
- [7] BLATNÁ, D. *Robustní přístup v lineární regresi*. [online]. [cit. 2011-02-16]. Dostupné z <<http://panda.hyperlink.cz/cestapdf/pdf08c3/blatna.pdf>>.
- [8] KARPÍŠEK, Z. *Matematika IV: statistika a pravděpodobnost*. Brno: CERM, 2007. 3. dopl. vyd. 170s. ISBN 978-80-214-3380-9.
- [9] REKTORYS, K. et.al. *Přehled užité matematiky II*. Praha: Prometheus, 2003. 874s. ISBN 80-7196-181-7.

- [10] AKBARI, A. et.al. *A Software Implementation of the Duval Triangle Method*. IEEE Xplore. [online]. [cit. 2011-04-15]. Dostupné z <http://ieeexplore.ieee.org/xpls/abs_all.jsp?arnumber=4570294&tag=1>.

Tento příspěvek vznikl za podpory výzkumného záměru MŠMT ČR: MSM 0021630518, název: Simulační modelování mechatronických soustav a za podpory juniorského projektu specifického výzkumu: BD13102005, 2011, název: Rozbor spolehlivosti výkonových olejových transformátorů.