ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1982
Seria: GÓRNICTWO z. 117 Nr kol. 725

Jacek M. CZAPLICKI

PROSTA METODA PROGNOZOWANIA KRÓTKOOKRESOWEGO LICZBY PĘKNIĘĆ DRUTÓW W LINACH NOŚNYCH GÓRNICZYCH URZĄDZEŃ WYCIĄGOWYCH

Streszczenie. W pracy zaprezentowano metodę predykcji liczby pęknięć drutów w linach nośnych górniczych urządzeń wyciągowych. Jak wykazują badania w oparciu o dane empiryczne, metoda charakteryzuje się wysoką efektywnością, jest stosunkowo prosta i wykazuje wyższe walory aniżeli metody dotychczas proponowane.

1. WSTĘP

Jednym z podstawowych elementów podsystemu transportowego urządzenia wyciągowego jest lina nośna. Jest ona elementem nieodnawialnym i zaliczona jest w nomenklaturze niezawodnościowej do obiektów pracujących do pierwszego uszkodzenia. W rzeczywistych warunkach eksploatacji pracuje faktycznie do momentu jej wymiany przez eksploatatora. Do bardzo rzadkich zdarzeń należy wypadek zerwania się liny nośnej w eksploatacji. A zatem - lina nośna urządzenia wyciągowego jest elementem nieodnawialnym, pracującym do wymiany.

Niezawodnością liny jest jej zdolność do zachowania właściwości ruchowych, które decydują - w myśl obowiązujących przepisów - o jej przydatności w procesie eksploatacji. W sensie normatywnym jest to prawdopodobieństwo warunkowe zdarzenia, że różnica pomiędzy rzeczywistą siłą zrywającą linę w całości S_{rz} a wartością maksymalnego obciążenia działającego w linie S_o będzie większa od zera, przy zachowaniu pozostałych własności ruchowych $\mathcal{W}$ liny, tzn.:

$$R = P\left\{S_{rz} - S_o > 0 \,|\, \mathcal{W}\right\} \tag{1}$$

Warunek $\mathcal{W}$ uwzględnia takie zdarzenia, jak np. rozwarstwienie się liny. Ogólnie, zdarzenie utraty własności ruchowych poza zerwaniem się liny.

W praktyce eksploatacyjnej bardziej interesujące jest zachowanie powyższego warunku w przyszłej chwili $(t_o + ł)$, która oznacza moment przyszłej kontroli stanu liny, t_o - to chwila teraźniejsza. A zatem za podstawowy wskaźnik niezawodności można przyjąć:

$$R(t_o, ł) = P\left\{S_{rz}(t_o + ł) - S_o(t_o + ł) > 0 \,|\, \mathcal{W}\right\} \tag{2}$$

Lina w procesie swej eksploatacji podlega określonemu reżimowi przeglądów diagnostycznych wraz ze sprecyzowaną głębokością diagnozy. I tak, np. co ustaloną liczbę dni dokonuje się przeglądu całej liny i odnotowuje liczbę pękniętych jej drutów.

Jeżeli nie występują korozja w linie i ścieranie się jej drutów zewnętrznych, to objawem zużywania się liny jest zmęczeniowe pękanie drutów. Mając szereg czasowy o postaci:

$$\left\{x_{t_i}\right\} = \left\{x_o, x_1, \ldots, x_n\right\}, \qquad (3)$$

gdzie:

$\left\{x_i\right\}$; $i=\overline{1, n}$ oznacza liczbę pękniętych drutów w linie zaobserwowaną podczas i-tego przeglądu,

można spróbować wyznaczyć prognozę przyszłej wartości szeregu

$$x^p_{n+1}, \qquad (4)$$

która koresponduje ze wskaźnikiem (2). Abstrahując od zagadnienia relacji pomiędzy liczbą pękniętych drutów liny a jej niezawodnością[1], spróbujmy rozważyć możliwość wnioskowania w przyszłość o tej liczbie na podstawie zaobserwowanego szeregu czasowego $\left\{x_{t_i}\right\}$.

Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie prostej metody prognozowania krótkookresowego liczby pęknięć drutów w linie nośnej górniczego urządzenia wyciągowego.

2. OPIS METODY

Wiadomo, że szereg czasowy $\left\{x_{t_i}\right\}$ jest realizacją dyskretnego procesu losowego określonego na zbiorze liczb naturalnych plus zero. Jego niezłą ciągłą aproksymantą jest krzywa potęgowa postaci:

$$n_t^{(t)} = \alpha_o t^{\alpha_1} \qquad \alpha_o, \ \alpha_1 > 0. \qquad (5)$$

Mówiąc bardziej precyzyjnie, funkcja ta dobrze opisuje składową systematyczną procesu kształtowania się liczby pęknięć w czasie.

Jak wykazały liczne badania, ciąg reszt

$$r_i = x_{t_i} - n_t^{(t)}, \quad i = \overline{1,n}, \tag{6}$$

będący ciągiem różnic pomiędzy wartością empiryczną (rzeczywistą) liczby pękniętych drutów liny w czasie t a odpowiadającą jej wartością teoretyczną, wykazuje istnienie składnika cyklicznego. W modelowaniu procesu niezbędne jest zatem uwzględnienie tego poprzez wprowadzenie funkcji periodycznych [4] o postaci:

$$\sum_j (a_j \cos\omega_j i + b_j \sin\omega_j i). \tag{7}$$

Praktyczne wyznaczanie współczynników Eulera-Fouriera w powyższej funkcji jest kłopotliwe i wymaga stosowania, przy częstej estymacji, emc. Jednakże w prognozowaniu problem ten można uprościć, wprowadzając proces autoregresji o postaci:

$$r_i = \sum_k \delta_k r_{i-k} + \chi_i, \tag{8}$$

gdzie:

δ_k - parametry procesu,

$\{\chi_i\}$ - proces czysto losowy, $E\{\chi\} = 0$.

Jak wykazały badania kilkudziesięciu szeregów czasowych $\{x_{t_i}\}$, proces (8) przyjmuje formę:

$$r_i = \delta_1 r_{i-1} + \chi_i, \tag{9}$$

co oznacza, że istotna jest autokorelacja reszt rzędu pierwszego. Parametr procesu δ_1 jest współczynnikiem autokorelacji reszt właśnie tego rzędu. A zatem, jako predyktor liczby pęknięć drutów w linie w przyszłej chwili czasu t_p, oznaczającej moment następnego przeglądu, można przyjąć funkcję:

$$x_{n+1}^P \equiv x_{tp}^P = \alpha_0 t_p^{\ 1} + \delta_1 r_n. \tag{10}$$

3. ZASTOSOWANIE

W oparciu o powyższy predyktor dokonano prognozowania liczby pęknięc drutów dla trzydziestu lin. Dane zaczerpnięto z eksploatacji. Następnie przeprowadzono analizę procesu wnioskowania w przyszłość wyznaczając:
- wartość średnią bezwzględnego błędu prognozy

$$\vartheta = \frac{1}{N}\sum \left|x_{n+1}^{P} - x_{n+1}\right| , \tag{11}$$

- wartość średniego błędu prognozy

$$\bar{r} = \frac{1}{N}\sum (x_{n+1}^{P} - x_{n+1}), \tag{12}$$

- odchylenie przeciętne prognozy od wartości rzeczywistej zmiennej prognozowanej

$$S(r) = \left\{\frac{1}{N}\sum (x_{n+1}^{P} - x_{n+1})^2\right\}^{\frac{1}{2}} \tag{13}$$

Podane zostały także wartości współczynnika autokorelacji rzędu pierwszego δ.

Dla porównania obliczono prognozy tych samych wartości za pomocą tylko aproksymanty. I tu również przeprowadzono analizę procesu wnioskowania w przyszłość, wyznaczając wartości mierników (11)-(13).

Tabela 1

Mierniki dobroci predykcji

Nr liny	ϑ_1	$\bar{r}_1$	$S(r_1)$	δ	ϑ_2	$\bar{r}_2$	$S(r_2)$
1	12,7	-0,70	15,88	0,56	11,22	-1,44	13,81
4	3,17	1,17	4,06	0,97	2,09	-0,45	2,77
11	7,58	-1,42	9,83	0,54	6,54	-0,36	7,89
17	5,55	1,67	5,48	0,49	3,89	0,56	4,55
22	4,45	2,27	4,41	0,28	4,10	2,70	4,11

Tabela 1 prezentuje przykładowo wartości mierników dobroci predykcji dla 5 lin. Indeksy 1 odnoszą się do procedury prognozowania na podstawie składowej systematycznej, indeksy 2 do procedury uwzględniającej proces autoregresji reszt.

Na podstawie dokonanej analizy obliczono:
- wartość przeciętną mierników ϑ_1, $\bar{r}_1$, $S(r_1)$, ϑ_2, r_2, $S(r_2)$; (w oznaczeniu wyszczególniono to poprzez dodanie kreski poziomej nad symbolem),

- wartość przeciętną $\bar{\delta}$,
- mierniki porównujące obie metody:

$$\varphi_1 = \frac{1}{30}\sum\left(1 - \frac{\bar{\vartheta}_2}{\bar{\vartheta}_1}\right) \tag{14}$$

oraz

$$\varphi_2 = \frac{1}{30}\sum\left(1 - \frac{\overline{S(r_2)}}{\overline{S(r_1)}}\right) \tag{15}$$

Wyniki te ilustruje tabela 2.

Tabela 2

Mierniki dobroci metod predykcji

$\bar{\bar{\vartheta}}_1$	$\bar{\bar{r}}_1$	$\overline{S(r_1)}$	$\bar{\delta}$	$\bar{\bar{\vartheta}}_2$	$\bar{\bar{r}}_2$	$\overline{S(r_2)}$	φ_1	φ_2
5,54	0,43	6,70	0,57	4,65	0,19	5,83	0,17	0,13

Dokonano także predykcji przedziałowej w oparciu o obie metody; przeciętnie długość przedziału predykcji w oparciu o metodę drugą (z autokorelacją) jest o blisko 20% krótszy aniżeli długość przedziału predykcji uzyskiwanego metodą pierwszą. We wszystkich przypadkach prognoza przedziałowa dla poziomu prawdopodobieństwa 0,95 była trafna.

4. PODSUMOWANIE

Na podstawie dotychczasowych rozważań i rezultatów analiz można sformułować szereg uwag i wniosków natury praktycznej.
A oto najważniejsze z nich:

- zasygnalizowane niedawno w pracach [1, 3] występowanie składnika cyklicznego w procesie pękania drutów zostało w pełni potwierdzone, gdyż na badanych 30 lin we wszystkich przypadkach test Wallisa-Moora nie dawał podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej istnienie takiego składnika ciągu reszt,
- wnioskowanie w przyszłość za pomocą prezentowanej metody jest stosunkowo proste, mierniki dobroci prognozowania wykazują wysoką jej efektywność i jest ona wyraźnie lepsza od metody w oparciu o składową systematyczną,
- zastosowanie do modelowania wzoru uwzględniającego składową systematyczną i autoregresję nie eliminuje całkowicie składowej cyklicznej; zmniejsza natomiast przeciętne odchylenie zmiennej prognozowanej od prognozy,

- największe błędy prognozy mają miejsce przy zmianie znaku składowej cyklicznej; ze względów praktycznych błędy prognozy przy zmianie znaku z - na + nie są istotne.

LITERATURA

[1] CZAPLICKI J.M., BRODZIŃSKI S.: Failure Process of Hoisting Ropes in Winding Installations. Proc. Symp. Round Table. How Safe is a Rope. Kraków-Katowice 1981.

[2] CZAPLICKI J.M., LUTYŃSKI A.: Transport pionowy. Zagadnienia niezawodności. Skrypt Pol.Śl. nr 1052 (w druku).

[3] CZAPLICKI J.M.: O niezawodności bezpieczeństwa górniczych lin nośnych urządzeń wyciągowych. ZN Pol.Śl. s. Górnictwo (w druku).

[4] CZAPLICKI J.M.: O składniku cyklicznym w procesie zmiany stanów. Zagadnienia Eksploatacji Maszyn, z. 4, 1974.

Recenzent: doc. dr inż. Karol Reich

Wpłynęło do Redakcji 9.02.1982 r.

ПРОСТОЙ МЕТОД СКОРОПОСТИЖНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ КОЛИЧЕСТВА ТРЕЩИН ПРОВОЛОК В НЕСУЩИХ КАНАТАХ ГОРНЫХ ПОДЪЕМНЫХ УСТРОЙСТВ

Р е з ю м е

В работе показан метод предикции (предсказывания) количества трещин проволок в несущих канатах горных подъемных устройств. Как доказывают испытания основанные на эмпирических данных, метод характеризуется высокой эффективностью, он прост и обладает преимуществами по сравнению с методами предлагаемыми до сих пор.

A SIMPLE METHOD OF A SHORT-TERM FORCASTING OF A NUMBER OF WIRE FRACTURES IN LIFTING ROPES OF WINDING GEARS

S u m m a r y

The paper presents a method of predicting a number of wire fractures in lifting ropes of winding gears. Examinations carried out on the basis of empiric data have proved the method to be highly effective. The method is relatively simple and of higher quality than the methods proposed so far.