

Jacek M. CZAPLICKI

## BADANIE KRZYWYCH ZUŻYCIA LIN NOŚNYCH URZĄDZEŃ WYCIĄGOWYCH

**Streszczenie.** W pracy przedstawiono ciekawsze wyniki badań krzywych zmęczeniowego zużycia kopalnianych lin nośnych urządzeń wyciągowych. Badania dotyczyły: parametrów strukturalnych i składowej cyklicznej krzywych zużycia, proponowanej funkcji niezawodności lin i strumienia (w sensie matematycznym) pęknięć drutów. Badania przeprowadzono w oparciu o dane empiryczne zaczerpnięte z raportów kopalnianych.

### 1. WSTĘP

Jednym z najważniejszych elementów górniczego urządzenia wyciągowego jest lina nośna. Z tego względu problematyce jej diagnostyki - określeniu stanu technicznego w danej chwili czasu oraz zagadnieniu stanu jej bezpieczeństwa - poświęcono tak wiele miejsca w badaniach naukowych i w literaturze przedmiotowej. Kwestie te, stale analizowane przez teoretyków i praktyków, mają swoją bogatą bibliografię, że wymienione zostaną tylko prace [1-2, 4-6].

Wydaje się jednakże, iż pewne zagadnienia oraz prawidłowości, jakie można zaobserwować w badaniach empiryczno-teoretycznych zużycia lin nośnych, uszły uwadze profesjonalistów.

Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie ciekawszych wyników badań krzywych zmęczeniowego zużycia lin nośnych górniczych urządzeń wyciągowych eksploatowanych w głównych szybach wydobywczych kopalń węgla.

Materiał statystyczny zaczerpnięty został z pracy [2].

### 2. BADANIE PARAMETRÓW KRZYWYCH ZUŻYCIA

Jeżeli lina nośna urządzenia wyciągowego ulega zużyciu na skutek zmęczenia drutów, wówczas ilustracją tego zużycia może być liczba pękniętych drutów w czasie. Obrazem analitycznym jest krzywa potęgowa:

$$n_t = \alpha t / \beta \xi^t, \quad (1)$$

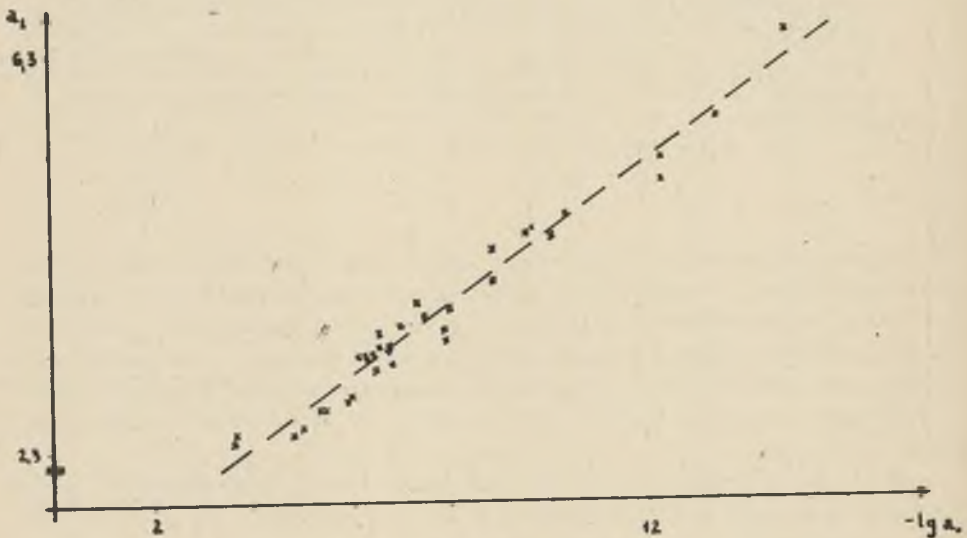
gdzie:

- $n_t$  - liczba pękniętych drutów w czasie  $(0, t)$ ,
- $\alpha, \beta$  - parametry strukturalne funkcji,

$\mu$  - stała,

$\beta$  - składnik losowy modelu.

Abstrahując od problemu przeliczników funkcji, który pozwala na porównywanie krzywych zużycia różnych (pod względem długości, konstrukcji itd.) lin pomiędzy sobą, przyjrzyjmy się bliżej wartościom empirycznym, jakie przybierają parametry strukturalne funkcji:



Rys. 1

Na rys. 1 przedstawiono 35 punktów odpowiadających wartościom parametrów, jakie  $\alpha$  i  $\beta$  przybrały. Parametry te oszacowano metodą najmniejszych kwadratów w oparciu o dane empiryczne. Ze względu na to, że wartości parametru  $\alpha$ , będącego współczynnikiem proporcjonalności, są zawarte w bardzo szerokim przedziale, na skali podano wartość  $\lg \alpha$ .

Jak łatwo zauważyć, punkty te zaskakująco regularnie układają się wzdłuż prostej.

Dokonyjmy statystycznego badania tej prawidłowości. Sformułujmy pierwsze pytanie.

- Czy parametry te, traktowane jako zmienne losowe, są stochastycznie niezależne?

Zastosujmy test niezależności  $\chi^2$ .

Skonstruujmy tablicę kontyngencyjną

Mamy np.:

$\beta \backslash \lg \alpha$	3,5-7,3	7,3-11,1	11,1-14,9	$n_j$
2,3-3,7	20	2	0	22
3,7-5,1	1	8	1	10
5,1-6,5	0	0	3	3
$n_j$	21	10	4	35

Obliczając empiryczną wartość statystyki  $\chi^2$  otrzymujemy:

$$\chi^2 = 45,7$$

Okazuje się [7], że nawet dla poziomu istotności równego 0,999 wartość krytyczna, równa 14,86, jest mniejsza od empirycznej. A zatem, są podstawy do odrzucenia hipotezy głoszącej stochastyczną niezależność parametrów  $\alpha$  i  $\beta$ .

Przystąpmy do estymacji prostej, wokół której układają się punkty empiryczne. Weźmy równanie w postaci:

$$\beta - m_\beta = \varrho \frac{\sigma_\beta}{\sigma_1} (\lg \alpha - m_1). \quad (2)$$

gdzie:

- $m_\beta$  - wartość oczekiwana  $\beta$ ,
- $m_1$  - wartość oczekiwana  $\lg \alpha$ ,
- $\sigma_\beta$  - odchylenie standardowe  $\beta$ ,
- $\sigma_1$  - odchylenie standardowe  $\lg \alpha$ ,
- $\varrho$  - współczynnik korelacji pomiędzy  $(\beta, \lg \alpha)$ .

Dokonując estymacji powyższych wielkości, otrzymuje się:

$$\hat{m}_\beta = 3,64; \quad \hat{m}_1 = -7,63; \quad \hat{\sigma}_\beta = 0,34; \quad \hat{\sigma}_1 = 2,58; \quad \hat{\varrho} = 0,988.$$

I stąd:

$$\beta - 3,64 = 0,988 \frac{0,34}{2,58} (\lg \alpha + 7,63) \quad (3)$$

Podajmy dla porządku wariancje resztowe  $\sigma_\beta^2(1-\varrho^2)$  oraz  $\sigma_1^2(1-\varrho^2)$ . Wnoszą one odpowiednio: 0,02 i 0,16. A zatem obliczenia analityczne potwierdziły w pełni analizę wzrokową, że dane empiryczne układają się bardzo regularnie wokół prostej określonej wzorem (3).

Przeprowadźmy na koniec analizę współczynnika korelacji. Postawmy hipotezę  $H_0$  głoszącą, że współczynnik korelacji w populacji generalnej jest równy zero wobec hipotezy alternatywnej  $H_1$ , będącej jej zaprzecze-

niem. Na poziomie istotności równym 0,99 i dla 2 stopni swobody mamy [7] wartość krytyczną równą 0,425 i jest ona znacznie mniejsza od wartości empirycznej. A zatem hipotezę  $H_0$  należy odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej.

### 3. FUNKCJA NIEZAWODNOŚCI LINY

Można zatem postulować, iż znany jest nam model generujący przebieg krzywej zmęczeniaowego zużycia lin nośnych. Jest on następujący. Bierzymy punkt z odpowiedniej ćwiartki płaszczyzny  $(\beta, \lg t)$ , leżący na prostej określonej równaniem (3) bądź w pobliżu niej i przebieg krzywej jest określony. Jest niewątpliwie interesujące spróbować zidentyfikować fizyczne orczyzny, które decydują o tym, iż dany punkt wspomnianej płaszczyzny leży bliżej bądź dalej środka układu współrzędnych. Badania takie powinny być podjęte.

Spróbujmy rozważyć problem niezawodności liny nośnej urządzenia wyciągowego, dla której przyjmujemy, że informacją o stopniu zużycia jest zanotowany przebieg liczby pęknięć drutów w czasie. Powstają trzy kwestie.

1. Czy istnieje możliwość porównywania przebiegów funkcji (1) dla różnych lin pomiędzy sobą?
2. Co przyjąć za miernik zużycia?
3. Jaką wartość zużycia przyjąć za dopuszczalną?

Na pierwsze z postawionych pytań istnieją dwie przeciwstawne odpowiedzi. Jedni badacze twierdzą, iż porównywanie funkcji dla różnych lin jest niemożliwe, drudzy natomiast twierdzą, że po wprowadzeniu pewnej funkcji uwzględniającej szereg podstawowych wielkości charakterystycznych liny istnieje możliwość porównywania funkcji  $n_t$  pomiędzy sobą (patrz np.: [5]). Jeżeli zauważymy, że materiał statystyczny obejmuje tylko liny jednego rodzaju trójkątnospłotowe o średnicach  $d = 36-52$  mm, to wydaje się, iż określona jednorodność jest a priori narzucona i może skłonić się ku drugiemu stwierdzeniu. Przyjmujemy zatem, że znana jest nam funkcja będąca takim przelicznikiem. Oznaczmy ją przez  $\mathcal{X}$  i odnotujmy, że dla danej liny jest to wartość stała (a zatem zmieniająca tylko współczynnik proporcjonalności krzywej (1)).

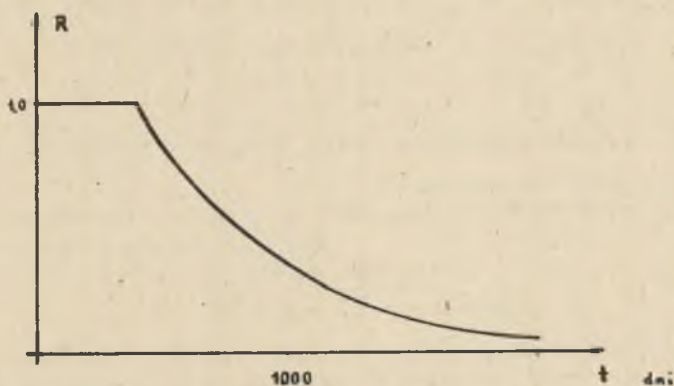
Spróbujmy odpowiedzieć na drugie z wymienionych pytań. Według [5] miernikiem zużycia jest szybkość narastania liczby pęknięć drutów, tzn.:

$$\dot{n}_t = \frac{dn_t}{dt} = c\beta t^{\beta-1} \mu^{\gamma} t \quad (4)$$

Przyjmijmy na razie, iż tak jest w istocie. Okazuje się, że uczynienie powyższego założenia ma określone reperkusje.

Abstrahując bowiem od odpowiedzi na trzecie z wymienionych pytań otrzymujemy nową ważną prawidłowość. Przyjmując różne wartości dopuszczalne miernika zużycia - szybkość narastaną liczby pęknięć drutów w czasie, otrzymujemy za każdym razem dwuparametrowy rozkład wykładniczy zmiennej losowej i czasu trwania "życia" liny. Przez czas życia liny rozumie się tutaj czas liczony od momentu założenia liny do momentu osiągnięcia założonej dopuszczalnej wartości jej zużycia.

W badaniach empiirycznych [2] przyjęto do opisu rozkładu czasu życia lin rozkład Weibulla z parametrem przesunięcia, jednakże za każdym razem parametr kształtu przyjmował wartość bardzo bliską 1. Zmieniały się za to wartości dwu pozostałych parametrów.



Rys. 2

Na rys. 2 przedstawiona została przykładowa funkcja niezawodności lin nośnych urządzeń wyciągowych dla przyjętej funkcji przelicznika postaci:

$$\mathcal{R} = \frac{n_t}{i_z i_s}, \quad (5)$$

gdzie:

$i_z$  - liczba zewnętrznych drutów w lince,

$i_s$  - liczba skoków linii śrubowej splotów w lince,

$M$  - dopuszczalnej szybkości zużycia  $M$  równej  $40 \cdot 10^{-6}$ .

Odnotujmy, że wprowadzenie funkcji przelicznika jak i przyjęcie jako miernika zużycia szybkości narastania liczby pęknięć drutów liny nie zmienia dotychczasowego modelu generującego; jest on nadal zależny tylko od pary zmiennych losowych stochastycznie zależnych.

## 4. PROCES USZKODZEŃ LINY

Rozpatrzmy dotychczasowe nasze rozważanie w innym ujęciu. Zdarzenie polegające na pęknięciu drutu w linie można uważać za impuls stochastyczny z matematycznego punktu widzenia. A zatem obserwując proces zmęczeniowego pęknięcia drutów w linie obserwujemy realizację strumienia losowego.

Określmy podstawowe własności tego strumienia.

Jest to niewątpliwie strumień niestacjonarny, pojedynczy w okresie eksploatacji liny w urządzeniu wyciągowym i bez pamięci.

A zatem mamy do czynienia z niestacjonarnym strumieniem prostym [3]. Podajmy kilka podstawowych charakterystyk strumienia.

Prawdopodobieństwo wystąpienia  $k$  impulsów (pęknięć drutów w linie) w czasie  $(t_0, t)$  określone jest wzorem:

$$P_k(t_0, t) = \frac{[\Lambda(t_0, t)]^k}{k!} \exp - [\Lambda(t_0, t)], \quad (6)$$

gdzie:

$\Lambda(t_0, t)$  - wartość oczekiwana liczby impulsów w czasie  $(t_0, t)$ ,

- intensywność chwilowa strumienia

$$\lambda(t) = \lim_{t \rightarrow t_0} \frac{\Lambda(t_0, t)}{t - t_0} \quad (7)$$

- funkcja gęstości prawdopodobieństwa czasu pomiędzy impulsami

$$f(t) = \lambda(t) \exp [-\Lambda(t)], \quad (8)$$

- dystrybuanta czasu pomiędzy impulsem

$$F(t) = 1 - \exp [-\Lambda(t)]. \quad (9)$$

Analizując funkcję narastania liczby pęknięć drutów w linie łatwo zauważyć, że jest to wartość oczekiwana liczby impulsów w czasie  $(0, t)$ , a zatem:

$$\Lambda(t) = \alpha t^\beta. \quad (10)$$

I dalej:

- chwilowa intensywność strumienia

$$\lambda(t) = \alpha \beta t^{\beta-1} \quad (11)$$

jest dobrze znaną szybkością narastania liczby pęknięć drutów,

- funkcja gęstości prawdopodobieństwa czasu pomiędzy impulsami

$$f(t) = \alpha \beta t^{\beta-1} \exp(-\alpha t^\beta) \quad (12)$$

jest funkcją gęstości rozkładu Weibulla.

Są to kolejne interesujące prawidłowości.

Przeprowadzając głębszą analizę procesu narastania liczby pęknięć drutów łatwo zauważyć, że czas pomiędzy dwoma kolejnymi uszkodzeniami (będący oczywiście zmienną losową) ma wyraźną tendencję malejącą. A zatem funkcja gęstości prawdopodobieństwa (12) jest jak gdyby "wyczerpywana" od wartości większych do mniejszych. Można w tym miejscu wrócić do problemu miernika zużycia i zaproponować czysto statystyczny miernik: określoną masę prawdopodobieństwa  $\Psi$ , powstającą wskutek wyczerpywania się dużych czasów pomiędzy dwoma kolejnymi pęknięciami. Można to wyrazić zależnością:

$$\int_{t_d}^{\infty} f(t) dt = 1 - \Psi = 1 - F(t_d), \quad (13)$$

gdzie:

$t_d$  - dopuszczalny najkrótszy czas pomiędzy dwoma kolejnymi pęknięciami drutów w linie,

$$\Psi = F(t_d) = 1 - \exp(-\alpha t_d^\beta) \quad (14)$$

Powyższe rozważania byłyby całkiem poprawne, gdyby nie fakt, iż w miarę realizacji strumienia rośnie prawdopodobieństwo zmiany charakteru strumienia - z pojedynczego bez pamięci na strumień niepojedynczy i z pamięcią.

Wiadomo bowiem, że gdyby linę eksploatować dalej, wówczas rośnie prawdopodobieństwo, że pojawi się, na określonej długości liny, taka liczba pęknięć, iż charakter procesu ulega zmianie jakościowej. Pęknięcia drutów na tym odcinku liny gwałtownie będą się pojawiały i w bardzo krótkim czasie lina przejdzie w stan całkowitej niezdatności - zerwie się. A zatem prawdziwym miernikiem bezpieczeństwa liny nośnej powinno być prawdopodobieństwo zdarzenia, że w linie na określonym jej odcinku pojawi się taka istotna liczba pęknięć. Jest to niewątpliwie zależne - lecz stochastycznie - od chwilowej intensywności strumienia i szybkości narastania liczby pęknięć drutów.

Można oczekiwać - analizując dotychczasowe rozważania - że rozkład tego prawdopodobieństwa będzie rozkładem z klasy rozkładów wartości skrajnych.

Wydaje się jednakże, iż istnieje stochastyczny związek pomiędzy wielkością wyczerpanej masy prawdopodobieństwa rozkładu Weibulla (12) a mo-

mentem zmiany charakteru procesu na niepojedynczy i z pamięcią. Ponieważ okres czasu życia liny od momentu zmiany charakteru procesu do momentu jej zerwania będzie krótki, można spróbować określić miernik bezpieczeństwa liny w oparciu o relacje (13) i (14). O tym, że wspomniany okres życia liny będzie krótki, można przekonać się analizując wartość oczekiwaną liczby pęknięć drutów dla zwykłego procesu niepojedynczego i bez pamięci, dla którego intensywność pojawienia się uszkodzeń jest rosnącą funkcją czasu. Ostatnie jednakże słowo w tej kwestii powinny mieć niewątpliwie badania empiryczne.

## 5. ANALIZA SKŁADNIKA CYKLICZNEGO

Jednym z ciekawszych zagadnień związanych z bezpieczeństwem liny jest problem prognozowania jej zużycia. I z tym problemem związana jest ciekawa prawidłowość, o której brak jakiegokolwiek wzmianki w literaturze przedmiotowej, poza referatem [1].

Przyjmijmy, że krzywą zużycia jest funkcja (1).

Dokonajmy aproksymacji danych empirycznych wspomnianą krzywą potęgową i oszacujmy parametry strukturalne funkcji. Otrzymamy w ten sposób przepis analityczny (teoretyczny) kształtowania się liczby pęknięć drutów liny w czasie. A zatem można przyjąć, że znany obraz analityczny tego, co było w przeszłości i na zasadzie prostej ekstrapolacji można wnioskować w przyszłości. Okazuje się jednakże, iż kończąc analizę w tym momencie, uczynilibyśmy błąd. Dokonajmy bowiem analizy szeregu czasowego i różnicy rzeczywistej zanotowanej liczby pęknięć i drutów oraz teoretycznej, uzyskanej z analizy regresji. Okazuje się, że w znakomitej większości przypadków szereg taki wykazuje interesujące własności. Po pierwsze, weryfikacja testem serii hipotezy głoszącej, iż jest to ciąg czysto losowy, daje podstawy do odrzucenia przypuszczeń na rzecz hipotezy stwierdzającej, że liczba serii jest zbyt mała. Po drugie, weryfikacja testem Wallisa - Moora hipotezy głoszącej istnienie składowej cyklicznej w szeregu za każdym razem nie daje podstawy do jej odrzucenia. A zatem, chcąc dobrze opisać dane empiryczne i na tej podstawie prognozować, niezbędne jest zastosowanie modelu trzyskładnikowego i składowej systematycznej, cyklicznej i czysto losowej. Zastosowanie do opisu trendu zamiast funkcji (1) krzywej pełzającej [4] zmniejsza wariancję resztową funkcji aproksymującej dane empiryczne w porównaniu do funkcji potęgowej, nie powoduje jednakże zaniku składowej cyklicznej.

Uwzględnienie takiej składowej w opisie analitycznym powoduje nie tylko podniesienie precyzji wnioskowania w przyszłość. Zauważmy, że nieoobojętne jest dla spraw bezpieczeństwa, z której strony krzywej przebiega aktualnie składowa periodyczna.



## 6. ZAKOŃCZENIE

Przedstawione w niniejszej pracy ciekawsze wyniki badań nad krzywymi zmęczeniowego pęknięcia drutów liny udowodniły, że istnieje jeszcze wiele interesujących prawidłowości, których uwzględnienie w opisie, analizach i syntezach przebiegów zużycia lin nośnych górniczych urządzeń wyciągowych powinny być brane pod uwagę. Wydaje się również, że zaprezentowane prawidłowości stawiają w nieco innym, nowym świetle niektóre wyniki dotychczasowych badań oraz stwarzają możliwości podjęcia nowych kierunków teoretyczno-empirycznych. Zasadniczym walorem przedstawionego materiału jest niewątpliwie to, iż badania przeprowadzono wyłącznie w oparciu o dane doświadczalne zaczerpnięte z praktyki kopalnianej - obserwacji rzeczywistych realizacji procesów eksploatacji lin nośnych górniczych urządzeń wyciągowych.

## LITERATURA

- [1] Czaplicki J.M., Brodziński S.: Failure process of hoisting ropes in winding installations [6].
- [2] Czaplicki J.M.: Eksploatacyjne badania niezawodności lin kopalnianych. Praca magisterska, IMG Politechniki Śląskiej, Gliwice 1973.
- [3] Gniedenko B.W., Kowalenko I.N.: Wstęp do teorii obsługi macowej. WNT, Warszawa 1971.
- [4] Hansel J.: Podstawy teoretyczne prognozowania czasu pracy lin stalowych. Zeszyty Naukowe AGH Elektryfikacja i Mechanizacja Górn. i Hutn. z. 84, Kraków 1977.
- [5] Kowalczyk J., Hankus J.: Wskaźnik stanu bezpieczeństwa górniczej liny wyciągowej. Kom. GIG nr 390, Katowice 1968.
- [6] Proceedings Round Table. How safe is a rope. Kraków - Katowice 1981.
- [7] Zieliński R.: Tablice statystyczne. PWN, Warszawa 1972.

Recenzent: Doc. dr inż. Karol Reich

Wpłynęło do Redakcji 14.12.1981 r.

## ИССЛЕДОВАНИЕ КРИВЫХ ИЗНОСА НЕСУЩИХ КАНАТОВ ПОДЪЕМНЫХ УСТРОЙСТВ

## Р е з ю м е

В работе представлены более интересные результаты исследований кривых усталостного износа горных несущих канатов подъемных устройств. Исследования касались: структурных параметров и циклической составляющей кривых износа. Предлагаемой функции надежности канатов и потока (в математическом смысле) обрывов проволок. Исследования были проведены на основе эмпирических данных взятых из горных рапортов.

## THE TESTING OF WEAR CURVES OF WINDING MACHINES HEAD ROPES

## S u m m a r y

The paper presents some interesting results of testing the curves of fatigue wear of collieries winding machines head ropes. The investigation dealt with the structural parameters and cycle component of wear curves, the proposed function of the ropes reliability and flux reliability (in a mathematical sense) of wire cracks. The investigation had been carried out basing on empirical data from colliery reports.