ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1976

Seria: GÓRNICTWO z. 69 Nr kol. 468

Jacek CZAPLICKI, Aleksander LUTYŃSKI

ANALIZA NIEZAWODNOŚCI DZIAŁANIA URZĄDZEŃ WYCIĄGOWYCH

Streszczenie. W niniejszym artykule dokonano analizy niezawodności działania urządzeń wyciągowych w polskim górnictwie węgla i rud miedzi. Rozpatrywano te awarie, w których do usunięcia skutków mogą znaleźć zastosowania przewoźne wyciągowe urządzenia awaryjne i ratownicze. Sformułowano również zasady budowy prognoz charakterystyk niezawodnościowych dla rozpatrywanych urządzeń wyciągowych.

1. WSTĘP

Istotnym elementem systemu transportowego kopalni głębinowej jest urządzenie wyciągowe przejmujące cały wysiłek wydobywczy, zaopatrzenie materiałowe podziemi i transport załogi. Każda poważniejsza awaria tego urządzenia, oprócz poważnych strat ekonomicznych, stanowi znaczne zagrożenie załogi nie tylko z uwagi na funkcje jakie to urządzenie spełnia, ale również ze względu na fakt pracy w rurze szybowej, przez którą transportowane jest powietrze, prowadzone są kable energetyczne, rurociągi itp.

Obostrzone wymogi projektowania i eksploatacji, jak również częste przeglądy i konserwacje, stanowią zrozumiałą dbałość o wysoki stopień bezpieczeństwa pracy tych urządzeń. Te poczynania mimo, iż w zdecydowanym stopniu zapobiegają awariom nie są jednak w stanie całkowicie ich wyeliminować. Część z występujących w urządzeniach wyciągowych awarii to awarie krótkotrwałe, nie stanowiące zagrożenia dla załogi. Pewna jednak część to awarie poważne, a ich skutki mogą być usunięte w wyniku zastosowania specjalnych wyciągów szybowych awaryjnych i ratowniczych [1]. Z uwagi na wysoki koszt wspomnianych urządzeń konieczna jest znajomość niezbędnej ilości wyciągowych urządzeń awaryjnych zabezpieczającej istniejące potrzeby, które powinny być wyznaczone w oparciu o wnikliwą analizę awarii eksploatowanych urządzeń wyciągowych.

2. PRZEDMIOT I ZAKRES ANALIZY

Analizą objęto 230 urządzeń, o udźwigu użytecznym nie mniejszym niż 5 Mg, górnictwa węglowego i rud miedzi, w tym:

- 218 urządzeń wyc. MGiE,
- 10 urządzeń wyc. MPC.

Założono a priori, iż przeprowadzona analiza awaryjności obejmie tylko te awarie, do usunięcia których mogą i powinny znaleźć zastosowanie przewoźne awaryjne urządzenia wyciągowe (ratownicze). Jest to jedynie pewna klasa awarii, spośród wszystkich możliwych jakim podlegają urządzenia wyciągowe, charakteryzująca się, jak już powiedziano, na ogół bądź to wielogodzinnym przestojem pracy szybu lub kopalni, bądź zagrożeniem życia ludzi. W dalszym ciągu naszych rozważań awarie należące do tej klasy będziemy nazywali krótko awariami.

Ponieważ awaria urządzenia wyciągowego w danym szybie, jak wykazały badania, występuje średnio co 5009 dni, z tego też względu niemożliwa była obserwacja awaryjności urządzeń wyciągowych jednostkowo. Wymagałoby to bowiem co najmniej kilkudziesięcioletnich badań. W związku z tym zdecydowano się na rozwiązanie pośrednie. Dokonano obserwacji statystycznej 230 urządzeń wyciągowych zbiorczo w przeciągu 33 miesięcy i notowano momenty wystąpienia tych awarii. Na podstawie takiego materiału statystycznego opracowano model probabilistyczny występowania awarii urządzeń wyciągowych w polskim górnictwie węglowym i rud miedzi. Zbudowano także prognozy dla podstawowych charakterystyk niezawodnościowych tego modelu.

3. IDENTYFIKACJA NIEZAWODNOŚCIOWA AWARYJNOŚCI URZĄDZEŃ WYCIĄGOWYCH

Rozpatrywany proces awarii urządzeń wyciągowych zidentyfikowano jako strumień odnowy [6] będący superpozycją 230 strumieni jednostkowych. A oto założenia, na jakich oparta została identyfikacja tego procesu:

- średni czas usuwania awarii pomijalnie mały w porównaniu do średniego czasu międzyawaryjnego,
- zbiór obserwowanych 230 urządzeń wyciągowych przyjęto jako zbiór elementów[1] o losowych czasach pracy,
- z chwilą awarii dowolnego elementu tego zbioru kończy się jeden czas międzyawaryjny a rozpoczyna nowy,
- zmienne losowe $t_1, t_2, \ldots$ (t_i - czas od i-tej awarii do (i + 1) awarii, na ogół w różnych urządzeniach wyciągowych) są niezależnymi zmiennymi losowymi, nieujemnymi, o tym samym rozkładzie $F(t)$,
- proces awarii jest procesem stacjonarnym.

[1] Element - obiekt, w którego opisie dokonywanym z punktu widzenia określonego badania, nie zakłada się podziału tego obiektu na części [3].

Na wstępie dokonano badania stacjonarności rozpatrywanego szeregu t_1, t_2, ..., t_n; $\sum_{i=1}^{n} t_i = 33$ miesiące. Badanie przeprowadzono testem serii. W przypadku zaobserwowanego szeregu czasów międzyawaryjnych, dla liczby urządzeń wyciągowych $n = 37$, maksymalna długość serii wyniosła 5 znaków. Z tablic rozkładu serii [5] odczytano, że prawdopodobieństwo wystąpienia takiej serii dla $n = 37$ jest większe od 0,05, które przyjęto za poziom istotności. A zatem nie było podstaw do odrzucenia weryfikowanej hipotezy, że rozpatrywany szereg jest stacjonarny.

Z kolei przystąpiono do badania czy zmienne t_1, t_2, ..., t_n są zmiennymi losowymi o tym samym, niezmiennym w czasie, rozkładzie $F(t)$. Zastosowany test Wilcoxona dał podstawę do stwierdzenia, iż brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej, że mamy do czynienia z tym samym rozkładem $F(t)$. Można więc było przyjąć, że rozpatrywany proces awarii 230 urządzeń wyciągowych jest rzeczywiście strumieniem odnowy o tym samym rozkładzie.

Następnie dokonano identyfikacji rozkładu zmiennych losowych t_i, $i = 1,2,\ldots,n$. Zbudowany histogram sugerował niesymetryczność tego rozkładu. W związku z tym dane empiryczne aproksymowano funkcją rozkładu gamma, o postaci:

$$f(t) = \frac{\lambda^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)} t^{\alpha-1} e^{-\lambda t}. \tag{1}$$

Estymację parametrów rozkładu przeprowadzono dwoma etapami. Pierwszym przybliżeniem były oceny uzyskane z estymatorów, otrzymanych metodą momentów Pearsona:

$$\hat{\lambda}^{-1} = \frac{\sum_{i=1}^{n} t_i^2}{\sum_{i=1}^{n} t_i} - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} t_i \tag{2}$$

$$\hat{\alpha}^{-1} = \frac{n\sum_{i=1}^{n} t_i}{\left(\sum_{i=1}^{n} t_i\right)^2} - 1. \tag{3}$$

Ponieważ estymatory te nie są najlepsze z punktu widzenia ich efektywności dlatego też przyjęto je jako pierwsze przybliżenia rozwiązań, które dokonano estymatorami otrzymanymi według metody Fishera:

$$\hat{\lambda} = \frac{n\hat{\alpha}}{\sum_{i=1}^{n} t_i} \tag{4}$$

$$\frac{\hat{\alpha}}{\hat{\alpha}-1} - \ln\hat{\alpha} = \ln n - \ln \sum_{i=1}^{n} t_i + \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \ln t_i, \tag{5}$$

a które to równania nie można rozwiązać analitycznie. Otrzymane oceny wyniosły: $\hat{\lambda} = 0{,}0615$ i $\hat{\alpha} = 1{,}34$.

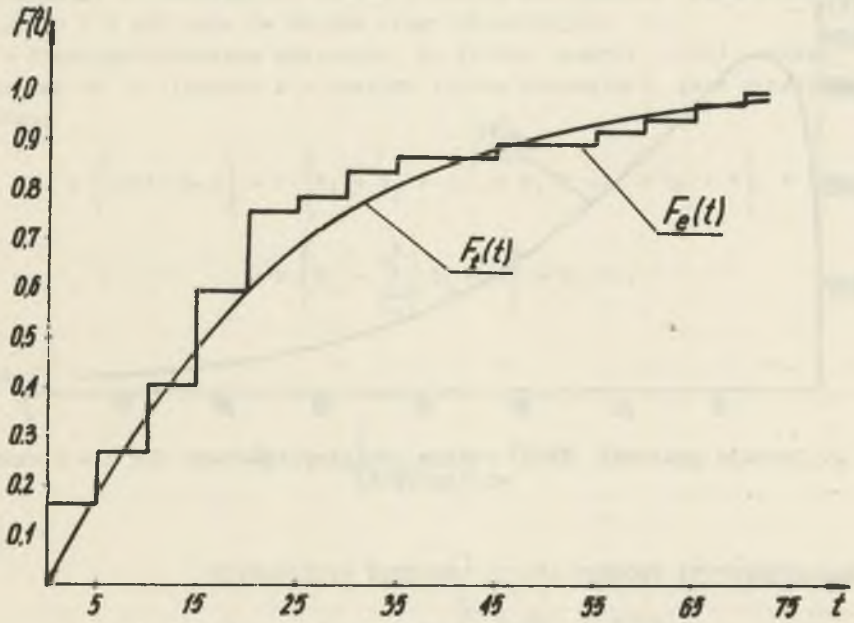
W celu zorientowania się, czy rozkład zmiennej losowej międzyawaryjnego czasu dla urządzeń wyciągowych może być przybliżony z wystarczającą dokładnością funkcją rozkładu gamma o wyznaczonych wyżej wartościach parametrów, zastosowano test zgodności Kołmogorowa. Według ogólnie znanej procedury [8] otrzymano wyniki, które ilustruje tablica 1 i rys. 1[1]. Dla

Tablica 1

Obliczenia pomocnicze dla weryfikacji zgodności rozkładów empirycznego i teoretycznego wg testu Kołmogorowa

Lp.	Przedział t	Częstość	F_e	F_t	$\lvert F_t - F_e \rvert$
1	0 - 5	6	0,162	0,100	0,062
2	5 - 10	4	0,270	0,258	0,012
3	10 - 15	5	0,405	0,407	0,002
4	15 - 20	7	0,594	0,550	0,044
5	20 - 25	6	0,756	0,640	0,116
6	25 - 30	1	0,783	0,715	0,068
7	30 - 35	2	0,837	0,780	0,057
8	35 - 40	1	0,864	0,830	0,034
9	40 - 45	0	0,864	0,875	0,011
10	45 - 50	1	0,891	0,905	0,014
11	50 - 55	0	0,891	0,925	0,034
12	55 - 60	1	0,918	0,948	0,030
13	60 - 65	1	0,945	0,966	0,021
14	65 - 70	1	0,972	0,980	0,008
15	70 - 75	1	1,000	0,990	0,010

[1] Przy obliczaniu dystrybuanty rozkładu gamma korzystano z tablic [7] tzw. niekompletnej funkcji gamma. Koniecznym jest również korzystanie z tych tablic przy obliczaniu innych zależności, gdzie występuje ta funkcja.

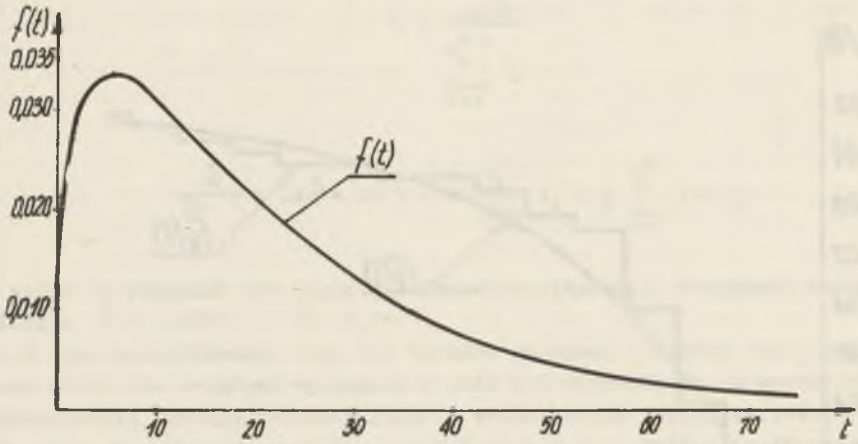


Rys. 1. Dystrybuanta teoretyczna F_t oraz empiryczna F_e czasów pomiędzy awariami dla 230 urządzeń wyciągowych

$n = 37$ i $\delta = 0,05$ z tablic wartości krytycznych dla testu Kołmogorowa odczytano, iż maksymalny dopuszczalny rozstęp pomiędzy dystrybuantą teoretyczną a empiryczną wynosi $D_{max} = 0,218$ [8]. Ponieważ $D = |F(t) - F_e(t)| < D_{max}$, więc nie było podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej, iż funkcja rozkładu zmiennej losowej t_i może być przybliżoną funkcją rozkładu gamma o postaci:

$$f(t) = \frac{0,0615^{1,34}}{1,34} t^{0,34} e^{-0,0615\,t}. \tag{6}$$

Wyznaczenie rozkładu czasów międzyawaryjnych w rozpatrywanym procesie awarii urządzeń wyciągowych stanowi podstawę do określenia podstawowych charakterystyk tego procesu. Rozpatrzmy kolejno najważniejsze z nich.



Rys. 2. Funkcja gęstości f(t) czasów pomiędzy awariami dla 230 urządzeń wyciągowych

4. CHARAKTERYSTYKI PROCESU AWARII URZĄDZEŃ WYCIĄGOWYCH

- Podstawowe wskaźniki struktury statystycznej dla zmiennej losowej o rozkładzie gamma (6) są następujące:

wartość oczekiwana

$$E(t) = \frac{\alpha}{\lambda} \cong 22, \tag{7}$$

co oznacza, że w długim ciągu obserwacji należy oczekiwać, średnio rzecz biorąc, co 22 dni awarii w dowolnym, jednym z 230 urządzeniu wyciągowym,

wariancja

$$D^2(t) = \frac{\alpha}{\lambda^2} \cong 354, \tag{8}$$

odchylenie standardowe

$$\sqrt{D^2(t)} = \frac{\sqrt{\alpha}}{\lambda} \cong 19, \tag{9}$$

co oznacza, że średnia wielkość odchylenia poszczególnych wartości zmiennej od wartości oczekiwanej wyniesie $\pm$ 19 dni (wariancja jest miarą skupienia wartości zmiennej losowej wokół wartości oczekiwanej),

wartość modalna

$$Mo(t) = \frac{\alpha - 1}{\lambda} \cong 5,5 \tag{10}$$

co oznacza, że najczęściej awarie urządzeń wyciągowych będą zdarzały się co około 5 i pół dnia (w długim ciągu obserwacji).

- Prawdopodobieństwo zdarzenia, że liczba awarii $\nu(t)$ będzie nie mniejsza od k (gdzie: k - dowolna liczba naturalna), jest określona rozkładem:

$$P\left\{\nu(t) \geqslant k\right\} = P\left\{t_1 + t_2 + \ldots + t_i + \ldots + t_k < t\right\} =$$

$$= P\left\{S_k = \sum_{i=1}^{k} t_i < t\right\} = F_k(t), \tag{11}$$

gdzie:

$$F_k(t) = \int_0^t F_{k-1}(t - \tau)\, dF(\tau) \tag{12}$$

oraz

$$F_1(t) = F(t) = 0{,}0267 \int_0^t x^{0{,}34}\, e^{-0{,}615x}\, dx \tag{13}$$

(patrz wzór (6)).

Korzystając ze znanych własności rozkładu gamma, że

$$f_k(t) = \frac{\lambda^{k\alpha}}{\Gamma(k\alpha)}\, t^{k\alpha-1}\, e^{-\lambda t}, \tag{14}$$

otrzymujemy, iż

$$P\left\{\nu(t) \geqslant k\right\} = P\left\{\sum_{i=1}^{k} t_i < t\right\} = F_k(t) = \frac{\lambda^{k\alpha}}{\Gamma(k\alpha)} \int_0^t x^{k\alpha-1}\, e^{-\lambda x} \tag{15}$$

Powyższy wynik jest bardzo ważny, gdyż pozwala na wyznaczenie w sposób prosty prawdopodobieństwa zdarzenia, iż liczba awarii $\nu(t)$ będzie nie mniejsza niż k. Jest to równoznaczne zdarzeniu, że sumaryczny czas k czasów międzyawaryjnych będzie mniejszy od t. I tak np. prawdopodobieństwo tych zdarzeń dla k = 1, 2, 3, 4 i 5 są określone wzorami:

$$F_1(t) = 0{,}0267 \int_0^t x^{0{,}34}\, e^{-0{,}0615x}\, dx$$

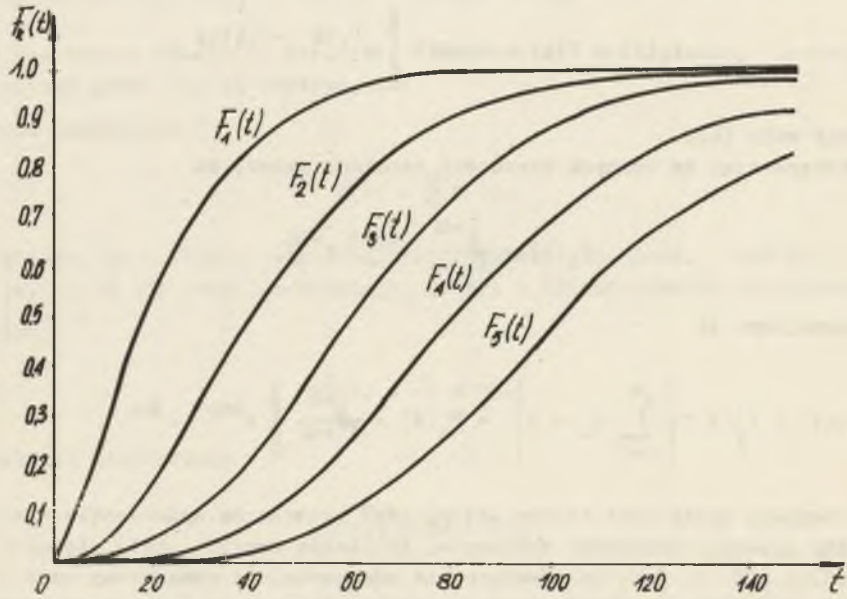
$$F_2(t) = 3{,}735 \cdot 10^{-4} \int_0^t x^{1{,}68} e^{-0{,}0615x} dx$$

$$F_3(t) = 2{,}201 \cdot 10^{-6} \int_0^t x^{3{,}02} e^{-0{,}0615x} dx$$

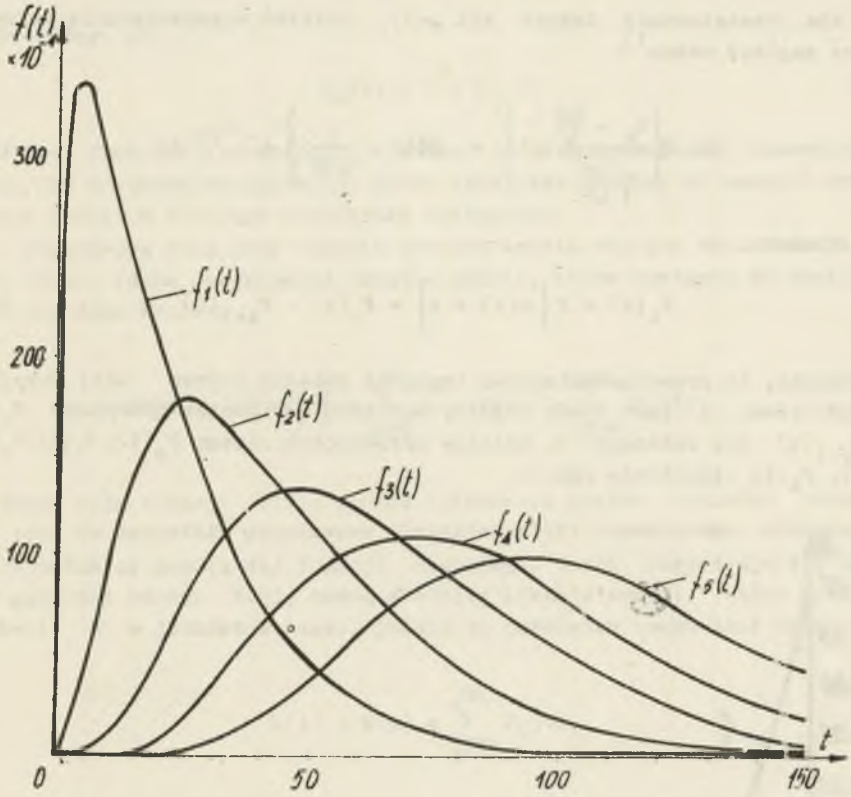
$$F_4(t) = 7{,}707 \cdot 10^{-9} \int_0^t x^{4{,}36} e^{-0{,}0615x} dx$$

$$F_5(t) = 1{,}859 \cdot 10^{-11} \int_0^t x^{5{,}70} e^{-0{,}0615x} dx$$

Wykresy powyższych funkcji obrazuje rys. 3. Rys. 4 przedstawia odpowiadające im funkcje gęstości.



Rys. 3. Prawdopodobieństwo zdarzenia, że sumaryczny czas k czasów międzyawaryjnych będzie mniejszy od t dla k = 1, 2, 3, 4 i 5 dla 230 urządzeń wyciągowych



Rys. 4. Funkcje gęstości prawdopodobieństw z rys. 3

- Dla dużych k, praktycznie dla

$$\frac{E(t)}{\sqrt{D^2(t)}} > 3,5 \tag{16}$$

w przypadku rozkładu gamma [4], tzn.

$$\frac{k\alpha}{\lambda} \Big/ \sqrt{\frac{k\alpha}{\lambda^2}} > 3,5 \tag{17}$$

co daje $k\alpha > 12$,
a więc w naszym przypadku $k \geqslant 9$, (18)

rozkład $F_k(t)$ może być aproksymowany na podstawie centralnego twierdzenia granicznego przez rozkład normalny. Wiadomo przecież, że jeżeli zmienne losowe t_i, $i = 1,2,\ldots$, mają ten sam rozkład z tą samą średnią $k\alpha/\lambda$ i wariancją $k\alpha/\lambda^2$, to zmienna losowa w naszym przypadku $(S_k - \frac{k\alpha}{\lambda})/\sqrt{\frac{k\alpha}{\lambda^2}}$

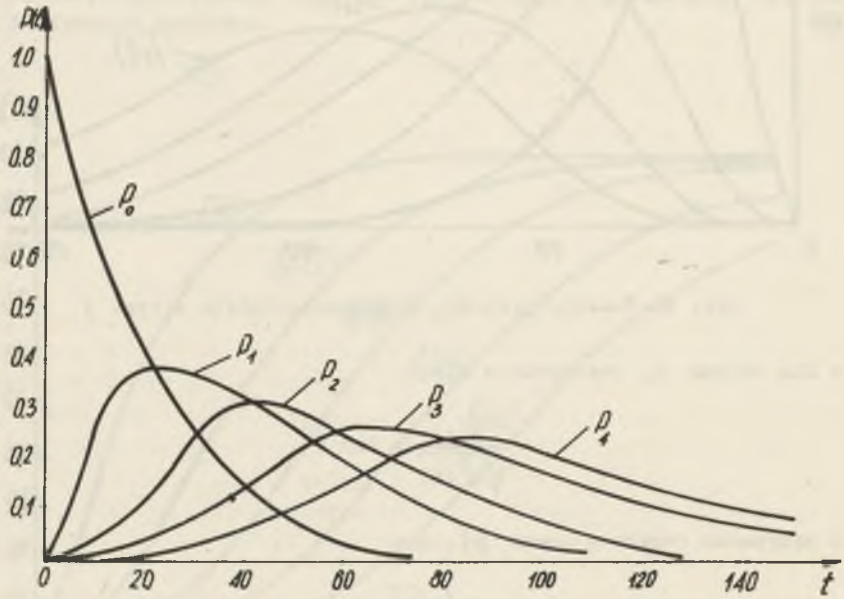
ma, dla dostatecznie dużych $k(k \geqslant 9)$, rozkład asymptotycznie normalny, co zapisać można[1]:

$$\lim P\left\{\frac{S_k - \frac{k\alpha}{\lambda}}{\sqrt{\frac{k\alpha}{\lambda^2}}} < t\right\} = \Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_0^t e^{-2/2}\,dx \tag{19}$$

- Wiadomo, że

$$P_k(t) = P\left\{\nu(t) = k\right\} = F_k(t) - F_{k+1}(t) \tag{20}$$

co oznacza, że prawdopodobieństwo tego, iż zmienna losowa $\nu(t)$ przyjmie wartość równą k jest równe różnicy wartości sąsiednich dystrybuant $F_k(t)$ i $F_{k+1}(t)$ dla zadanego t. Kolejne prawdopodobieństwa $P_0(t)$, $P_1(t)$, $P_2(t)$, $P_3(t)$, $P_4(t)$ ilustruje rys. 5.



Rys. 5. Prawdopodobieństwo wystąpienia $k = 0, 1, 2, 3$ i 4 awarii w funkcji czasu t dla 230 urządzeń wyciągowych

Zatrzymajmy się nieco dłużej nad charakterystyką $P_0(t)$.

[1] Można również korzystać z rozwinięcia Edgewortha (patrz np. [2]).

Zauważmy, że

$$P_o(t) = 1 - F_1(t) \tag{21}$$

jest tzw. funkcją niezawodności - równą prawdopodobieństwu bezawaryjnej pracy 230 urządzeń wyciągowych, gdzie czas jest liczony od momentu wystąpienia awarii w dowolnym urządzeniu wyciągowym.

- Podstawową rolę przy badaniu procesu awarii odgrywa tzw. funkcja odnowy $H(t)$ równa oczekiwanej liczbie awarii, które wystąpią do chwili t. Jest ona dana wzorem:

$$H(t) = E\left\{\nu(t)\right\} = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot P_k(t) = \sum_{k=1}^{\infty} F_k(t). \tag{22}$$

Ważna rola funkcji $H(t)$, oprócz informacji jakich udziela, tłumaczy się tym, że wszystkie podstawowe charakterystyki rozważanego procesu wyrazić można za pomocą tej funkcji. Równolegle z nią rozpatruje się funkcję gęstości odnowy $h(t)$, równą średniej liczbie awarii, które wystąpią w chwili t w jednostce czasu, jeżeli ta jednostka czasu jest mała:

$$h(t) = H'(t) = \sum_{k=1}^{\infty} f_k(t). \tag{23}$$

Powyższe wzory (22), (23) informują nas o tym, że jeżeli dla dowolnej chwili t zesumujemy wartości dystrybuantu lub odpowiednio funkcji gęstości, to otrzymamy ocenę bądź to oczekiwanej liczby awarii w przedziale czasu $(0,t)$ (pierwsza suma), bądź ocenę przeciętnej liczby tych awarii w chwili t (druga suma). Mimo, że sumy te są nieskończone, praktycznie rzecz biorąc, uwzględniamy na ogół jedynie kilka pierwszych funkcji i odpowiednio ich wartości dla niedużych t (gdyż dalsze składowe tej sumy są pomijalnie małe). Natomiast dla dostatecznie dużych t $H(t)$ można przybliżyć zależnością (w przypadku rozkładów gamma):

$$H(t) = \frac{\lambda}{\alpha} t + \frac{\alpha + 1}{2\alpha} - 1 + O(1), \tag{24}$$

gdzie symbol $o(1)$ oznacza, że wzór (24) jest oszacowany z dokładnością do różniczek wyższych rzędów.

W naszym przypadku równanie to, które jest równaniem prostej, jest postaci:

$$H(t) = 0{,}0459\ t - 0{,}127 \tag{25}$$

- Średnia liczba awarii w przedziale czasu (t_1, t_2) jest równa $H(t_2)$ $H(t_1)$.
- Wariancja liczby awarii $\nu(t)$ jest dana wzorem:

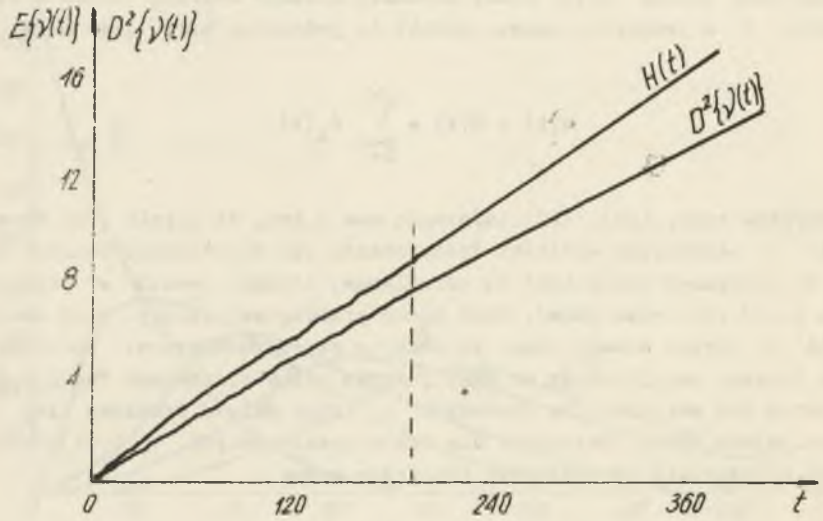
$$D^2\left\{\nu(t)\right\} = 2\int_0^t H(t-\tau)\,dH(\tau) + H(t) - H^2(t) \qquad (26)$$

co dla dostatecznie dużych t daje również, jak w przypadku funkcji $H(t)$, równanie prostej

$$D^2\left\{\nu(t)\right\} = \frac{\lambda}{\sigma^2}t + \frac{1}{12} + \frac{5}{4}\sigma^2 - \frac{2(\alpha+1)(\alpha+2)\lambda^2}{\sigma^2} + O(1) \qquad (27)$$

W naszym przypadku mamy:

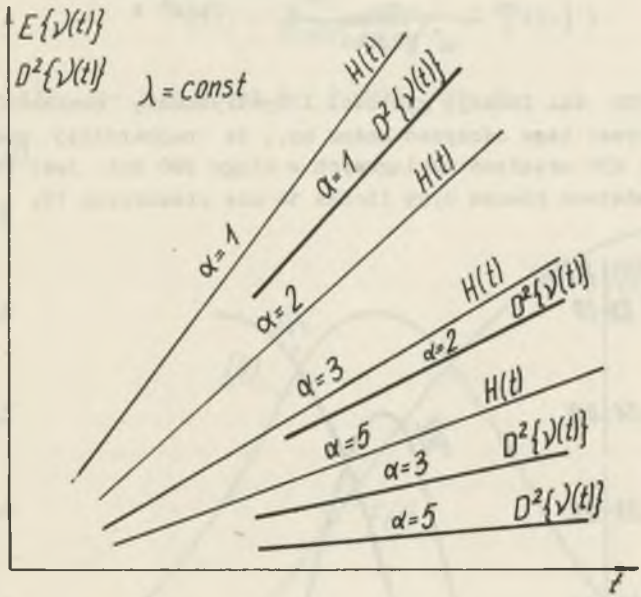
$$D^2\left\{\nu(t)\right\} = 0{,}0342\,t + 0{,}777.$$



Rys. 6. Wartość oczekiwana H i wariancja D^2 liczby awarii ν w funkcji czasu t dla 230 urządzeń wyciągowych

Wykresy funkcji $H(t)$ oraz $D^2\left\{\nu(t)\right\}$ ilustruje rys. 6. Charakterystyczną cechą, którą można zaobserwować na wykresach tych funkcji jest to, że wykazują one dla początkowych wartości t pewną nieregularność i leżą poniżej odpowiadających im prostych. Dla większych t proste (25) i (28) dobrze przybliżają rzeczywiste przebiegi tych funkcji. Zmiany prze-

biegów funkcji $H(t)$ oraz $D^2\{\nu(t)\}$ dla dużych t w zależności od zmiany parametru α dla λ = const. ilustruje rys. 7.



Rys. 7. Zmiany przebiegu funkcji $H(t)$ oraz $D^2[\nu(t)]$ w funkcji parametru α dla λ = const.

- Dla dostatecznie dużych t funkcja gęstości odnowy

$$h(t) = \frac{\lambda}{\sigma_t}; \tag{29}$$

w naszym przypadku $h(t) = 0{,}0459$.

Pozostaje obecnie kwestia, jakie wartości t uznać za "dostatecznie duże". Wyjdźmy z warunku (16). Dla $k \geqslant 9$ rozkład gamma można z praktycznie wystarczającą dokładnością aproksymować rozkładem normalnym. Ale ponieważ

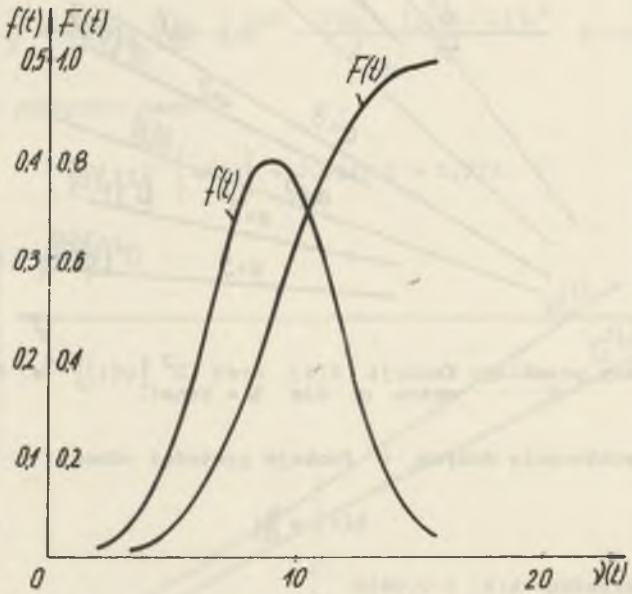
$$P\{\nu(t) > k\} = P\left\{S_k = \sum_{i=1}^{k} t_i < t\right\}$$

więc należy znaleźć taki przedział czasu o długości S_k, by wartość przeciętna liczby awarii była nie mniejsza od 9, co daje $t > 196$ dni. Stąd $H(t)$ określone równaniem (24), $D^2\{\nu(t)\}$ określone równaniem (27) oraz $h(t)$ określone równaniem (29) są wystarczająco dokładne dla t większych od 196.

- Zmienna losowa $\nu(t)$ ma rozkład asymptotyczny normalny o postaci:

$$f\left[\nu(t)\right] = \frac{1}{\alpha^{-1}\sqrt{2\pi\nu t}}\, e^{-\frac{\left[\nu(t) - \nu/\alpha\, t\right]^2}{2\nu/\alpha^2\, t}} \tag{30}$$

Dla $t = 200$ dni funkcję gęstości i dystrybuantę rozkładu ilustruje rys. 8. Z wykresu tego odczytać można np., że najbardziej prawdopodobna liczba awarii 230 urządzeń wyciągowych w ciągu 200 dni jest równa 9, a z prawdopodobieństwem równym 0,99 liczba ta nie przekroczy 15.



Rys. 8. Dystrybuanta F i funkcja gęstości f liczby awarii $\nu(t)$ dla $t = 200$ dni dla 230 urządzeń wyciągowych

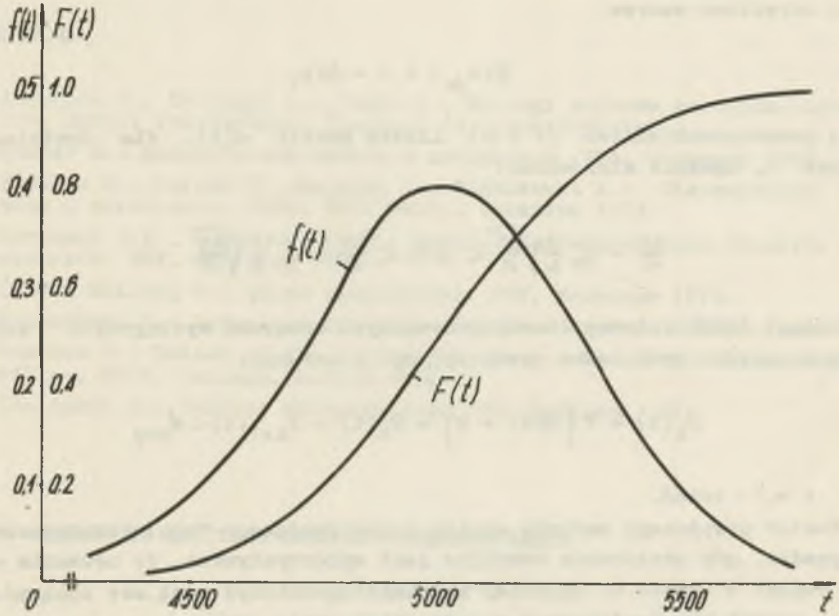
5. PROGNOZOWANIE CHARAKTERYSTYK PROCESU AWARII URZĄDZEŃ WYCIĄGOWYCH

W przypadku rozpatrywanego procesu awarii 230 urządzeń wyciągowych, zdarzenia polegające na wystąpieniu awarii w dwóch dowolnych urządzeniach są niezależne. Możemy więc przyjąć, że jeżeli awaryjność wszystkich urządzeń wyciągowych jest mniej więcej taka sama, to proces awarii składa się z 230 procesów jednostkowych (ściślej - jest ich superpozycją) o takim samym charakterze, tzn. scharakteryzowanych tą samą funkcją rozkładu czasów międzyawaryjnych. Ale pamiętając o tym, że w strumieniu zdarzeń o rozkładzie gamma (ν, α) chwila zdarzenia n-tego ma rozkład gamma o pa-

rametrach (λ, $n\alpha$), możemy twierdzić, iż rozkład czasów międzyawaryjnych dla dowolnego urządzenia wyciągowego jest dany rozkładem[1]:

$$f(t) = \frac{\lambda^{n\alpha}}{\Gamma(n\alpha)} t^{n\alpha - 1} e^{-\lambda t} \tag{31}$$

gdzie $n = 230$, $\alpha = 1{,}34$ oraz $\lambda = 0{,}0615$. Rys. 9.



Rys. 9. Dystrybuanta F i funkcja gęstości f czasów pomiędzy awariami dla jednego urządzenia wyciągowego

A zatem w dowolnym urządzeniu wyciągowym możemy oczekiwać średnio co około 5009 dni awarii; najczęściej będą się one zdarzały co ok. 1270 dni, zaś przeciętne odchylenia od wartości średniej będą wynosiły 285 dni.

Zależność (26) stanowi model wyjściowy do wyznaczenia charakterystyk niezawodnościowych, jak i zbudowania prognozy dla przyszłych realizacji tych charakterystyk, dla dowolnej interesującej nas grupy urządzeń wyciągowych, np. w celu znalezienia wielkości zapotrzebowania na przewoźne a-

---

[1] Ponieważ $k \gg 9$ więc rozkład ten można bardzo dobrze wyrazić funkcją rozkładu normalnego o postaci:

$$f(t) = \frac{1}{\sqrt{n\alpha}\ \lambda^{-1}\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\left(t - \frac{n\alpha}{\lambda}\right)^2}{2\,\frac{n\alpha}{\lambda^2}}\right], \tag{32}$$

waryjne i ratownicze urządzenia wyciągowe. Załóżmy, że interesują nas charakterystyki niezawodnościowe grupy ϱ urządzeń wyciągowych pracujących w danym okręgu przemysłowym. Wstawiając do wzorów (7) ÷ (10), (15) ÷ (17), (19) ÷ (27), (29) i (30) w miejsce α wyrażenie $(n\alpha/\varrho)$, otrzymamy szukane przepisy analityczne tych charakterystyk.

Na koniec rozważmy, że zależność (30) może służyć do oszacowania liczby awarii w długim przedziale czasu. Jeżeli bowiem dla założonego $\beta \in (01) u_\beta$ jest określone wzorem

$$\Phi(u_\beta) = 1 - \beta/2,$$

to z prawdopodobieństwa $(1 - \beta)$ liczba awarii $\nu(t)$, dla dostatecznie dużych t, spełnia nierówność:

$$\frac{\lambda t}{\alpha} - u_\beta \frac{1}{\lambda}\sqrt{\frac{\lambda t}{\alpha}} \leqslant \nu(t) \leqslant \frac{\lambda t}{\alpha} + u_\beta \frac{1}{\lambda}\sqrt{\frac{\lambda t}{\alpha}}. \tag{33}$$

Natomiast dobór celowej liczby przewoźnych urządzeń wyciągowych awaryjnych i ratowniczych można wyznaczyć np. z warunku:

$$P_k(t) = P\left\{\nu(t) = k\right\} = F_k(t) - F_{k+1}(t) < \delta_{dop} \tag{34}$$

dla $t = 1$ dzień.

Postać powyższego warunku wynika z następującego toku rozumowania: w przypadku, gdy urządzenie awaryjne jest wykorzystywane do usuwania skutków awarii w czasie co najmniej kilkunastogodzinnym mogą się zdarzyć awarie w innych eksploatowanych urządzeniach wyciągowych.

Jeżeli prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na tym, że liczba awarii w ciągu 1 dnia wyniesie k, będzie mniejsze od założonego a priori, odpowiednio wysokiego prawdopodobieństwa $\delta_{dop} = 10^{-3} \div 10^{-4}$ przyjmowanego w takich urządzeniach jak np. samoloty, to liczba $k-1$ (dla $k > 1$) będzie celową liczbą przewoźnych urządzeń wyciągowych awaryjnych i ratowniczych dla danej grupy szybów.

6. WNIOSKI

- Rozpatrywany proces awarii urządzeń wyciągowych jest stacjonarnym procesem odnowy, o funkcji rozkładu gamma.
- W badaniach procesu awarii tych urządzeń wykorzystujemy znaną własność rozkładu gamma, która pozwala na traktowanie strumienia odnowy jako superpozycji strumieni jednostkowych, gdzie liczba tych strumieni jest równa ilości urządzeń objętych badaniami; prowadzi to do wydatnego skrócenia ich czasu.

- Zaprezentowana w artykule metoda służyć może do wyznaczania charakterystyk niezawodnościowych urządzeń wyciągowych oraz określenia niezbędnej liczby przewoźnych urządzeń awaryjnych i ratowniczych dla zadanej ilości eksploatowanych urządzeń wyciągowych.

LITERATURA

[1] Antoniak J., Carbogno A., Czaja J.: Wyciągi szybowe awaryjno-ratownicze. Skrypt Politechniki Śląskiej (w przygotowaniu).

[2] Cramer H.: Matematyczne metody w statystyce. PWN, Warszawa 1958.

[3] Fidelis E., Korzan B., Kulesza R., Wiśniewski K.: Niezawodność. Terminy i określenia. COBN, Wyd. Norm., Warszawa 1972.

[4] Gercbach I.B., Kordonski Ch.B.: Modele niezawodnościowe obiektów technicznych. WNT, Warszawa 1968.

[5] (red.) Hellwig Z.: Zarys ekonometrii. PWE, Warszawa 1973.

[6] Kopociński B.: Zarys teorii odnowy i niezawodności. PWN Warszawa 1973.

[7] Pearson K.: Tables of the Incomplete Gamma - Function. Biometrica - Office, Univ. College, London 1934.

[8] Zieliński R.: Tablice statystyczne. PWN, Warszawa 1972.

АНАЛИЗ НАДЁЖНОСТИ ДЕЙСТВИЯ ШАХТНЫХ ПОДЪЁМНЫХ МАШИН

Р е з ю м е

В этой статье произведён анализ надёжности действия шахтных подъёмных машин в польской каменноугольной и рудничной промышленности. Рассмотрены те аварии, результаты которых можно устранить путем применения передвижных аварийных и спасательных подъёмных установок. Дана также формулировка основ построения характеристик прогнозов надежности шахтных подъёмных машин.

THE RELIABILITY ANALYSIS OF MINE HOISTS

S u m m a r y

In this paper the reliability analysis of mine hoists in Polish coal mining and copper ore was done. The considered failures belong to the group of causes which results can be put right by means of the mobile failure-rescue winder. The structure principles of the prognosis of the reliability characteristics were also formulated for the winders under examination.