

Jacek Czaplicki  
Aleksander Lutyński

## PREDYKCJA WSPÓŁCZYNNIKA GOTOWOŚCI SYSTEMÓW TRANSPORTU CIĄGŁEGO

Streszczenie. W referacie omówiono zagadnienie predykcji jednej z charakterystyk niezawodności - współczynnika gotowości eksploatacyjnej, który jest podstawą oceny efektywności i ekonomiczności systemów transportu ciągłego. Prezentowane: prognoza punktowa i prognozy przedziałowe pozwalają na wyznaczenie przyszłych wartości i ich granic współczynników gotowości eksploatacyjnej przenośników jak i systemów z dokładnością wystarczającą dla praktyki.

### 1. Wstęp

W niektórych istniejących czy projektowanych kopalniach głębinowych węgla kamiennego transport urobku ze ściany pod suyb realizowany jest systemami przenośnikowymi. Koncentracja wydobycia i stale wzrastające zadania wydobywcze stawiane przed kopalniami powodują, że wzrasta przepływ masy urobku transportowany systemami jak również odpowiedzialność tych systemów za efekt techniczny kopalń. Konsekwencją tego wzrostu odpowiedzialności jest między innymi podjęcie badań niezawodnościowych mających na celu ocenę zdolności omawianych systemów do spełniania wysokich wymagań, które są im stawiane. Prowadząc badania niezawodnościowe dowolnego obiektu technicznego, w wyniku których określamy wartości odpowiednich wskaźników bądź wyznaczamy interesujące nas charakterystyki, dokonujemy sformułowania diagnozy technicznej tego obiektu. Postawienie diagnozy technicznej, tzn. określenie stanu obiektu w chwili  $t$  lub przedziale czasu  $\Delta t$  pozwala nie tylko na podejmowanie odpowiednich decyzji dotyczących dalszego postępowania z obiektem lecz także na ocenę efektywności, a w konsekwencji i ekonomiczności eksploatacji tego obiektu. Naturalnym pytaniem, jakie nasuwa się po postawieniu diagnozy, jest pytanie o przyszłe zachowanie się obiektu wyrażone interesującymi nas charakterystykami bądź wskaźnikami; o przyszłe kształtowanie się efektywności czy ekonomiczności tego obiektu.

Jedną z charakterystyk niezawodności działania dowolnego obiektu technicznego (elementu bądź systemu) podlegającemu odnowie jest współczynnik gotowości. Jest on równy prawdopodobieństwu zdarzenia polegającego na tym, że w dowolnej chwili  $t$  element bądź system znajduje się w stanie pracy. Jest to ważna charakterystyka między innymi z tej racji, że pozwala na:  
- wyznaczenie efektywności badanego obiektu

oraz

- ocenę strat ponoszonych z przyczyn zawodności obiektu.

W przypadku systemów transportu ciągłego współczynnik gotowości jest niezbędny do wyznaczenia rzeczywistej przepustowości systemu i określenia strat wydajności spowodowanych jego awaryjnością. Tak więc obecne i przyszłe kształtowanie się tej charakterystyki jest niezmiernie istotne z punktu widzenia kopalń, w których zastosowano lub będzie się stosować transport ciągły.

Przedmiotem niniejszego referatu są rozważania związane z analizą i predykcją współczynnika gotowości przenośników transportu ciągłego.

## 2. Sformułowanie problemu

Dany obiekt techniczny, którego proces eksploatacji jest dwustanowy: awaria - praca. Zmienne losowe  $t_{p1}, t_{p2}, \dots$  oznaczają będą czasy trwania pracy obiektu, zmienne te będą scharakteryzowane rozkładem  $F/t/ = P/t_{pi} < t/; i = 1, 2, \dots$ , natomiast  $t_{a1}, t_{a2}, \dots$  oznaczają będą czasy trwania awarii obiektu; czasy te będą zmiennymi losowymi o rozkładzie  $G/t/ = P/t_{ai} < t/; i = 1, 2, \dots$ . Ponadto założymy, że:

- $t_{ai}$  oraz  $t_{pi}$  są stochastycznie niezależne,
- $E/t_{pi}/ = E/t_p/$

oraz

- $E/t_{ai}/ = E/t_a/$ .

Tak określone procesowi eksploatacji odpowiada w niezawodności proces odnowy ze skończonym czasem odnowy, zwany także procesem awarii [3]. Proces awarii określa się jako:

$$\varphi/t/ = \begin{cases} 1 & \text{dla } t \in (\tau_1'', \tau_{1+1}'], \\ 0 & \text{dla } t \in (\tau_{1+1}', \tau_{1+1}''], \end{cases} \quad (1)$$

$l = 0, 1, 2, \dots$ ,

jeżeli:

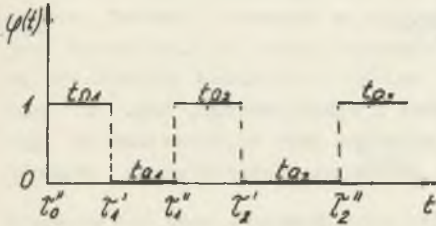
$\tau_1' = t_{p1} + t_{a1} + t_{p2} + t_{a2} + \dots + t_{pl}$  są chwilami awarii,

$\tau_1'' = \tau_1' + t_{a1}$  są chwilami odnowy.

Ilustracja graficzna procesu  $\varphi/t/$  została przedstawiona na rys. 1.

Prawdopodobieństwo

$$P \left\{ \varphi/t/ = 1 \right\} = K_g/t/ \quad (2)$$



Rys. 1

nazywamy współczynnikiem gotowości obiektu. Wiadomo [3], że jest ono dane wzorem

$$K_g/t/ = 1 - F/t/ + \int_0^t [1 - F/t-x/] dH/x/ \quad (3)$$

gdzie:

$$H/t/ = \sum_{n=1}^{\infty} \phi_n/t/$$

jest funkcją odnowy procesu utworzonego przez momenty odnowy elementu, zaś

$$\phi_n/t/ = P \left\{ \tau''_n < x \right\} = \int_0^x F_n/x-u/ dG/u/ .$$

Z przeprowadzonych dotychczas badań eksploatacyjnych przenośników wynika, iż rozkłady czasów trwania stanów awarii i pracy G/t/ oraz F/t/ są rozkładami wykładniczymi [1]. Stąd też wzór (3) przybiera postać

$$K_g/t/ = \frac{E/t_p/}{E/t_p/ + E/t_a/} + \frac{E/t_p/}{E/t_p/ + E/t_a/} e^{- \left[ (E/t_a/)^{-1} + (E/t_p/)^{-1} \right] t} \quad (4)$$

W praktyce, ze względu na duże wartości t względem wartości  $(E/t_a/)^{-1}$  oraz  $(E/t_p/)^{-1}$ , posługujemy się oszacowaniem asymptotycznym, według którego<sup>1)</sup>:

$$K_g/t/ = \frac{E/t_p/}{E/t/ + E/t_a/} = K_g \quad (5)$$

Ponieważ dla wyznaczenia rzeczywistej wartości współczynnika gotowości  $K_g$  posługujemy się danymi z eksploatacji zebranymi na przestrzeni pewnego o-

<sup>1)</sup>Otrzymane oszacowanie asymptotyczne jest, notabene, prawdziwe dla dowolnych rozkładów F/t/ oraz G/t/.

kresu czasu, więc otrzymujemy jedynie wartości współczynnika gotowości z próby. Jeżeli oznaczymy przez  $T_{p*}$  zaobserwowany średni czas trwania pracy w próbie oraz przez  $T_{a*}$  zaobserwowany średni czas trwania awarii w próbie, to współczynnik gotowości z próby będzie postaci:

$$K_{g*} = \frac{T_{p*}}{T_{a*} + T_{p*}} \quad (6)$$

Przyjmijemy, że okres obserwacji wyniósł  $n$  cykli procesu, tzn.  $n$  par czasów trwania pracy i awarii. Naszym zadaniem jest odpowiedzieć na pytanie, ile będzie wynosił współczynnik gotowości obserwowanego obiektu przez  $m$  przyszłych cykli procesu.

### 3. Predykcja współczynnika gotowości

W przypadku przenosników, jak wykazaliśmy, współczynnik gotowości jest charakterystyką procesu inwariantną od czasu. Stąd też, jeżeli wyznaczyliśmy wartość współczynnika gotowości na podstawie obserwacji  $n$  cykli procesu, to wyniósł on

$$K_{g/n} = \frac{T_{p/n}}{T_{p/n} + T_{a/n}} \quad (7)$$

gdzie:

$$T_{p/n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_{pi} ,$$

$$T_{a/n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_{ai} .$$

Wartość współczynnika gotowości wyznaczona na podstawie  $m$  przyszłych cykli procesu wyniesie

$$K_{g/m}^P = \frac{T_{p/m}^P}{T_{p/m}^P + T_{a/m}^P} \quad (8)$$

gdzie indeks  $P$  oznacza predyktor.

Predyktorem nazywać będziemy każdy funkcjonal posiadający dwie własności:

- (i) dowolnemu modelowi kształtowania się zmiennej prognozowanej<sup>1)</sup> przypisuje zmienną losową,
- (ii) przypisaną zmienną losową można traktować jako prognozę<sup>2)</sup>.

Przelyktor (8) jest przepisem wyznaczenia prognozy „interesującej nas wartości współczynnika gotowości dla m przyszłych cykli procesu zmiany stanów, jednakże nieznanne są wartości  $T_{n/n}^P$  oraz  $T_{p/m}^P$ . Zauważmy, iż  $K_G$  jest irwariantne od czasu, więc wartości  $K_{G/n}$  (7) oraz  $K_{G/m}^P$  (8) nie będą się różniły istotnie od siebie. Stąd możemy przyjąć, że

$$K_{G/n} \cong K_{G/m}^P \quad (9)$$

Równanie (9) może zawierać mało informacji, jakie są nam potrzebne dla oceny efektywności rozpatrywanego obiektu. Dalszym więc zagadnieniem staje się możliwość oceny granic, jakie wyznaczą z zadanyim prawdopodobieństwem przedział, który pokryje wartość prognozy.

Przystąpmy więc obecnie do wyznaczenia prognozy przedziałowej współczynnika gotowości.

Aby wyznaczyć jakąkolwiek prognozę przedziałową, konieczna jest znajomość rozkładu zmiennej prognozowanej. W rozpatrywanym przez nas przypadku zmienna losowa prognozowana - współczynnik gotowości z próby - jest funkcją dwóch zmiennych losowych - średnich czasów trwania określonych stanów. Zauważmy, że jako wniosek z twierdzenia Lindeberga-Levy'ego można stwierdzić, iż rozkład wartości średniej z próby jest rozkładem asymptotycznie normalnym (dla dostatecznie dużych n). Ponieważ wartości n lub m w praktyce mogą być nieduże, dlatego też przybliżenie rozkładu średniej z próby rozkładem normalnym może okazać się mało dokładne. Dlatego też zagadnienie wyznaczenia rozkładu zmiennej prognozowanej rozwiążemy nieco inaczej.

Możemy przyjąć, że  $\sum_{i=1}^n t_{pi}$  jest sumą n niezależnych zmiennych losowych o rozkładzie wykładniczym ze średnią równą  $E/t_p$ . Zatem  $\sum_{i=1}^n t_{pi}$  ma rozkład Erlanga rzędu n lub, co na jedno wychodzi,  $2 \sum_{i=1}^n t_{pi}/E(t_p)$  ma rozkład  $\chi_{2n}^2$ , tj. rozkład chi-kwadrat z 2n stopniami swobody [2]. A więc statystyka  $2n \cdot T_p/E(t_p)$  ma rozkład  $\chi_{2n}^2$ , natomiast stosunek  $T_{p/n}/T_{p/m}$  ma rozkład Snedecora o /2n, 2m/ stopniach swobody, na mocy twierdzenia głoszącego, że jeżeli dane są dwie zmienne losowe  $\chi^2$ : jedna o 2n stopniach swobody, druga zaś o 2m stopniach swobody, to statystyka

$$\frac{\chi^2}{2n} : \frac{\chi^2}{2m}$$

<sup>1)</sup> Wielkość, którą prognozujemy, jest zmienną losową, stąd nazwa zmienna prognozowana.

<sup>2)</sup> Istnieje rozbieżność zdań co do definicji prognozy.

ma rozkład F Snedecora o  $(2n, 2m)$  stopniach swobody.  
 Powyższe rozważania pozwalają na stwierdzenie, że

$$\frac{T_{p/n}/T_{p/m}^P}{T_{a/n}/T_{a/m}^P} = \frac{(1 - K_{g/m}^P)/K_{g/m}^P}{(1 - K_{g/n})/K_{g/n}} \quad (10)$$

ma rozkład wyznaczony przez iloraz dwóch statystyk F. Oznaczmy ten rozkład przez W. Mając określony rozkład W, możemy zapisać, że jeżeli  $\phi$  jest prawdopodobieństwem, które założymy, to

$$P \left\{ \frac{(1 - K_{g/m}^P)/K_{g/m}^P}{(1 - K_{g/n})/K_{g/n}} \leq w_{\phi} \right\} = \phi. \quad (11)$$

Rozwiązując nierówność w nawiasie względem  $K_{g/m}^P$ , otrzymujemy:

$$P \left\{ \frac{K_{g/n}}{K_{g/n} + (1 - K_{g/n}) w_{\phi}} \leq K_{g/m}^P \right\} = \phi \quad (12)$$

Możemy więc przyjąć, iż:

$$K_{g/m}^P = \frac{K_{g/n}}{K_{g/n} + (1 - K_{g/n}) w_{\phi}} \quad (12)$$

jest dolną granicą jednostronnego przedziału predykcji z prawdopodobieństwem równym  $\phi$ .

Górną granicę jednostronnego przedziału predykcji wyznaczmy podobnie. Mamy

$$P \left\{ \frac{(1 - K_{g/m}^P)/K_{g/m}^P}{(1 - K_{g/n})/K_{g/n}} > w_{1-\phi} \right\} = 1 - \phi \quad (14)$$

$$P \left\{ \frac{K_{g/n}}{K_{g/n} + (1 - K_{g/n}) w_{1-\phi}} \geq K_{g/m}^P \right\} = 1 - \phi \quad (15)$$

Stąd

$$K_{g/m}^P = \frac{K_{g/n}}{K_{g/n} + (1 - K_{g/n})^{1/w}} \quad (16)$$

albowiem

$$w_{\phi} \cdot w_{1-\phi} = 1 \quad [5]. \quad (17)$$

Wyznaczymy obecnie granice dwustronnego przedziału predykcji. Mamy

$$P \left\{ \left| \frac{(1 - K_{g/m}^P)/K_{g/m}^P}{(1 - K_{g/n})/K_{g/n}} \right| \leq w_{1-\phi} / 2 \right\} = 1 - \phi \quad (18)$$

więc

$$P \left\{ \frac{K_{g/n}}{K_{g/n} + (K_{g/n} - 1)^{w_{1-\phi} / 2}} \leq K_{g/m}^P \leq \frac{K_{g/n}}{K_{g/n} - (K_{g/n} - 1)^{w_{1-\phi} / 2}} \right\} = 1 - \phi \quad (19)$$

Reasumując możemy stwierdzić, że:

- prognoza punktowa współczynnika gotowości z próby jest określona równaniem (9),
- jednostronne prognozy przedziałowe są określone wzorami (13) i (16).
- prognoza przedziałowa dwustronna jest określona wzorem (19).

#### 4. Przykłady

W celu ilustracji przeprowadzonych dotychczas rozważań i konfrontacji wprowadzonych zależności z rzeczywistymi dokonano prognozowania współczynnika gotowości dziesięciu losowo wybranych przenośników różnych typów pracujących na czterech kopalniach dwóch Zjednoczeń. Dane wyjściowe do predykcji, typy przenośników jak i rezultaty dokonanej predykcji oraz rzeczywiste wartości współczynnika gotowości, jakie zaobserwowano w ciągu dalszej eksploatacji tych przenośników, ilustruje tabl. 1. Ponieważ dla wyznaczenia żądanych prognoz konieczna jest wartość kwantyla rzędu  $\phi$  rozkładu W, dlatego też w tabl. 2 podane zostały wartości  $w_{\phi}$  dla  $\phi = 0,95$  oraz  $\phi = 0,99$  zaczerpnięte z pracy [5]. W ostatniej kolumnie natomiast tablicy 1 podane zostały wartości miernika zgodności rzeczywistej realizacji zmiennej prognozowanej z prognozą; miernik ten jest określony wzorem

$$\delta = \left| \frac{K_{g/n}^{rz}}{K_{g/m}^P} - 1 \right| \cdot 100 \quad (20)$$

Miernik powyższy pozwala na zorientowanie się we względnej, procentowo ujętej, rozbieżności prognoz i rzeczywistych realizacji zmiennej prognozowanej. Jak widać na podstawie analizy kolumny 12, uzyskane wartości miernika dokładności predykcji pozwalają na stwierdzenie, iż prognozowanie prezentowaną metodą daje dobre oceny przyszłej realizacji zmiennej prognozowanej.

Tablica 1

Ip.	Typ przenośnika	n	m	T <sub>p</sub>	T <sub>a</sub>	w <sub>0</sub>	$\bar{K}$ g/n	$\bar{K}^p$ g/m	$\bar{K}^p$ g/m	$\bar{K}^p$ g/m	$\bar{K}^{1,2}$ g/m	δ
1	Samson	20	15	1613,7	79,9	2,2	0,952	0,978	0,900	0,943	0,943	0,95
2	Samson	20	10	1800,0	109,5	2,5	0,942	0,975	0,867	0,938	0,938	0,43
3	Śląsk	10	10	1542,1	143,5	2,91	0,914	0,968	0,785	0,926	0,926	1,21
4	Grot	10	8	455,3	101,0	3,11	0,818	0,933	0,591	0,770	0,770	5,87
5	Grot	8	8	320,8	109,2	3,32	0,745	0,906	0,468	0,802	0,802	7,65
6	PTG-800	6	4	7930,7	65,8	4,88	0,991	0,998	0,957	0,979	0,979	1,22
7	PTG-1000	6	5	6162,5	69,2	4,37	0,988	0,997	0,950	0,981	0,981	0,71
8	Gwarek 800	5	5	7854,9	50,2	4,70	0,994	0,998	0,972	0,997	0,997	0,30
9	Gwarek 1000	5	6	12618,5	38,3	4,37	0,996	0,999	0,992	0,992	0,992	0,41
10	Gwarek 1000	4	3	18570,0	45,8	6,77	0,997	0,999	0,980	0,998	0,998	0,10

Uwaga: Obliczenia prognoz przeprowadzono dla  $\psi = 0,95$ .



Tablica 2

		$\phi = 0,99$														
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	15	20	$\infty$		
m	n	1	539,35	188,89	146,30	130,89	123,02	118,26	115,07	112,79	111,07	109,74	105,9	104,1	99	
		2	32,76	46,36	31,16	25,94	23,37	21,84	20,84	20,12	19,59	19,18	18,0	17,4	16	
		3	26,76	7,86	19,60	15,71	13,76	12,69	11,96	11,44	11,07	10,78	9,9	9,5	8,5	
		4	24,37	9,32	5,75	12,32	10,66	9,69	9,04	8,57	8,24	7,98	7,2	6,9	6,0	
		5	23,40	6,18	5,21	4,70	4,14	3,84	3,63	3,47	3,32	3,20	3,09	3,00	2,91	2,9
		6	22,31	5,78	4,88	4,37	4,05	3,84	3,63	3,47	3,32	3,20	3,09	3,00	2,91	2,9
		7	21,77	5,54	4,65	4,14	3,84	3,63	3,47	3,32	3,20	3,09	3,00	2,91	2,91	2,9
		8	21,39	5,37	4,48	3,98	3,68	3,56	3,46	3,36	3,26	3,11	3,00	2,91	2,91	2,9
		9	21,10	5,25	4,35	3,86	3,56	3,46	3,36	3,26	3,11	3,00	2,91	2,91	2,91	2,9
		10	20,87	5,13	4,24	3,76	3,46	3,36	3,26	3,11	3,00	2,91	2,91	2,91	2,91	2,9
		15	20,21	4,82	3,94	3,48	3,18	2,98	2,83	2,72	2,63	2,53	2,43	2,36	2,31	2,4
		20	19,9	4,7	3,8	3,4	3,1	2,9	2,7	2,6	2,5	2,45	2,36	2,31	2,28	2,1
		$\infty$	19,0	4,39	3,44	2,98	2,69	2,49	2,34	2,22	2,12	2,02	1,94	1,84	1,69	1,0
		$\phi = 0,95$														
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	15	20	$\infty$		
m	n	1	12,12	18,89	14,63	13,09	12,30	11,83	11,51	11,28	11,11	10,97	10,59	10,41	99	
		2	32,76	46,36	31,16	25,94	23,37	21,84	20,84	20,12	19,59	19,18	18,0	17,4	16	
		3	26,76	7,86	19,60	15,71	13,76	12,69	11,96	11,44	11,07	10,78	9,9	9,5	8,5	
		4	24,37	9,32	5,75	12,32	10,66	9,69	9,04	8,57	8,24	7,98	7,2	6,9	6,0	
		5	23,40	6,18	5,21	4,70	4,14	3,84	3,63	3,47	3,32	3,20	3,09	3,00	2,91	2,9
		6	22,31	5,78	4,88	4,37	4,05	3,84	3,63	3,47	3,32	3,20	3,09	3,00	2,91	2,9
		7	21,77	5,54	4,65	4,14	3,84	3,63	3,47	3,32	3,20	3,09	3,00	2,91	2,91	2,9
		8	21,39	5,37	4,48	3,98	3,68	3,56	3,46	3,36	3,26	3,11	3,00	2,91	2,91	2,9
		9	21,10	5,25	4,35	3,86	3,56	3,46	3,36	3,26	3,11	3,00	2,91	2,91	2,91	2,9
		10	20,87	5,13	4,24	3,76	3,46	3,36	3,26	3,11	3,00	2,91	2,91	2,91	2,91	2,9
		15	20,21	4,82	3,94	3,48	3,18	2,98	2,83	2,72	2,63	2,53	2,43	2,36	2,31	2,4
		20	19,9	4,7	3,8	3,4	3,1	2,9	2,7	2,6	2,5	2,45	2,36	2,31	2,28	2,1
		$\infty$	19,0	4,39	3,44	2,98	2,69	2,49	2,34	2,22	2,12	2,02	1,94	1,84	1,69	1,0

### 5. Uwagi

Przy wyznaczaniu prognoz przedziałowych niezbędna jest znajomość wartości zmiennej losowej  $W$  dla założonego poziomu prawdopodobieństwa  $\alpha$ . Dla dwóch najbardziej popularnych poziomów wartości  $\alpha$  w zostały przedstawione w tabl. 2. Wartości  $w_\alpha$  dla innych  $\alpha$  np. 0,975 lub 0,995 są przedstawione między innymi w pracy [4].

W przypadku gdy nie dysponujemy żadnymi tablicami bądź wykresami  $w_\alpha$ , możliwe jest następujące oszacowanie wartości  $w_\alpha$ :

$$w_\alpha \approx \exp \left[ u_\alpha \left( \frac{2}{n} + \frac{2}{m} \right)^{1/2} \right] \quad (21)$$

gdzie:

$u_\alpha$  - kwantyl rzędu  $\alpha$  standaryzowanego rozkładu normalnego, (patrz np. [7]).

Powyższe przybliżenie otrzymuje się z następującego tcku rozumowania: logarytmując iloraz (10), otrzymujemy:

$$\ln W = \ln(T_{p/n} : T_{p/m}) - \ln(T_{a/n} : T_{a/m}) \quad (22)$$

Każdy z logarytmów prawej strony równania (22) jest transformacją z Fishera statystyk  $F$ . Dla dużych  $n$  oraz  $m$  są to rozkłady normalne ze średnią równą zero i wariancją równą  $(1/n + 1/m)$ . Dlatego też  $\ln W$  ma w przybliżeniu rozkład normalny ze średnią równą zero i wariancją równą  $(2/n + 2/m)$  (wyrażenie podpierwiastkowe).

Dla dużych wartości  $n$  oraz  $m$  można korzystać także z przybliżenia rozkładu średniej z próby rozkładem normalnym.

Sposoby testowania hipotez statystycznych dotyczących wartości prognoz punktowych jak i przedziałowych można znaleźć w pracy [6].

### 6. Zakończenie

Przedstawiony w niniejszym referacie problem predykcji jednej z istotnych charakterystyk niezawodności działania dowolnego obiektu technicznego podlegającego odnowie - współczynnika gotowości - stanowi jeden z najważniejszych problemów w ocenie efektywności i ekonomiczności systemów transportu ciągłego. Prezentowane: prognoza punktowa i prognozy przedziałowe pozwalają z wystarczającą dla praktyki dokładnością wyznaczyć oceny i granice przyszłych wartości współczynnika gotowości przenośników, co daje podstawę do wyznaczenia przewidywanego współczynnika gotowości systemu. Mając bowiem prognozy współczynników gotowości przenośników składowych sy-

stemu oraz określoną strukturę układu można bez trudu wyznaczyć współczynnik gotowości prognozowany tego systemu [1, 3].

Wiadomo także, iż iloczyn prawdopodobieństwa awarii obiektu i strumienia masy, jaki przepływa przez obiekt (przenośnik lub system), daje ocenę strat wydajności, jaką ponosi się z racji jego zawodności. A to umożliwia oszacowanie efektów osiągniętych przez obiekt.

Rozważanie aspektów ekonomicznych eksploatacji układów odstawy ciąglej powinno stanowić podstawę do podejmowania odpowiednich decyzji umożliwiających optymalne gospodarowanie systemami transportu przenośnikowego.

#### LITERATURA

- [1] Antoniuk J., Czaplicki J., Lutyński A. i inni: Analiza niezawodności pracy przenośnikowych układów transportowych dla kopalnianych poziomów o skoncentrowanej produkcji. Etap 1973. (Praca niepubl.), IMG Pol. Śl., Gliwice 73.
- [2] Epstein B.: Estimating from life test data. IRE Trans. Reliab. and Quality Control, vol. RQ-9, April 196C.
- [3] Kopociński B.: Zarys teorii odnowy i niezawodności. PWN, W-wa 73.
- [4] Nelson W.: A statistical test for equality of two availabilities. "Technometrics" vol. 10, Aug. 1960.
- [5] Nelson W.: A statistical prediction interval for availability. IEEE Trans. on Reliab., vol. R-19, 4, 1970.
- [6] Thompson M.: Lower confidence limits and a test of hypotheses for system availability. IEEE Trans. on Reliab., vol. R-15, 2, 1966.
- [7] Zieliński R.: Tablice statystyczne. PWN, W-wa 1972.

#### ПРОГРАММИРОВАНИЕ КОЭФФИЦИЕНТА ГОТОВНОСТИ СИСТЕМ НЕПРЕРЫВНОГО ТРАНСПОРТА

#### Резюме

В реферате обсуждается проблема определения одной из характеристик надёжности - коэффициента эксплуатационной готовности, который является основой оценки эффективности и экономичности систем непрерывного транспорта. Представленные: точечный прогноз и интервальный прогноз, позволяют определить будущие значения и их пределы коэффициентов и эксплуатационной готовности конвейеров, как и системы с точностью достаточной для практики.

**PREDICTION OF A READINES COEFFICIENT IN SYSTEMS  
OF CONTINUOUS TRANSPORT****S u m m a r y**

In the paper the problem of prediction of one of the reliability characteristics - the exploitation readines coefficient, which is the foundation of efficiency and economic management of continuous transport systems - has been discussed.

The presented point forecast and interval forecasts make possible determination of future values and their limits of coefficients, exploitation readines of conveyors and of systems, with an exactness sufficient for practice.