ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI SLĄSKIEJ 1977
Seria: GÓRNICTWO z. 83 Nr kol. 551

Jacek M. CZAPLICKI

O PREDYKCYJNYM ROZKŁADZIE TRWAŁOŚCI

Streszczenie. W pracy rozważono predykcyjne rozkłady i predykcyjne miary trwałości, jakie można wyznaczyć na podstawie danych uzyskanych z przeprowadzanego badania wstępnego. Informacje te mają istotne znaczenie dla planujących eksperymenty trwałościowe. Mogą również znaleźć zastosowanie w określaniu przewidywanego czasu życia pewnej klasy obiektów technicznych.

1. Wstęp

Teoria wnioskowania w przyszłość znajduje coraz szersze zastosowanie zarówno w zagadnieniach technicznych, naukowych jak i ekonomicznych. Również w teorii eksploatacji i niezawodności metody i sposoby teorii predykcji pozwalają rozwiązać szereg problemów natury teoretycznej oraz praktycznej tych dyscyplin naukowych. Przykładem tego mogą być prace: [1,3,5,7] czy też dysertacja [4]. Także i w badaniach trwałościowych teoria prognozowania pozwala uzyskać odpowiedź na wiele pytań, które stoją przed planującym i dokonującym eksperymenty z tej dziedziny wiedzy.

Trwałość, rozumiana deskryptywnie i w sposób najbardziej ogólny, jest to zdolność obiektu do zachowania własności. W sensie normatywnym jest to na ogół czas, w którym obiekt zachowuje żądane własności w określonych granicach w zadanych warunkach istnienia obiektu. Jest to niewątpliwie bardzo ważna własność każdego obiektu technicznego i dlatego coraz częściej stawia się pytanie o przewidywaną trwałość dla obiektów oddawanych do eksploatacji. Stąd też obserwuje się coraz bardziej liczne badania trwałościowe i rozwój teorii planowania tej klasy doświadczeń.

Jednym z naczelnych problemów stojących przed eksperymentatorem jest określenie czasu trwania badania. Jest to istotne zagadnienie zarówno ze względów ekonomicznych (albowiem na ogół im dłuższe doświadczenie tym wyższe jego koszty) jak i samej organizacji doświadczenia. Jeżeli bowiem z przeprowadzonych obliczeń wyniknie, że w zadanym czasie trwania eksperymentu ulegnie uszkodzeniu przypuszczalnie zbyt mało elementów, to korzystne może okazać się podwyższenie intensywności pracy elementów w doświadczeniu. Wzajemne powiązanie liczby badanych elementów, czasu badania i intensywności pracy tych elementów pozwala, przy określonym przewidywanym czasie trwania eksperymentu, na właściwe zaplanowanie badania trwałościowego.

Celem niniejszego artykułu jest rozważenie od strony teoretycznej czasu trwania planowanego badania trwałościowego. Jak się później okaże, zależności i miary czasu trwania eksperymentu mogą znaleźć zastosowanie w określaniu przewidywanego czasu trwania życia pewnej klasy obiektów technicznych.

2. Eksperyment informacyjny

Predykcja ma na ogół charakter empiryczno-ekstrapolacyjny. Oznacza to, że podstawą wnioskowania w przyszłość jest obserwacja prawidłowości ruchu zmiennej prognozowanej w przyszłości, co prowadzi w rezultacie do budowy odpowiedniego modelu odzwierciadlającego ten ruch. Na podstawie skonstruowanego modelu dokonuje się ekstrapolacji, czyli rzutowania w przyszłość zaobserwowanych prawidłowości ruchu zmiennej prognozowanej.

Predykcja trwałościowa ma również charakter empiryczno-ekstrapolacyjny. Podstawą wnioskowania w przyszłość jest eksperyment wstępny - informacyjny I_w.

Eksperyment taki powinien spełniać dwa zasadnicze warunki, a mianowicie:

1. Badane elementy powinny być jednorodne, tzn. rozkład ich czasu życia jest ten sam

$$f(x_i) = p(x_i|\vartheta); \qquad i = 1,2,\ldots,n, \tag{1}$$

gdzie:

x_i - czas życia do uszkodzenia i-tego elementu w eksperymencie I_w,

$f(x_i)$ - funkcja gęstości czasu życia i-tego elementu w eksperymencie I_w,

η - liczność próby,

ϑ - parametr rozkładu.

2. Parametr rozkładu czasu życia elementów, które mają być badane w zasadniczym eksperymencie I musi być taki sam, jak w eksperymencie informacyjnym I_w, tzn.

$$f(y_j) = p(y_j|\vartheta); \qquad j = 1,2,\ldots,N, \tag{2}$$

gdzie:

y_j - czas życia do uszkodzenia j-tego elementu w eksperymencie I,

$f(y_j)$ - funkcja gęstości czasu życia elementu w eksperymencie I,

N - liczność próby.

Na podstawie przeprowadzonego badania wstępnego, spełniającego powyższe warunki, istnieje możliwość określenia czasu trwania eksperymentu zasadniczego I, jeżeli chcemy, aby w trakcie trwania badania uszkodziło się K elementów; $1 \leqslant K \leqslant N$. Ściślej - z uwagi na to, że czas trwania planowanego eksperymentu jest zmienną losową, więc określając czas, podany zostanie jego rozkład.

3. Predykcyjny rozkład trwałości

Przyjmijmy, że w czasie trwania doświadczenia informacyjnego uszkodzonych zostało k elementów; $1 \leqslant k \leqslant n$. Korzystnie jest zatem wyznaczyć rozkład zmiennej losowej $x = \sum_{i=1}^{k} x_i$. Oznaczmy ten rozkład przez:

$$f(x) = p_x\left(x = \sum_{i=1}^{k} x_i \middle| \vartheta\right). \tag{3}$$

Niech rozkład parametru ϑ jest opisany funkcją gęstości

$$f(\vartheta) = p(\vartheta). \tag{4}$$

Na podstawie twierdzenia Bayesa możemy stwierdzić, iż rozkład warunkowy parametru ϑ pod warunkiem, że zaszło zdarzenie x, daje się wyznaczyć ze wzoru:

$$p(\vartheta|x) = \frac{p(\vartheta)\ p_x(x|\vartheta)}{\int_{\Lambda} p(\vartheta)\ p_x(x|\vartheta)d\vartheta}, \tag{5}$$

gdzie:

Λ - obszar określoności parametru ϑ.

Jeżeli interesuje nas czas trwania eksperymentu zasadniczego I do K-tego uszkodzenia, a plan tego eksperymentu jest typu $[N,B,K]$, to zauważmy, że z chwilą pojawienia się K-tego uszkodzenia zrealizuje się K-ta statystyka pozycyjna. Stąd, biorąc pod uwagę, iż jej rozkład określony jest wzorem:

$$p(y_{[K]}|\vartheta) = K \binom{N}{K} f(y_j|\vartheta)\left[F(y_j|\vartheta)\right]^{K-1}\left[1-F(y_j|\vartheta)\right]^{N-K} \tag{6}$$

można wyznaczyć predykcyjny rozkład trwałości pod warunkiem, że zaszło zdarzenie x, ze wzoru:

$$p(y_{[K]}|x) = \int_{\Lambda} p(y_{[K]}|\vartheta)\ p(\vartheta|x)d\vartheta. \tag{7}$$

Na podstawie wyznaczonego rozkładu istnieje możliwość określenia szeregu miar czasu trwania planowanego eksperymentu - prognoz punktowych i przedziałowych - a mianowicie:

1. Wartości oczekiwanej czasu trwania eksperymentu I:

$$E(y_{[k]}|x) = \int_0^{\infty} y_{[k]} \cdot p(y_{[k]}|x)d\, y_{[k]} \tag{8}$$

2. Wariancji - kwadratu przeciętnego błędu oszacowania średniego czasu trwania eksperymentu I:

$$D^2(y_{[k]}) = \int_0^{\infty} y^2_{[k]} p(y_{[k]}|x)dy_{[k]} - E^2(y_{[k]}) \tag{9}$$

3. Przedziału predykcji $\mathfrak{A}$ takiego, że:

$$P(\mathfrak{A}|x) = \int p(y_{[k]}|x)d\, y_{[k]} = \alpha, \tag{10}$$

tzn. takiego, który z założonym a priori poziomem prawdopodobieństwa α, bliskim jedności, pokryje rzeczywistą wartość czasu trwania eksperymentu I. Przedział predykcji $\mathfrak{A}$ dość często określa się tak, by

$$\mathfrak{A} = \left\{ y_{[k]} : p(y_{[k]}|x) \geq \psi \right\}, \tag{11}$$

przy czym ψ jest zdeterminowane zależnością (10).

Zauważymy, że wykorzystując uzyskaną z eksperymentu wstępnego informację w postaci realizacji zmiennej losowej x, plan badania wstępnego jest w zasadzie dowolny. Jednakże, jedynie w przypadku gdy plan badania I_w jest typu [n, B, k=n], całość uzyskanej informacji statystycznej jest wykorzystana do wyznaczenia predykcyjnego rozkładu trwałości. A zatem należy rozważyć takie funkcje wyników z eksperymentu I_w, które są statystykami dostatecznymi dla danego typu badania.

Jeżeli plan badania I_w był typu [n, B, k], to statystyką dostateczną jest funkcja

$$s = \sum_{i=1}^{k} x_i + (n-k)\, x_{[k]}. \tag{12}$$

Jest to tzw. nagromadzony czas pracy elementów [6].

Statystyka ta, jak widać, jest funkcją dwóch zmiennych losowych: sumy k niezależnych zmiennych losowych x_i; $i = 1,2,\ldots,k$ oraz iloczynu czynnika (n-k) przez k-tą statystykę pozycyjną $x_{[k]}$.

Funkcja gęstości tej statystyki dana jest wzorem:

$$f(s) = \frac{1}{n-k}\int_0^s p_x(s-v).p_{x\,[k]}\,(v/_{n-k})dv = p(s|\vartheta). \tag{13}$$

Przyjmując powyższą funkcję gęstości jako podstawę do uzyskania warunkowego rozkładu parametru ϑ, można zauważyć, że:

$$p(\vartheta|s) = \frac{p(\vartheta)\ p(s|\vartheta)}{p(\vartheta)\ p(s|\vartheta)d\vartheta}. \tag{14}$$

I stąd warunkowy predykcyjny rozkład trwałości K-tej statystyki pozycyjnej można wyznaczyć z zależności:

$$p(y_{[K]}|s) = \int_\Lambda p(y_{[K]}|\vartheta).\ p(\vartheta|s)d\vartheta \tag{15}$$

Podobnie, jeżeli plan badania I_w był typu $[n,B,T]$, to statystyką dostateczną jest funkcja:

$$z = \sum_{i=1}^{d} x_i + (n-d)T, \tag{16}$$

gdzie: d jest liczbą zaobserwowanych uszkodzeń w czasie T.

We wzorze tym występują nastepujące zmienne losowe: suma d niezależnych zmiennych losowych x_i o rozkładzie f(x) oraz zmienna losowa typu skokowego d. Zapiszmy funkcję z w postaci:

$$z = u + q. \tag{17}$$

Wyznaczmy rozkłady tych zmiennych losowych. Mamy:

$$f_u(u) = \sum_d f(x)\ p_d(d), \tag{18}$$

gdzie: $p_d(d)$ - funkcja gęstości zmiennej losowej d
oraz

$$f_q(q) = \frac{1}{T}\ p_d(n - \frac{q}{T}). \tag{19}$$

Stąd:

$$f_z(z) = \frac{1}{T}\sum_q^z f_u(z - q).p_d(u - \frac{q}{T}) = f(z|\vartheta) \tag{20}$$

albo:

$$f_z(z) = \frac{1}{T}\int_0^z f_u(u)\ p_d\ (n - \frac{z-u}{T})du = f(z|\vartheta). \tag{21}$$

Przyjmując z kolei powyższą funkcję (20) lub (21) jako podstawę do uzyskania warunkowego rozkładu parametru ϑ zgodnie z twierdzeniem Bayesa mamy

$$p(\vartheta|z) = \frac{p(\vartheta)\ f(z|\vartheta)}{\int_{\Lambda} p(\vartheta)\ f(z|\vartheta)d\vartheta}. \tag{22}$$

Stąd warunkowy predykcyjny rozkład trwałości K-tej statystyki pozycyjnej uzyskać można ze wzoru:

$$p(y_{[K]}|\ z) = \int_{\Lambda} p(y_{[K]}|\vartheta)\ p(\vartheta|z)d\vartheta. \tag{23}$$

Czasem bardziej interesujące może okazać się wyznaczenie predykcyjnego rozkładu trwałości nie dla K-tej statystyki pozycyjnej, lecz dla sumy K niezależnych zmiennych losowych y_j; $j = 1,2,\ldots,K$.
Rozkład ten jest rozkładem czasu trwania badania wówczas, gdy planuje się badania K elementów kolejno. Rozkład warunkowy parametru ϑ, uzyskany z przeprowadzonego eskperymentu informacyjnego, jest bez zmian ($p(\vartheta|x)$ albo $p(\vartheta|\ z)$ albo $p(\vartheta|z)$), zmieni się natomiast rozkład warunkowy zmiennej losowej y. W omawianym przypadku interesujący nas rozkład ma postać:

$$f(y) = p_y\ (y = \sum_{j=1}^{K} y_j|\vartheta) \tag{24}$$

i wówczas predykcyjny rozkład trwałości uzyskuje się ze wzoru:

$$p(y|x) = \int_{\Lambda} p_y(y|\vartheta).\ p(\vartheta|x)d\vartheta \tag{25}$$

lub

$$p(y|\ s) = \int_{\Lambda} p_y(y|\vartheta).\ p(\vartheta|s)d\vartheta \tag{26}$$

lub

$$p(y|\ z) = \int_{\Lambda} p_y(y|\vartheta).\ p(\vartheta|z)d\vartheta. \tag{27}$$

Na zakończenie powyższych rozważań zauważmy, że jesteśmy w stanie wyznaczyć predykcyjny rozkład nagromadzonego czasu pracy elementów dla planowanego badania, albowiem dla planu badania $[N,B,K]$ mamy:

$$S = \sum_{j=1}^{K} y_j + (N - K)y_{[K]} \tag{28}$$

oraz

$$f(S) = \frac{1}{N-K} \int_0^S p_y(S-v) \cdot p_{y\,[K]}(v/N-K)dv = p(S|\vartheta). \tag{29}$$

Wówczas:

$$p(S \mid x) = \int_{\Lambda} p(S|\vartheta) \cdot p(\vartheta|x)d\vartheta \tag{30}$$

lub

$$p(S \mid s) = \int_{\Lambda} p(S|\vartheta) \cdot p(\vartheta|s)d\vartheta, \tag{31}$$

względnie

$$p(S \mid z) = \int_{\Lambda} p(S|\vartheta) \cdot p(\vartheta|z)d\vartheta. \tag{32}$$

Podobnie dla planu badania I typu $[N,B,T_o]$ mamy:

$$Z = \sum_{j=1}^{D} y_j + (N-D)T_o = U + Q \tag{33}$$

$$f(Z) = \frac{1}{T_o} \sum_{Q}^{Z} f_u(Z - Q)\, p_D\left(N - \frac{Q}{T_o}\right) = f(Z|\vartheta) \tag{34}$$

lub

$$f(Z) = \frac{1}{T_o} \int_0^Z f_u(U)\, p_D\left(N - \frac{Z-U}{T_o}\right) d\,U = f(Z|\vartheta). \tag{35}$$

Wówczas:

$$p(Z \mid x) = \int_{\Lambda} p(Z|\vartheta)p\,(\vartheta|x)d\vartheta \tag{36}$$

lub

$$p(Z \mid s) = \int_{\Lambda} p(Z|\vartheta)p\,(\vartheta|s)d\vartheta, \tag{37}$$

względnie:

$$p(Z \mid z) = \int_{\Lambda} p(Z|\vartheta)\, p(\vartheta|z)\, d\vartheta. \tag{38}$$

4. Przykład

Zobaczmy, jak przedstawiają się powyższe wzory o przypadku, gdy rozkład czasów trwania życia elementów w badaniu informacyjnym ma charakter wykładniczy

$$f(x_i) = \lambda \exp(-\lambda x_i) = f(x_i|\lambda), \tag{39}$$

rozkład parametru λ jest rozkładem gamma

$$p(\lambda) = \frac{b^a}{\Gamma(a)} \lambda^{a-1} e^{-b\lambda} \tag{40}$$

oraz rozkład czasów życia elementów w planowanym badaniu ma również charakter wykładniczy:

$$f(y_j) = \lambda \exp(-\lambda y_j) = f(y_j|\lambda). \tag{41}$$

Łatwo zauważyć, że rozkład sumy k niezależnych zmiennych losowych x_i jest rozkładem Erlanga rzędu k:

$$f(x) = \frac{\lambda^k}{\Gamma(k)} x^{k-1} e^{-\lambda x}. \tag{42}$$

Stąd warunkowy rozkład parametru λ jest również rozkładem gamma i ma postać:

$$p(\lambda|x) = \frac{(b+x)^{y+k}}{\Gamma(a+k)} \lambda^{a+k-1} e^{-\lambda(b+x)} \tag{43}$$

Rozkład K-tej statystyki pozycyjnej $y_{[K]}$ przedstawia się następująco

$$p(y_{[K]}|\vartheta) = \frac{\lambda e^{-(N-K+1)\lambda y} (1 - e^{-\lambda y})^{K-1}}{B(N-K+1, K)}, \tag{44}$$

przy czym w mianowniku występuje funkcja beta.

Predykcyjny rozkład trwałości jest postaci:

$$p(y_{[K]}|x) = \frac{(a+k)(b+x)^{a+k}}{B(N-K+1,K)} \sum_{r=1}^{K-1} \binom{K-1}{r} (-1)^r \left[(b+x)+y(N-K+1+r)\right]^{-(a+K+1)} \tag{45}$$

Przeciętny przewidywany czas trwania eksperymentu I:

$$E(y_{[K]}|x) = \frac{b+x}{a+k-1} B^{-1}(N-K+1,K) \sum_{r=1}^{K-1} \binom{K-1}{r} (-1)^r (N-K+1+r)^{-2} \tag{46}$$

natomiast przeciętny błąd powyższego oszacowania:

$$D^2(y_{[K]}) = E(y^2_{[K]}) - E^2(y_{[K]}), \tag{47}$$

przy czym:

$$E(y^2_{[K]}) = \frac{2(b+x)^2}{(a+k-1)(a+k-2)} B^{-1}(N-K+1,K) \sum_{r=1}^{K-1} \binom{K-1}{r} (-1)^r (N-K+1+r)^{-3} \tag{48}$$

Oszacowanie przedziałowe dla przewidywanego czasu badania I jest postaci:

$$\left\{0, \frac{b+x}{N}\left[(1-\alpha)^{-\frac{1}{a+k}} - 1\right]\right\}. \tag{49}$$

bądź

$$\left\{\frac{b+x}{N}\left[\alpha^{-\frac{1}{a+k}} - 1\right], \infty\right\}. \tag{50}$$

Jeżeli plan eksperymentu wstępnego był typu $[n,B,k]$, to rozkład statystyki dostatecznej s dany jest wzorem:

$$f(s) = \frac{\lambda^{k+1} e^{-\lambda s}}{\Gamma(k)(n-k)\, B(N-k+1,K)} \sum_{w=1}^{k-1} \binom{k-1}{w} s^w (-1)^{k-1-w} \sum_{l=1}^{K-1} \binom{K-1}{l} (-1)^{K-1-l}$$

$$\int_0^s v^{k-w-1} e^{-\lambda(\frac{N-1}{n-k} - 1)v}\, dv, \tag{51}$$

że wówczas warunkowy rozkład parametru λ

$$p(\lambda|s) = \frac{\lambda^{k+a} e^{-\lambda(b+s)}}{\Gamma(k+a+1)} \cdot$$

$$\cdot \frac{\sum_{w=1}^{k-1} \binom{k-1}{w} s^w (-1)^{k-1-w} \sum_{l=1}^{K-1} \binom{K-1}{l} (-1)^{K-1-l} \int_0^s v^{k-w-1} e^{-\lambda(\frac{N-1}{n-k} - 1)v}\, dv}{\sum_{w=1}^{k-1} \binom{k-1}{w} (-1)^{k-1-w} \sum_{l=1}^{K-1} \binom{K-1}{l} (-1)^{K-1-l} \left\{\sum_{m=1}^{k+a+1} \binom{k+a+1}{m} (s+b)^m \left(\frac{N-1}{n-k} - 1\right)^{k+a+1-m} s^{a+1-m} (m-w-s-1)\right\}^{-1}} \tag{52}$$

Predykcyjny rozkład K-tej statystyki pozycyjnej ma postać:

$$p(y_{[K]}|s) = \frac{k+a+1}{B(N-k+1,K)} \cdot$$

$$\cdot \frac{\sum_{w=1}^{k-1} \binom{k-1}{w}(-1)^{k-1-w} \sum_{l=1}^{K-1} \binom{K-1}{l}(-1)^{K-1-l} \sum_{c=1}^{K-1} \binom{K-1}{c}(-1)^{K-1-c} \left[\sum_{m=1}^{k+a+2} \binom{k+a+2}{m} [b+s+y(N-c)]^{m}\right]}{\sum_{w=1}^{k-1} \binom{k-1}{w}(-1)^{k-1-w} \sum_{l=1}^{K-1} \binom{K-1}{l}(-1)^{K-1-l} \left[\sum_{m=1}^{k+a+1} \binom{k+a+1}{m}(s+b)^{m} \left(\frac{N-1}{n-k}-1\right)^{k+a+1-m} s^{a+1-m}\right.} -$$

$$\frac{\left.\left(\frac{N-1}{n-k}-1\right)^{k+a+2-m} s^{a+2-m} (m-w-a-2)\right\}^{-1}}{(m-w-a-1)\}^{-1}} \tag{53}$$

Podobnie można uzyskać wzory na predykcyjne rozkłady trwałości w zależności od rodzaju informacji z eksperymentu wstępnego I_w i żądanej postaci funkcji predykcyjnej.

5. Uwagi

Zaprezentowany sposób wyznaczania predykcyjnego rozkładu trwałości nasunąć można dwie zasadnicze uwagi.

Po pierwsze, w celu uzyskania rozkładu interesującej nas zmiennej w zamierzonym badaniu trwałościowym niezbędna była znajomość rozkładu parametru ϑ. Przykładowo, rozkład ten przyjęto jako rozkład typu gamma, co jest ogólnie przyjętym sposobem opisywania parametru kształtu rozkładu gamma. Informacje na temat rozkładu tego parametru można uzyskać z wcześniej przeprowadzonych badań.

Zależności od rodzaju informacji jakimi dysponujemy, można w różny sposób skonstruować rozkład tego parametru [2]. W przypadku, gdy brak jest jakichkolwiek danych na ten temat, wówczas można przyjąć zgodnie z postulatem Bayesa rozkład jednostajny, przy czym:

$$\left(\vartheta \in [a,b]\right) \Rightarrow p(\vartheta) \Rightarrow (b-a)^{-1} \tag{54}$$

$$\left(\vartheta \in 0,\infty)\right) \Rightarrow p(\vartheta) \sim 1/\vartheta \tag{55}$$

$$\left(\vartheta \in (-\infty,\infty)\right) \Rightarrow p(\vartheta) \sim \text{const}, \tag{56}$$

gdzie symbol $\sim$ oznacza: jest proporcjonalne do.

Rozkłady (55) i (56) są tzw. rozkładami niewłaściwymi, albowiem całka z nich nie równa się 1. Dowodzi się, że przyjęcie we wzorze (5)niewłaściwego rozkładu a priori $p(\vartheta)$ pozwala w dalszym ciągu korzystać z tw. Bayesa, tzn. otrzymany rozkład a posteriori $p(\vartheta/x)$ jest zawsze rozkładem właściwym, spełniającym aksjomat unormowania do jedności prawdopodobieństwa.

Druga z uwag jest natury teoretycznej.

Przyjmijmy, iż przeprowadzony został eksperyment informacyjny I_w i w wyniku tego eksperymentu dysponujemy jednym z rozkładów $f(x)$, $f(z)$ lub $f(s)$. Dany jest nieodnawialny system złożony z N pracujących elementów. System ten znajduje się w stanie pracy tylko wówczas, gdy (N-K) spośród N elementów znajduje się w stanie pracy. Łatwo zauważyć, że istnieje możliwość uzyskania predykcyjnego rozkładu czasu trwania życia tego typu systemu, albowiem rozkład ten jest predykcyjnym rozkładem trwałości dla K-tej statystyki pozycyjnej. A zatem uzyskane rozkłady i miary czasu trwania eksperymentu trwałościowego mogą znaleźć zastosowanie w określeniu przewidywanego czasu trwania życia pewnej klasy systemów technicznych.

LITERATURA

[1] Chan W,C., Chung W.K.: A new Apporach to Reliability Prediction. IEEE Trans. on Reliab., R-23,4, 1974.

[2] Czaplicki J.M.: Estymacja (przy informacjach a priori) parametrów funkcji gęstości czasu pracy obiektu. ZEM, z. 1, 1978.

[3] Czaplicki J.M., Lutyński A.: Predykcja współczynnika gotowości górniczych systemów transportu ciągłego. ZN Pol. Śl. Górnictwo 72, Gliwice 1976.

[4] Czaplicki J.M.: Prognozowanie wskaźników i charakterystyk niezawodnościowych oraz eksploatacyjnych kopalnianych systemów transportu ciągłego w oparciu o badania teoretyczne. Praca doktorska, Pol. Śl.,Gliwice, 1975.

[5] Einhorn S.J.: Reliability Prediction for Repairable Redundant Systems. Proc. of IEEE, 51,2, 1963.

[6] Gniedenko B.W., Bielajew J.K., Sołowiew A.D.: Metody matematyczne w teorii niezawodności, WNT, Warszawa 1968.

[7] Hewitt J.E.: A note on prediction intervals based on partial observation in certain life test experiments. Technometrics 10, 1968.

О ПРЕДИКЦИОННОМ РАСПРЕДЕЛЕНИИ ПРОЧНОСТИ

Р е з ю м е

В работе рассматриваются предикционные распределения и предикационные величины прочности какие можно определить на основе данных полученных из проведённого исходного исследования. Эти информации имеют существенное значение для планирующих устойчивые эксперименты, а также они могут найти применение в определении предусмотренной долговечности определённого класса технических объектов.

ON THE PREDICTED DURABILITY DISTRIBUTION

S u m m a r y

In the paper the predicted distributions and durability measures that can be determined on the basis of data resulting from preliminary examination have been discussed. The results obtained are significant for the planners of durability tests and may be applicable in the determining predicted durability of some technical objects.