

Werner Ramfeld

NIEZAWODNOŚĆ JAKO MIARA OCENY KONSTRUKCJI NA TLE BADAŃ KRĄŻNIKÓW

Streszczenie. Badania krążników prowadzone na stanowiskach badawczych w laboratorium Katedry oraz w warunkach przemysłowych pozwoliły określić niektóre cechy konstrukcyjne warunkujące działanie krążników.

Dla pełnej oceny cech konstrukcyjnych posłużono się miarą niezawodności. Przez niezawodność należy rozumieć prawdopodobieństwo skutecznego działania układu materialnego w czasie. Probabilistyczny charakter miary niezawodności stanowi podstawę oceny stochastycznych właściwości wytworów. Ocena konstrukcji na podstawie probabilistycznej charakterystyki działania wytworów, stanowi miarę jej jakości.

Badano krążniki paru konstrukcji, a uzyskane statystyki niezawodności pozwoliły wyznaczyć następujące charakterystyki niezawodności: funkcję niezawodności, funkcję intensywności uszkodzeń, średni czas skutecznego działania i względne odchylenie średniego czasu działania.

Charakterystyki niezawodności posłużyły w procesie weryfikacji konstrukcji jako funkcje kryterialne.

Wstęp

Badania krążników prowadzone na stanowiskach badawczych w laboratorium Katedry oraz w warunkach przemysłowych pozwoliły określić niektóre cechy konstrukcyjne warunkujące działanie krążników. Dla pełnej oceny cech konstrukcyjnych konieczna jest informacja o niezawodności.

Przez niezawodność należy rozumieć prawdopodobieństwo skutecznego działania układu materialnego w czasie. Wyznaczenie miary niezawodności jest jedynie możliwe poprzez badanie doświadczalne. Probabilistyczny charakter miary niezawodności daje podstawę do oceny stochastycznych właściwości wytworów.

Ocena konstrukcji na podstawie probabilistycznej charakterystyki działania wytworów stanowi miarę jej jakości.

Badania obejmują krążniki paru konstrukcji i porównanie ich ze sobą na podstawie cech konstrukcyjnych nie daje odpowiedzi, która konstrukcja jest skuteczniejsza, dopiero eksperymentalna ocena skuteczności działania stanowiąca miarę niezawodności może stanowić ocenę konstrukcji.

Krótki opis badań

Badania laboratoryjne rozpoczęto od losowego wyboru partii krążników ze zbioru produkowanych przez MIFAME Mikołów, a następnie badano je na stanowisku do badania trwałości krążników do momentu zniszczenia krążnika, jednak nie dłużej niż 500 godz.

Opis stanowiska do badania trwałości krążników oraz rysunki badanych krążników zamieszczone są w zeszycie nr 24 KOPKM.

Badania eksploatacyjne krążników w warunkach przemysłowych prowadzone są w paru zakładach przemysłowych w których zainstalowano przenośniki taśmowe z krążnikami MIFAMY. Badania te polegają na obserwacji uszkodzeń krążników w przenośniku taśmowym w określonej sekwencji czasowej lub do chwili, gdy liczba uszkodzeń osiągnie pewną z góry określoną wartość.

Wyniki badań doświadczalnych obejmujące czasy działania krążników zamieszczono przykładowo w tablicy 1 i w tablicy na rys. 1.

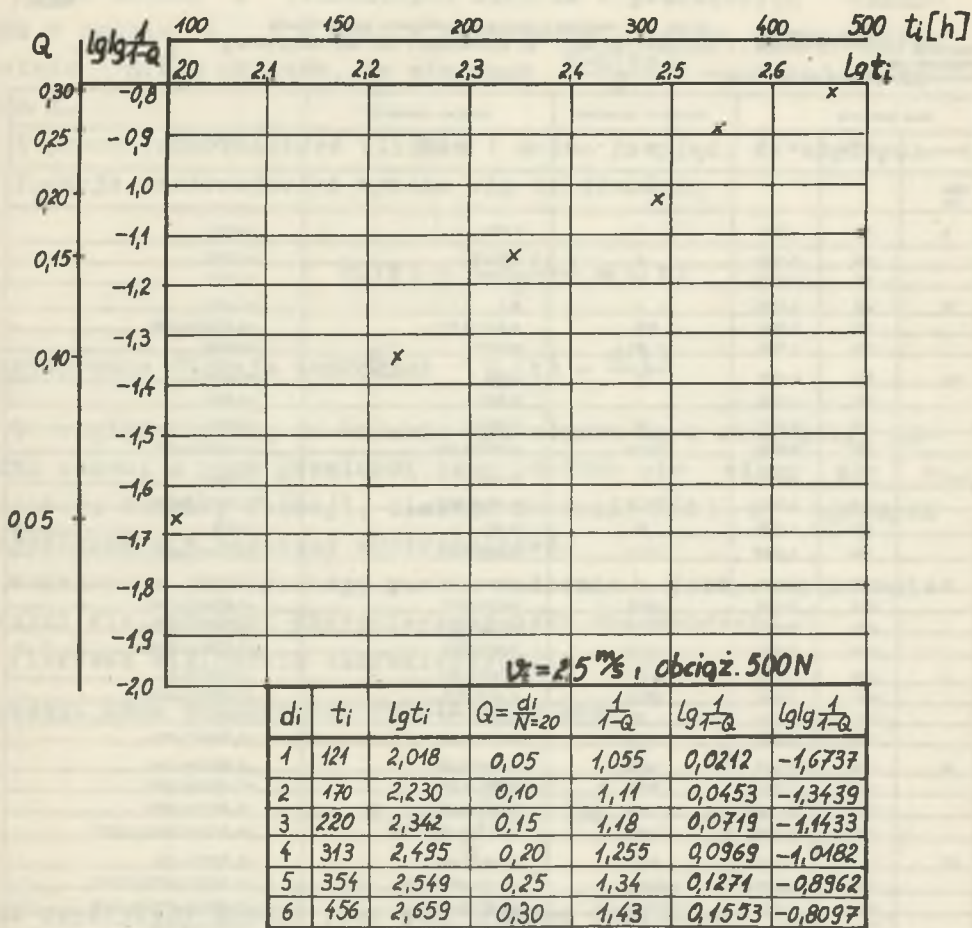
Przez uszkodzenie należy rozumieć częściową lub pełną utratę, bądź zmianę takich własności układu materialnego, które w istotny sposób obniżają skutek działania lub prowadzą do jego całkowitej utraty. W naszych badaniach za uszkodzenie krążnika przyjmowano uszkodzenie jednego z jego elementów lub takie zużycie elementów, które powoduje wzrost oporów ruchu.

Analizy ujęcie niezawodności układów materialnych działających do chwili uszkodzenia

Prawdopodobieństwo skutecznego działania układu w okresie t nazywamy funkcją niezawodności

$$P(t) = 1 - Q(t) = P(\tau > t)$$

natomiast $Q(t)$ - funkcja uszkodzeń.



Rys. 1. Charakterystyka niezawodności krążników TM89 podczas badań laboratoryjnych (krążnik - \varnothing 89 z łożyskami tocznymi)

Tabela 1

Wyniki badań krądników w przenośniku taśmowym na Kopalni Gliwice

Przenośnik taśmowy - 133 zestawów - 3 krądnikowych (399 krądn.) 89, zainstalowany w oddz. eksploatacji młotów
Transport: młot
Warunki atmosferyczne bez przykrycia

| Czas działania | | | Kolejność uszkodzeń | Funkcja uszkodzeń | |
|----------------|-------------|----------------|---------------------|--------------------------|--------------------------------|
| Okres | t_2 godz. | $lg \cdot t_2$ | d_2 | $Q = \frac{d_2}{n=399}$ | $lg \lg \frac{1}{1-Q}$ |
| 1968 | | | | | |
| IV | | | | | |
| V | 240 | 2,3802 | 1 | 0,0025 | -2,9586 |
| | 336 | 2,5263 | 2 | 0,005 | -2,6576 |
| | 384 | 2,5843 | 3 | 0,0075 | -2,4815 |
| VI | 432 | 2,6355 | 4 | 0,1 | -2,3669 |
| | 528 | 2,7226 | 5/6 | 0,0125/0,015 | -2,2676/-2,1805 |
| | 576 | 2,7604 | 7 | 0,0175 | -2,1192 |
| VII | 624 | 2,7952 | 8 | 0,020 | -2,0655 |
| | 672 | 2,8274 | 9 | 0,0225 | -2,0044 |
| | 720 | 2,8574 | 10 | 0,0250 | -1,9486 |
| | 768 | 2,8854 | 11/12 | 0,0275/0,030 | -1,9172/-1,8794 |
| VIII | 816 | 2,9117 | 13 | 0,0325 | -1,8647 |
| | 864 | 2,9365 | 14/15 | 0,035/0,0375 | -1,8125/-1,7799 |
| | 912 | 2,9600 | 16 | 0,040 | -1,752 |
| | 960 | 2,9823 | 17/18 | 0,0425/0,045 | -1,7258/-1,699 |
| IX | 1008 | 3,0035 | 18 | 0,0475 | -1,6757 |
| | 1056 | 3,0236 | 20/21 | 0,05/0,0525 | -1,6536/-1,6326 |
| | 1104 | 3,043 | 22/23 | 0,055/0,0575 | -1,6106/-1,5901 |
| | 1152 | 3,061 | 24/25 | 0,06/0,0625 | -1,5702/-1,5513 |
| X | 1200 | 3,0792 | 26/27 | 0,065/0,0675 | -1,5316/-1,52 |
| | 1248 | 3,0968 | 28/29 | 0,07/0,0725 | -1,5045/-1,4868 |
| | 1296 | 3,1124 | 30 | 0,075 | -1,4698 |
| | 1344 | 3,1285 | 31/32 | 0,0775/0,08 | -1,4559/-1,4425 |
| XI | 1392 | 3,1433 | 33/34 | 0,0825/0,085 | -1,4271/-1,4134 |
| | 1440 | 3,1584 | 35/36 | 0,0875/0,09 | -1,4012/-1,3883 |
| | 1488 | 3,1732 | 37/38 | 0,0925/0,095 | -1,3747/-1,3635 |
| | 1536 | 3,1865 | 39/40/41 | 0,0975/0,10/0,1025 | -1,3516/-1,3401/-1,3279 |
| XII | 1584 | 3,1990 | 42/43 | 0,105/0,1075 | -1,3154/-1,300 |
| | 1632 | 3,2122 | 44/45/46 | 0,11/0,1125/0,115 | -1,2967/-1,2857/-1,2749 |
| | 1680 | 3,2253 | 47/48/49 | 0,1175/0,12/0,1225 | -1,2652/-1,2557/-1,2449 |
| | 1728 | 3,2380 | 50/51 | 0,125/0,1275 | -1,2358/-1,2262 |
| 1969 | | | | | |
| I | 1776 | 3,250 | 52/53/54 | 0,13/0,1325/0,135 | -1,2168/-1,2083/-1,1993 |
| | 1824 | 3,2611 | 55/56/57 | 0,1375/0,14/0,1425 | -1,1904/-1,1818/-1,1739 |
| | 1872 | 3,272 | 58/59 | 0,145/0,1475 | -1,1662/-1,1569 |
| | 1920 | 3,2831 | 60/61/62/63 | 0,15/0,1525/0,155/0,1575 | -1,1512/-1,1433/-1,1361/-1,129 |
| | 1968 | 3,2940 | 64/65/66 | 0,16/0,1625/0,165 | -1,1221/-1,1152/-1,1079 |
| | 2016 | 3,304 | 67/68/69 | 0,1675/0,17/0,1725 | -1,1007/-1,0931/-1,0835 |
| | 2064 | 2,3145 | 70/71/72/73 | 0,175/0,1775/0,18/0,1825 | -1,0773/-1,0706/-1,058 |
| | 2112 | 3,3242 | 74/75 | 0,185/0,1875 | -1,0521/-1,0462 |

Jeśli badamy N jednakowych układów w jednakowych warunkach w czasie t_0 i z chwilą ukończenia badań uszkodzonych zostało $d(t_0)$ układów, to stosunek $\frac{N-d(t_0)}{N} \rightarrow P(t_0)$ dla dużych N .

Z prawdopodobieństwem bliskim 1 można przyjąć, że empiryczna funkcja niezawodności wyraża się zależnością

$$P_N(t) = \frac{N-d(t)}{N} \approx P(t)$$

a empiryczna funkcja uszkodzeń $Q_N(t) = \frac{d(t)}{N}$

Ze względu na to, że badania prowadzone są w skończonym odcinku czasu, a poza granicami tego odcinka nie wiemy nic o przebiegu badanej funkcji, dlatego funkcji $P(t)$ w ogólnych przypadkach nie będziemy ekstrapolować.

Wskazane z praktycznego punktu widzenia jest operowanie pewnymi wielkościami charakteryzującymi niezawodność.

Pierwszą wielkością charakterystyczną jest:

- średni czas skutecznego działania układu

$$T_0 = \int_0^{\infty} P(t) dt$$

oraz empiryczny średni czas skutecznego działania

$$\bar{\tau} \approx \frac{\sum_{i=1}^N \tau_i}{N}$$

Rozrzut średnich czasów działania określamy przy pomocy wariancji czasu

$$D^2(t) = 2 \int_0^{\infty} tP(t) dt - T_0^2$$

oraz

$$D^2(\tau) = S^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\tau_i - \bar{\tau})^2}{N-1}$$

Skupienie czasów działania układów wokół wartości średniej mierzymy przy pomocy względnego odchylenia średniego

$$\frac{\sqrt{D^2(\tau)}}{T_0}$$

Drugą wielkością charakteryzującą niezawodność jest funkcja intensywności uszkodzenia.

Funkcję intensywności uszkodzeń utworzymy wychodząc z ogólnej definicji prawdopodobieństwa.

Jeśli układ materialny działa skutecznie do chwili t , to prawdopodobieństwo tego, że nie uszkodzi się on w odcinku czasu $[t, t + \Delta t]$ wynosi

$$P(t, t + \Delta t) = \frac{P(t + \Delta t)}{P(t)}$$

Natomiast prawdopodobieństwo powstania uszkodzenia w odcinku czasu $(t, t + \Delta t)$, wyraża się w postaci

$$Q(t, t + \Delta t) = 1 - P(t, t + \Delta t) = - \frac{P(t + \Delta t) - P(t)}{\Delta t} \cdot \frac{\Delta t}{P(t)}$$

przechodząc z Δt do zera otrzymujemy

$$Q(t, t + \Delta t) = - \frac{P'(t)}{P(t)} \cdot \Delta t + \text{nieskończenie mała wyższego rzędu}$$

wielkość $-\frac{P'(t)}{P(t)} = \lambda(t)$ nazywamy funkcją intensywności uszkodzenia.

Całkując wyrażenie na funkcję intensywności uszkodzenia w granicach $0 \rightarrow t$ otrzymujemy funkcję niezawodności zależną od $\lambda(t)$

$$P(t) = e^{-\int_0^t \lambda(t) dt}$$

Funkcję intensywności uszkodzeń można określić na podstawie wyników badań doświadczalnych.

$$\lambda(t) = \frac{P(t) - P(t + \Delta t)}{\Delta t \cdot P(t)} \approx \frac{d_1}{n(t) \cdot \Delta t}$$

Intensywność uszkodzeń równa jest liczbie uszkodzeń powstałych w danym odcinku czasu w stosunku do liczby elementów nieuszkodzonych w danej chwili.

Na podstawie wstępnego doświadczalnego określenia funkcji intensywności uszkodzenia stwierdzono, że $\lambda(t)$ jest monotoniczną funkcją czasu.

Można przyjąć, że funkcja intensywności uszkodzenia wyraża się w postaci:

$$\lambda(t) = \frac{\alpha}{\beta} \cdot t^{\alpha-1}$$

wtedy funkcja niezawodności przyjmie postać funkcji Weibulla

$$P(t) = e^{-\int_0^t \frac{\alpha}{\beta} t^{\alpha-1} dt} = e^{-\frac{1}{\beta} \cdot t^\alpha}$$

gdzie α i β są dodatnimi parametrami.

Operując ogólną postacią funkcji niezawodności $P(t)$, wyznaczymy:

- średni czas skutecznego działania układu

$$T_0 = \int_0^\infty e^{-\frac{1}{\beta} \cdot t^\alpha} \cdot dt = \frac{\Gamma(1 + \frac{1}{\alpha})}{(\frac{1}{\beta})^{\frac{1}{\alpha}}}$$

- wariancje czasu działania

$$D^2(t) = 2 \int_0^{\infty} t \cdot e^{-\frac{1}{\beta} t^{\alpha}} dt - \frac{\Gamma^2(1 + \frac{1}{\alpha})}{(\frac{1}{\beta})^{\frac{2}{\alpha}}} = \frac{\Gamma(1 + \frac{2}{\alpha}) - \Gamma^2(1 + \frac{1}{\alpha})}{(\frac{1}{\beta})^{\frac{2}{\alpha}}},$$

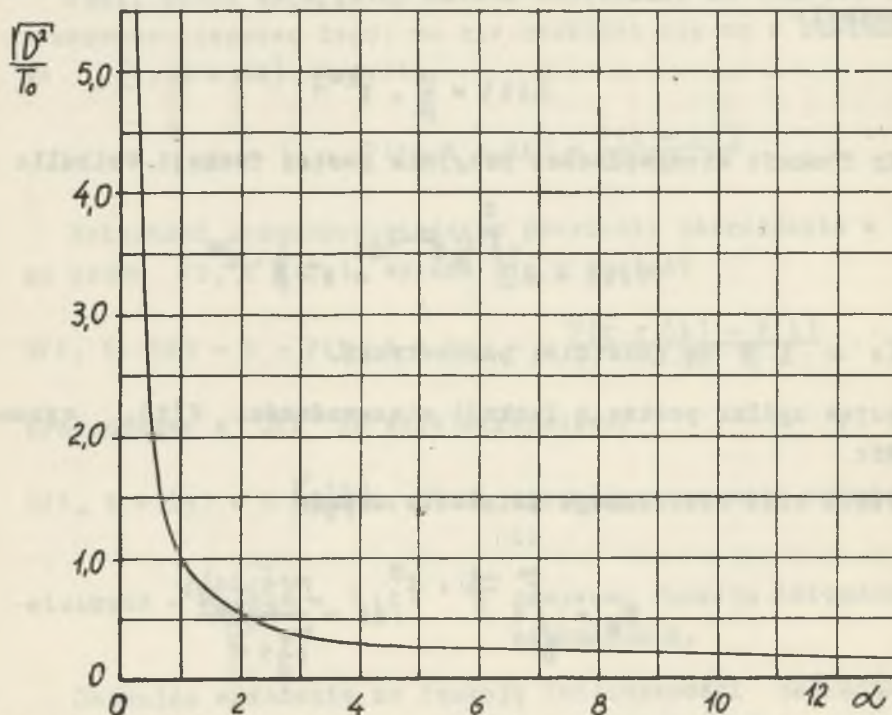
- względne odchylenie średnie czasu działania

$$\frac{\sqrt{D^2(t)}}{T_0} = \sqrt{\frac{\Gamma(1 + \frac{2}{\alpha})}{\Gamma^2(1 + \frac{1}{\alpha})} - 1}$$

gdzie:

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} e^{-t} \cdot t^{\alpha-1} dt \text{ jest całką Eulera.}$$

Wartości funkcji $\Gamma(\alpha)$ są tabelaryzowane.



Rys. 2. Zależność względnego odchylenia średniego czasu działania od parametru α

Na rysunku 2 przedstawiona jest zależność względnego odchylenia średniego od parametru α .

W tabelicy 2 zamieszczone są wartości liczbowe średniego czasu działania, wariancji czasu działania, względnego odchylenia średniego czasu działania oraz funkcji intensywności uszkodzenia.

Naszym zadaniem jest wyznaczenie wartości parametrów α i β rozkładu, oszacowanie ich dokładności oraz sprawdzenie słuszności naszego założenia o do charakteru funkcji $\lambda(t)$.

Parametry rozkładu α i β zostaną określone przez wyznaczenie ich estymatorów.

Wyznaczenie estymatorów parametrów rozkładu metodą największej wiarygodności

Rozpatrując zmienną losową czasu skutecznego działania o gęstości $p(t, \alpha, \beta)$, można utworzyć funkcję

$$p(t_1, t_2 \dots t_d, \alpha, \beta) = \prod_{i=1}^{d(T)} f(t_i, \alpha, \beta)$$

która nosi nazwę funkcji wiarygodności.

Metoda największej wiarygodności polega na tym, że na estymatory parametrów α i β przyjmuje się te wartości α i β dla których funkcja wiarygodności przyjmuje maksimum.

Tworząc funkcję wiarygodności dla naszego rozkładu $P(t, \alpha, \beta)$ otrzymujemy

$$p(t_1, t_2 \dots t_{d(T)}, \alpha, \beta) = N(N-1) \dots [N-d(T) + 1] \cdot \prod_{i=1}^{d(T)} \dots$$

$$\cdot q(t_1, \alpha, \beta) \cdot P(T)^{[N-d(T)]}$$

skąd

$$p(t_1, t_2 \dots t_{d(T)}, \alpha, \beta) = N(N-1) \dots [N-d(T) + 1] \left(\frac{\alpha}{\beta}\right)^{d(T)} \dots$$

$$\prod_{i=1}^{d(T)} t_1^{\alpha-1} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{\beta} \left[\sum_{i=1}^{d(T)} t_1^{\alpha} + T^{\alpha(N-d(T))} \right] \right\}$$

Przy pomocy funkcji wiarygodności tworzymy równania ekstremalne na podstawie których otrzymujemy:

$$\beta = \frac{1}{d(T)} \left[\sum_{i=1}^{d(T)} t_1^{\alpha} + T^{\alpha(N-d(T))} \right]$$

$$\frac{d(T)}{\alpha} + \sum_{i=1}^{d(T)} \ln t_1^{-d(T)} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{d(T)} t_1^{\alpha} \cdot \ln t_1 + T^{\alpha(N-d(T))} \cdot \ln T}{\sum_{i=1}^{d(T)} t_1^{\alpha} + T^{\alpha(N-d(T))}} = 0$$

Rozwiązując powyższe równanie metodą numeryczną na podstawie zawartych w tabelicy 1, wyników badań doświadczalnych, otrzymujemy wartości estymatorów dokładnych parametrów rozkładu α i β . Liczbowe wartości wyliczonych estymatorów dokładnych umieszczono w tabelicy 2.

Z praktycznego punktu widzenia wygodnym jest, graficzne przedstawienie empirycznej funkcji uszkodzeń $Q(t)$, gdyż umożliwia to łatwe określenie charakteru rozkładu i proste przybliżone wyznaczenie estymatorów rozkładu.

Graficzne przedstawienie empirycznej funkcji uszkodzeń $Q(t)$

Dystrybuanta rozkładu uszkodzeń wyraża się zależnością

$$Q(t) = 1 - e^{-\frac{1}{\beta} \cdot t^{\alpha}}$$

Po dwukrotnym zlogarytmowaniu otrzymujemy

$$\ln \ln \frac{1}{1-Q(t)} = \alpha \cdot \ln t - \ln \beta$$

Tablica 2

Ilościowe wartości charakterystyk niezawodności

| Ip. | Estymatory dokładne parametrów rozkładu | | Funkcja intensywności uszkodzenia | Średni czas bezawaryjnego działania | Wariancja czasu działania | Względne odchylenie średnie |
|---------------------------------------|---|---------|-----------------------------------|-------------------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| | α | β | λ | T_0 [10^2 h] | D^2 | $\frac{D^2}{T_0}$ |
| Badania laboratoryjne | | | | | | |
| 1 | 1,598 | 36,01 | $0,0442 t^{0,598}$ | 8,4 | 23,6 | 0,58 |
| 2 | 1,108 | 1,93 | $0,574 t^{0,108}$ | 1,74 | 2,42 | 0,89 |
| 3 | 0,911 | 3,3 | $0,276 t^{0,089}$ | 3,5 | 15,3 | 1,12 |
| 4 | 1,593 | 44,9 | $0,0355 t^{0,593}$ | 9,9 | 41,4 | 0,647 |
| 5 | 0,708 | 4,04 | $0,175 t^{0,292}$ | 8,9 | 167 | 1,56 |
| 6 | 1,202 | 33,95 | $0,0356 t^{0,202}$ | 18,3 | 214 | 0,795 |
| 7 | 1,65 | 45,22 | $0,0364 t^{0,65}$ | 8,94 | 31 | 0,615 |
| 8 | 2,74 | 449,3 | $0,00612 t^{1,74}$ | 8,25 | 10,7 | 0,401 |
| Badania przemysłowe T_0 [10^3 h] | | | | | | |
| 9 | 2,995 | 10,43 | $0,287 t^{1,995}$ | 1,95 | 0,495 | 0,357 |
| 10 | 1,95 | 21,09 | $0,0925 t^{0,955}$ | 4,35 | 5,45 | 0,542 |
| 11 | 1,755 | 26,95 | $0,065 t^{0,755}$ | 5,8 | 11,95 | 0,57 |
| 12 | 1,995 | 76,08 | $0,0266 t^{0,995}$ | 7,7 | 16,3 | 0,525 |
| 13 | 2,27 | 72,67 | $0,0312 t^{1,27}$ | 5,85 | 7,4 | 0,465 |
| 14 | 2,274 | 79,63 | $0,0286 t^{1,274}$ | 6,06 | 8,55 | 0,645 |
| 15 | 2,33 | 59,3 | $0,0393 t^{1,33}$ | 5,12 | 5,5 | 0,46 |

lub

$$\lg \lg \frac{1}{1-Q(t)} = \alpha \lg t - \lg \beta + \lg \lg e$$

Powyższe równanie w układzie logarytmicznym przedstawia równanie linii prostej typu $y = \alpha x - \lg \beta + \lg \lg e$.

Na rys. 1 i 2 przykładowo przedstawiono wykreślenie empiryczną dystrybuantę rozkładu uszkodzeń krążników w współrzędnych

$$\lg \lg \frac{1}{1 - \frac{1}{N}} \quad \text{oraz} \quad \lg t.$$

Dla wyznaczenia estymatorów parametrów rozkładu $\hat{\alpha}$ i $\hat{\beta}$ oraz określenia ich dokładności posłużymy się metodą najmniejszych kwadratów.

Oznaczają przez

$$\eta_1 = y_1 - (\hat{\alpha} \cdot x_1 - \lg \hat{\beta} + \lg \lg e)$$

wielkość odchyłki dystrybuanty empirycznej od teoretycznej i narzucają na η_1 warunek

$$F = \sum_{i=1}^{d(T)} \eta_1^2 = \min.$$

otrzymujemy równanie będące podstawą metody najmniejszych kwadratów.

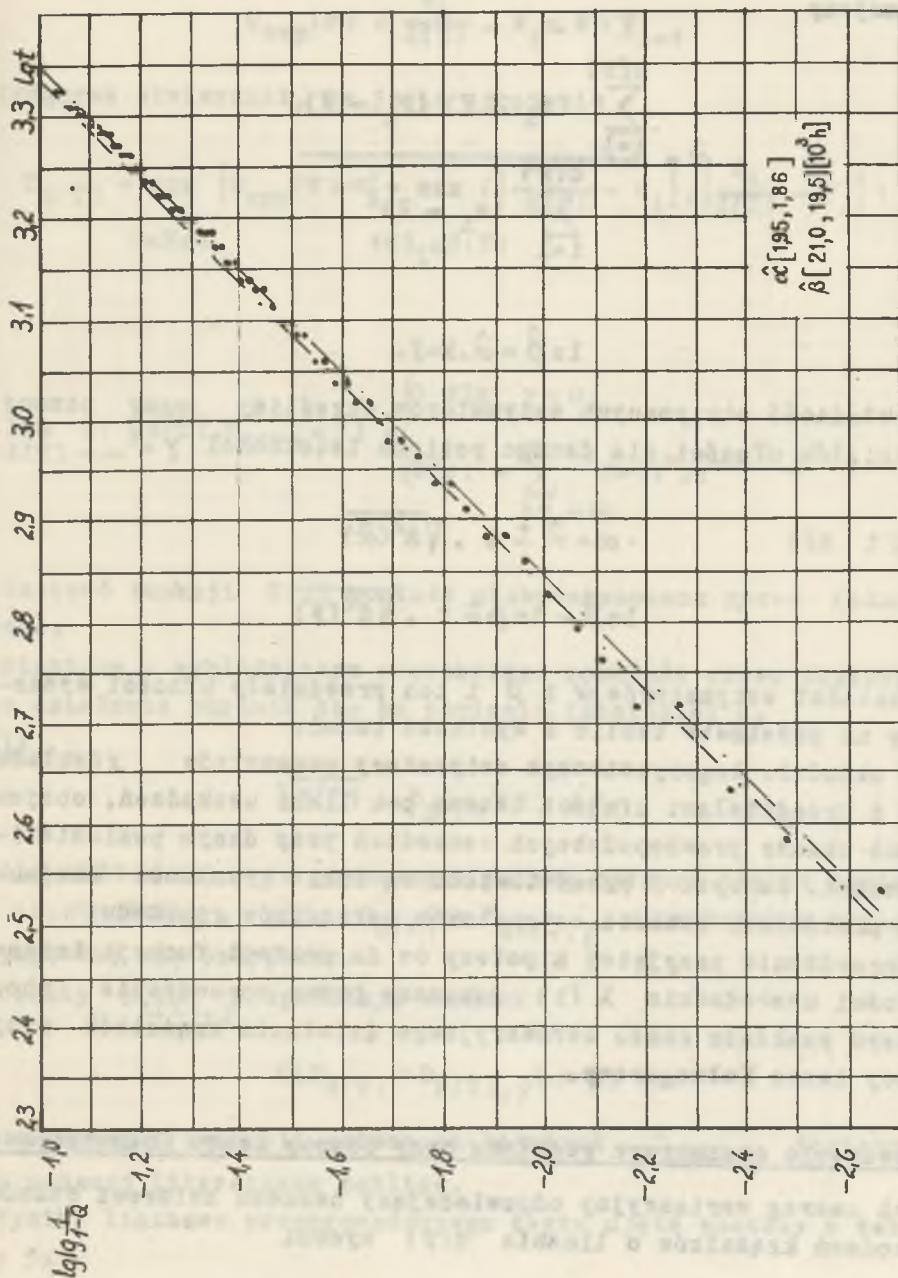
Rozwiązując równanie ekstremalne i wprowadzając skrótowe oznaczenia w postaci:

wartości średnich

$$\bar{x} = \frac{1}{d(T)} \sum_{i=1}^{d(T)} x_i, \quad \bar{y} = \frac{1}{d(T)} \sum_{i=1}^{d(T)} y_i$$

i wariancji

$$S^2(\hat{\alpha}) = \frac{S^2(\hat{y})}{\sum x^2}, \quad S^2(\hat{\beta}) = \frac{S^2(\hat{y})}{d(T)}$$



Rys. 3. Zależność względnego odchylenia średniego czasu działania od parametru

otrzymujemy

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^{d(T)} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{d(T)} (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\ln \hat{\beta} = \hat{\alpha} \cdot \bar{x} - \bar{y}.$$

Dokładność otrzymanych estymatorów określimy przy pomocy przedziałów ufności dla danego poziomu istotności γ .

$$\alpha = \hat{\alpha} \pm t \cdot \sqrt{S^2(\hat{\alpha})}$$

$$\ln \beta = \ln \hat{\beta} \pm t \cdot \sqrt{S^2(\bar{y})}$$

Wartości estymatorów $\hat{\alpha}$ i $\hat{\beta}$ i ich przedziały ufności wyznaczamy na podstawie tablic z wynikami badań.

W układzie logarytmicznym estymatory parametrów rozkładu wraz z przedziałami ufności tworzą pęk linii uszkodzeń, obejmujących obszar prawdopodobnych uszkodzeń przy danym poziomie istotności. Na rys. 3 przedstawione są linie graniczne obejmujące przedziały ufności estymatorów parametrów rozkładu.

Sprawdzenie przyjętej hipotezy o postaci funkcji intensywności uszkodzenia $\lambda(t)$ dokonamy przez sprawdzenie charakteru rozkładu czasu bezawaryjnego działania krążników przy pomocy testu Kołmogorowa.

Sprawdzenie charakteru rozkładu przy pomocy testu Kołmogorowa

Niech szereg wariancyjny odpowiadający naszemu zbiorowi czasów uszkodzeń krążników o liczbie $d(T)$ wynosi

$$w_1 = \frac{t_1}{T} \quad i = 1 \dots d(T)$$

wtedy empiryczna funkcja uszkodzeń

$$Q_{\text{emp}}(W) = \frac{d_1}{d(T)} \cdot W_1 \leq W < W_{1+1}$$

Koźmogorow stwierdził, że jeśli wyrażenie

$$D_d(T) = \sup_{0 \leq W \leq 1} |Q_{\text{emp}}(W) - W| = \max \left(\left| \frac{d_1 - 1}{d(T)} - W_1 \right|, \left| \frac{d_1}{d(T)} - W_1 \right| \right) \quad 1 \leq d_1 \leq d(T)$$

to

$$\lim_{d(T) \rightarrow \infty} P(\sqrt{d(T)} \cdot D_d(T) < y) = \begin{cases} 0 & \text{dla } y < 0 \\ K(y) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} (-1)^k \cdot e^{-2K^2 \cdot y^2} & \text{dla } y \geq 0 \end{cases}$$

Wartość funkcji $K(y)$ została tabelaryzowana przez Koźmogorowa.

Hipotezę o wykładniczym charakterze rozkładu czasu skutecznego działania odrzuca się na poziomie istotności γ , jeśli

$$\sqrt{d(T)} \cdot D_d(T) > k_1 - \gamma$$

Jeśli $d(T) \leq 100$ to powyższą hipotezę odrzuca się na poziomie istotności γ , gdy $D_d(T) > D_{d(T), \gamma}$ w przeciwnym wypadku hipotezę się przyjmuje.

Liczby $D_{d(T), \gamma}$ spełniają warunek

$$P(D_d(T) > D_{d(T), \gamma}) = \gamma,$$

dla niektórych kwantyli zmiennych losowych $D_{d(T), \gamma}$ dostępne są w podanej literaturze tablice.

Wyniki liczbowe przeprowadzonego testu ujęte zostały w tablicy 3.

Tablica 1

Wyniki testu Kolmogorowa

Hipotezę o charakterze rozkładu odrzucamy na poziomie istotności $\gamma = 0,1$

gdz $D_d(z) - D_d(z), j > 0$

| Ip. | Kolejność uwzględnienia | | Czas działania | | | | | $D_d(z)$ | $D_d(z), \gamma$ | $D_d(z) - D_d(z), \gamma$ |
|-----|-------------------------|-----------|---------------------------|--------------------|----------------------|--------------------------|----------------------------|----------|------------------|---------------------------|
| | k_1 | $k_2 [h]$ | $k_1 - \frac{k_2}{2-500}$ | $\frac{k_1}{d(z)}$ | $\frac{k_1-1}{d(z)}$ | $\frac{k_1}{d(z)} - k_2$ | $\frac{k_1-1}{d(z)} - k_1$ | | | |
| 1 | 1 | 123 | 0,382 | 0,187 | 0 | 0,075 | 0,262 | 0,262 | 0,458 | = 0,225 |
| | 2 | 170 | 0,43 | 0,233 | 0,167 | 0,007 | 0,173 | | | |
| | 3 | 238 | 0,478 | 0,50 | 0,333 | 0,148 | 0,032 | | | |
| | 4 | 313 | 0,525 | 0,666 | 0,50 | 0,081 | 0,125 | | | |
| | 5 | 398 | 0,574 | 0,836 | 0,666 | 0,130 | 0,038 | | | |
| | 6 | 456 | 0,612 | 1,0 | 0,834 | 0,068 | 0,166 | | | |
| 2 | 1 | 30 | 0,02 | 0,1 | 0 | 0,08 | 0,02 | 0,35 | 0,368 | = 0,038 |
| | 2 | 38 | 0,076 | 0,2 | 0,1 | 0,124 | 0,054 | | | |
| | 3 | 42 | 0,084 | 0,3 | 0,2 | 0,216 | 0,116 | | | |
| | 4 | 63 | 0,166 | 0,4 | 0,3 | 0,234 | 0,134 | | | |
| | 5 | 115 | 0,23 | 0,5 | 0,4 | 0,27 | 0,17 | | | |
| | 6 | 140 | 0,28 | 0,6 | 0,5 | 0,32 | 0,22 | | | |
| | 7 | 188 | 0,37 | 0,7 | 0,6 | 0,33 | 0,23 | | | |
| | 8 | 287 | 0,515 | 0,8 | 0,7 | 0,385 | 0,285 | | | |
| | 9 | 430 | 0,66 | 0,9 | 0,8 | 0,04 | 0,06 | | | |
| | 10 | 445 | 0,69 | 1,0 | 0,9 | 0,11 | 0,01 | | | |
| 3 | 1 | 41 | 0,082 | 0,125 | 0 | 0,043 | 0,082 | 0,588 | 0,668 | = 0,081 |
| | 2 | 65 | 0,13 | 0,25 | 0,125 | 0,12 | 0,12 | | | |
| | 3 | 78 | 0,176 | 0,375 | 0,25 | 0,219 | 0,094 | | | |
| | 4 | 109 | 0,264 | 0,5 | 0,375 | 0,296 | 0,171 | | | |
| | 5 | 132 | 0,282 | 0,625 | 0,5 | 0,363 | 0,238 | | | |
| | 6 | 153 | 0,306 | 0,75 | 0,625 | 0,444 | 0,319 | | | |
| | 7 | 173 | 0,362 | 0,875 | 0,75 | 0,533 | 0,488 | | | |
| | 8 | 186 | 0,372 | 1,0 | 0,875 | 0,538 | 0,583 | | | |
| 4 | 1 | 185 | 0,25 | 0,333 | 0 | 0,083 | 0,25 | 0,264 | 0,636 | = 0,372 |
| | 2 | 297 | 0,594 | 0,666 | 0,33 | 0,072 | 0,264 | | | |
| | 3 | 447 | 0,894 | 1,0 | 0,666 | 0,106 | 0,268 | | | |
| 5 | 1 | 45 | 0,09 | 0,2 | 0 | 0,1 | 0,09 | 0,610 | 0,627 | = 0,017 |
| | 2 | 66 | 0,132 | 0,4 | 0,2 | 0,268 | 0,098 | | | |
| | 3 | 86 | 0,172 | 0,6 | 0,4 | 0,438 | 0,208 | | | |
| | 4 | 108 | 0,218 | 0,8 | 0,6 | 0,582 | 0,382 | | | |
| | 5 | 144 | 0,25 | 1,0 | 0,8 | 0,610 | 0,61 | | | |
| 6 | 1 | 100 | 0,2 | 0,25 | 0 | 0,06 | 0,2 | 0,278 | 0,565 | = 0,287 |
| | 2 | 181 | 0,382 | 0,5 | 0,25 | 0,118 | 0,132 | | | |
| | 3 | 263 | 0,526 | 0,75 | 0,5 | 0,274 | 0,026 | | | |
| | 4 | 365 | 0,929 | 1,0 | 0,75 | 0,278 | 0,928 | | | |
| 7 | 1 | 152 | 0,304 | 0,25 | 0 | 0,054 | 0,25 | 0,25 | 0,565 | = 0,315 |
| | 2 | 234 | 0,486 | 0,50 | 0,25 | 0,014 | 0,236 | | | |
| | 3 | 317 | 0,678 | 0,75 | 0,50 | 0,125 | 0,325 | | | |
| | 4 | 380 | 0,76 | 1,0 | 0,75 | 0,34 | 0,68 | | | |
| 8 | 1 | 263 | 0,526 | 0,5 | 0 | 0,015 | 0,526 | 0,526 | 0,775 | = 0,25 |
| | 2 | 467 | 0,884 | 1,0 | 0,5 | 0,116 | 0,284 | | | |

Analiza wyników badań

Przeprowadzony test Kołmogorowa, odnoszący się do charakteru funkcji niezawodności potwierdza słuszność przyjętej postaci funkcji intensywności uszkodzenia $\lambda(t)$.

Funkcja niezawodności w postaci rozkładu dwuparametrowego - Weibulla dobrze opisuje czas skutecznego działania krążników, można to wnioskować na podstawie wykresów - rys. 1 i 3 pamiętając, że dystrybuenta rozkładu $P(t)$ w układzie logarytmicznym przedstawia linię prostą.

Wykreślna metoda sprawdzenia charakteru funkcji rozkładu jest wygodna i szybka w zastosowaniu, dlatego nadaje się szczególnie do tych badań, gdzie liczby uszkodzonych układów jest duża lub gdy badamy całą partię do momentu zniszczenia. W przypadku badań partii układów małoawodnych gdzie liczba uszkodzeń jest mała, charakter funkcji rozkładu należy sprawdzać przy pomocy testu.

Metoda największej wiarygodności zastosowana do wyznaczenia estymatorów parametrów rozkładu jest uniwersalna, można ją stosować w przypadku partii układów małoawodnych jak i partii układów zawodnych gdzie w czasie badań zanotowano dużą liczbę uszkodzeń. Metoda ta wymaga stosowania do obliczeń maszyny cyfrowej, w przypadku układów zawodnych.

Zlinearyzowanie dystrybuenty rozkładu umożliwiło zastosowanie metody najmniejszych kwadratów do określenia estymatorów parametrów rozkładu, w przypadku gdy partia badawcza jest liczna i w czasie badań ujawnia się dużo uszkodzeń.

Do analizy wyników badanych krążników posłużono się następującymi charakterystykami rozkładu: funkcją intensywności uszkodzenia, średnim czasem działania oraz względnym odchyleniem średnim czasu działania.

Wartości liczbowe tych charakterystyk podane są w tabelicy 2.

Porównując ze sobą partie badanych krążników na podstawie tablic 1 i 2 - zauważymy, że dają one podstawę do rozróżnienia badanych krążników w zależności od ich trwałości.

Jakość badanej partii charakteryzuje względne odchylenie średnie czasu działania, które jest miarą skupienia czasów działania wokół wartości średniej. Analizując wyrażenie na

względne odchylenie średnie czasu działania stwierdzić można, że zależy ono tylko od parametru α . Rys. 2 przedstawia funkcję względnego odchylenia średniego czasu działania w zależności od parametru α . Charakter tej funkcji wskazuje, że im większe α tym mniejsze względne odchylenie średnie i większa jakość badanej partii krążników. Wzrostowi parametru nie towarzyszy jednakowy wzrost jakości, powyżej wartości $\alpha = 3,5$ jakość niewiele się zmienia, a duże wartości α są miarą wzrostu intensywności uszkodzeń i obniżenia niezawodności.

Badane partie krążników z łożyskami osadzonymi przy pomocy kleju (zarówno wklejone łożyska toczne w piasty jak i panewki z tworzyw sztucznych w oprawy łożyskowe) wykazały na ogół większą niezawodność, niż partie krążników w których łożyska osadzone są wciskowo. W przypadku gdy wartości średnich czasów uszkodzeń są zbliżone, krążniki z łożyskami wklejonymi charakteryzują się znacznie mniejszym względnym odchyleniem średnim czasu działania.

Funkcja intensywności uszkodzenia ma w swoim wyrażeniu składnik, który umożliwia określenie przebiegu uszkodzeń w początkowym okresie działania. Krążniki z łożyskami wklejonymi wykazują bardzo dużą niezawodność nie tylko w początkowym okresie działania, jak to sugeruje funkcja intensywności uszkodzenia, ale także do momentu określonego przez wartość średnią czasu działania, poza którą liczba uszkodzeń gwałtownie rośnie.

Charakterystycznym w badaniach przemysłowych okazał się silny wpływ warunków zewnętrznych, na co wskazuje zróżnicowany średni czas działania oraz niskie względne odchylenie średnie czasu działania.

Skupienie uszkodzeń wokół wartości średniej czasu działania jest na ogół wynikiem wysokiej jakości układów, gdy jednak badania pomocnicze wykazują nieskuteczność niektórych elementów układu w całej partii, to mamy do czynienia ze zjawiskiem o charakterze losowym obciążonym.

Badane krążniki posiadają wadliwe uszczelnienia mało skuteczne przy występującym w badaniach przemysłowych zapyleniu oraz są nieskuteczne na działanie wody.

Wspólną cechą badań laboratoryjnych i przemysłowych krążników jest zbliżona postać funkcji intensywności uszkodzenia.

W badaniach laboratoryjnych obciążenie na stanowisku badawczym dobrano tak, aby intensywność uszkodzeń krążników odpowiadała intensywności uszkodzeń krążników w urządzeniach transportowych stosowanych w przemyśle.

Badania eksperymentalne partii układów pochodzących z produkcji seryjnej wg określonej konstrukcji stanowią weryfikację doświadczalną konstrukcji, której istotą jest weryfikowanie cech konstrukcyjnych.

Wyniki badań niezawodności w swych ogólnych wyrażeniach nie precyzują bezpośrednio ilościowych zmian cech konstrukcyjnych, wskazują natomiast, jaki jest efekt zastosowania danej konstrukcji.

Analizując niezawodność poszczególnych elementów wchodzących w skład układu i porównując ją z niezawodnością układu jako całości, można określić najbardziej zawodne elementy, których cechy konstrukcyjne należy zmienić.

Badania elementów krążników wykazały, że największą zawodnością charakteryzują się uszczelnienia, w dalszej kolejności połączenia: łożysk z piastami, uszczelnień z osią i piastą, piasty i płaszcz. Natomiast większą niezawodnością charakteryzują się: płaszcz krążnika, piasta, oś i łożyska.

Trzeba zwrócić uwagę na fakt, że w krążniku elementy są ze sobą powiązane i wzajemnie uzależnione i tak niska niezawodność uszczelnień powoduje obniżenie niezawodności łożysk, gdyż do łożyska przedostają się szkodliwe zanieczyszczenia. Unieruchomienie łożyska doprowadza do zniszczenia płaszcza krążnika.

Wyniki badań wykazały możliwość zwiększenia niezawodności poprzez klejone osadzenie łożysk oraz zastosowanie łożysk o zwiększonych luzach.

Rozważając zagadnienie oceny konstrukcji tzn. miary skutecznego działania wytworów, niezawodność dokonuje syntetycznej oceny jakości konstrukcji na podstawie szeregu materialnych wcieleń konstrukcji, którymi są wytwory i uogólnia ich jednostkowe cechy dając jednolitą podstawę oceny.

Wnioski

1. Niezawodność krążników może być z dostateczną dokładnością opisana przez rozkład dwuparametrowy - Weibulla.
2. Estymatory parametrów rozkładu można wyznaczyć metodą największej wiarygodności, albo w przypadku licznej partii o dużej zawodności posłużyć się metodą najmniejszych kwadratów.
3. W celu sprawdzenia charakteru rozkładu, można się posłużyć testem Kołmogorowa lub metodą wykreślną w układzie logarytmicznym.
4. Wygodnymi do opisu niezawodności są następujące charakterystyki niezawodności:
funkcja intensywności uszkodzenia, średni czas działania i względne odchylenie średnie czasu działania.
5. Niezawodność jest syntetyczną miarą oceny działania układów materialnych w czasie, przeto staje się doświadczalnym kryterium oceny konstrukcji.
6. Stosowane obecnie krążniki ϕ 89 posiadają mało skuteczne uszczelnienia.
7. Krążniki z łożyskami osadzonymi przy pomocy kleju wykazują większą niezawodność niż krążniki z łożyskami osadzonymi wciskowo.
8. Drogę do poprawy jakości konstrukcji krążników należy wiedzieć w podwyższeniu niezawodności elementów krążnika.
9. W dalszym ciągu prowadzone są w Katedrze badania mające na celu określenie wpływu niezawodności elementów układu na niezawodność układu.

LITERATURA

- [1] Haviland R.P. - Niezawodność urządzeń technicznych.
- [2] Grzesiak K., Kołodziejcki J., Netzel Z. - Badania trwałościowe obiektów technicznych.

- [3] Fidelis B., Fivkowiez S., Grzesiak K., Kołodziejski J., Wiśniewski K. - Matematyczne podstawy oceny niezawodności.
- [4] Gniedenko B.W., Bielajew J.K., Sołowiew A.D. - Metody matematyczne w teorii niezawodności.
- [5] Gniedenko B.W., Kołmogorow A.N. - Rozkłady graniczne sum zmiennych losowych niezależnych.

**БЕЗОТКАЗНОСТЬ - КАК МЕРА ОЦЕНКИ КОНСТРУКЦИИ
НА ОСНОВАНИИ ИССЛЕДОВАНИЙ ТРАНСПОРТНЫХ РОЛИКОВ**

Р е з ю м е

Исследование безотказности роликов ведутся на испытательных установках в лабораториях, а также в промышленных условиях. На этом основании определено некоторые конструкционные черты, обуславливающие работу транспортных роликов. Для полной оценки конструкционных особенностей применено меру безотказности.

Пробабилистический характер меры безотказности является основанием оценки стохастических свойств изделий. Оценка конструкции по пробабилистической характеристике работы изделий, является мерой её качества.

THE UNFAILINGNESS AS A MEASURE OF THE DESIGN'S ESTIMATION WITH
REFERENCE TO RESEARCHES OF THE IDLERS

S u m m a r y

The investigations of the unfaillingness of idlers are continued on the experimental stages at the laboratory and even at the industrial conditions. On this base it has been determined some of constructional features, which have a great influence on the activity of idlers.

For the complete estimation of constructional features, it has been used a measure of the unfaillingness.

The probabilistic character of a measure of the unfaillingness is a base of the stochastic proprietes of products.

The estimation of the design, on a base of the probabilistic character of a product's activity is a measure of it quality.