

Jacek CZAPLICKI

ANALIZA NIEZDATNOŚCI OBIEKTU W PROCESIE
ODNOWY O SKOŃCZONYM CZASIE ODNOWY

Streszczenie: W artykule dokonano analizy niezdatności obiektu, który w procesie eksploatacji podlega procesowi odnowy o skończonym czasie odnowy. Niezdatność obiektu została scharakteryzowana dwoma procesami losowymi: sumarycznym czasem przebywania obiektu w stanie niezdatności oraz integralnym procesem awarii. Znaleziono rozkłady tych procesów, ich wartości oczekiwane oraz wariancje. Badano aproksymację rozkładu sumarycznego czasu przebywania w stanie niezdatności rozkładem beta oraz przykład wykorzystania wyprowadzonych zależności do zastosowań praktycznych.

1. Wstęp

Istnieje obszerna klasa obiektów technicznych, dla których proces eksploatacji, z niezawodnościowego punktu widzenia, można zidentyfikować jako proces odnowy o skończonym czasie odnowy [4].

W górnictwie procesem takim można opisać np. proces eksploatacji przenośnika [2], proces eksploatacji maszyny wyciągowej klatkowej [1], proces eksploatacji maszyny urabiającej [2], czy też proces eksploatacji maszyny przerobczej [6]. We wszystkich wyżej wymienionych przypadkach wnikliwa analiza charakterystyk i wskaźników niezawodnościowych pozwala nie tylko na ocenę własności obiektu do spełniania stawianych przed tym obiektem wymagań, lecz także na wyciągnięcie odpowiednich wniosków. Wnioski te stanowią podstawę do podjęcia decyzji o dalszym użytkowaniu obiektu, o podjęciu przedsięwzięć profilaktycznych, terapeutycznych lub tp. Niektóre charakterystyki i wskaźniki niezawodnościowe mogą być wykorzystywane ponadto w analizach efektywności działania obiektu^{36/}. Jedną z takich charakterystyk jest sumaryczny czas przebywania obiektu w stanie niezdatności.

Przedmiotem niniejszej pracy są rozważania związane z analizą niezdatności obiektu w procesie odnowy o skończonym czasie odnowy; niezdatności określonej przez sumaryczny czas przebywania obiektu w stanie niezdatności oraz przez integralny proces awarii^{36e/}.

^{36/} Wspomina o tym artykuł [5].

^{36e/} W literaturze przedmiotowej w języku polskim proces ten definiowany jest bez nazwy /patrz np. [5] str.115 lub [6] str.285/. Ponieważ proces odnowy o skończonym czasie odnowy nazywany jest też procesem awarii [6]. dlatego też proces określony wzorem [5] nazwano "integralnym-procesem awarii".

2. Sformułowanie problemu

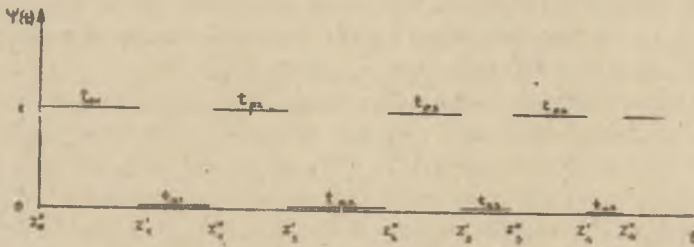
Proces odnowy o skończonym czasie odnowy zwykle określa się następująco:

Niech t_{p1}, t_{p2}, \dots oznaczają czasy trwania pracy obiektu oraz niech t_{a1}, t_{a2}, \dots oznaczają czasy trwania odnowy /niezdatności/ obiektu. Chwile $z_n^i = \sum_{j=1}^n t_{pj} + t_{aj-1}$; $n = 1, 2, \dots$ nazywa się chwilami awarii obiektu, natomiast chwile $z_n^u = z_n^i + t_{an}$ nazywa się chwilami odnowy obiektu. Zakłada się ponadto, że zmienne losowe t_{pi}, t_{ai} , $i = 1, 2, \dots$ są niezależne oraz że czasy trwania pracy obiektu mają jednakowy rozkład $P\{t_{p1} < x\} = F/x/$ o średniej T_p i wariancji σ_p^2 , a czasy trwania odnowy obiektu mają jednakowy rozkład $P\{t_{a1} < x\} = G/x/$ o średniej T_a i wariancji σ_a^2 .

Proces odnowy o skończonym czasie odnowy definiuje się jako:

$$\Psi/\tau/ = \begin{cases} 1, & \text{te}(z_n^i, z_{n+1}^i) \\ 0, & \text{te}(z_{n+1}^i, z_{n+1}^u) \end{cases}, \quad n=0, 1, \dots \quad //1/$$

Przykładową realizację procesu /1/ przedstawia rys. 1.



Rys. 1. Proces odnowy o skończonym czasie odnowy $\Psi/t/$

Szczegółowa analiza procesu /1/ została przedstawiona w wielu pracach /m.in. w [5,6]/. Niektóre punkty tej analizy stanowią przedmiot dalszych badań teoretycznych /patrz np. [3] /, a uzyskiwane rezultaty z tych badań wzbogacają zasób informacji otrzymywanych z procesu oraz stwarzają przesłanki do szerszego stosowania procesu /1/ w opisach rzeczywistych procesów eksploatacji obiektów.

Niniejsza praca stanowi próbę rozszerzenia aparatu analizy procesu /1/ o dwie charakterystyki:

- rozkład sumarycznego czasu przebywania obiektu w stanie niezdatności oraz
- integralny proces awarii.

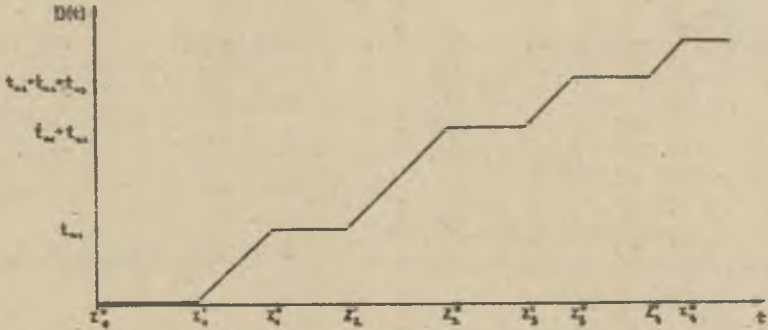
Określenie 1

Sumaryczny czas przebywania obiektu w stanie niezdatności określa wzór:

$$D/t/ = \int_0^t [1 - \Psi/x] dx, \quad t > 0 \quad //2/$$

Realizację procesu /2/ dla procesu odnowy o skończonym czasie odnowy /przedstawionego na rys. 1/ ilustruje rys. 2.

Istnieje możliwość zdefiniowania procesu będącego "dopełnieniem" procesu $D/t/$, a mianowicie:

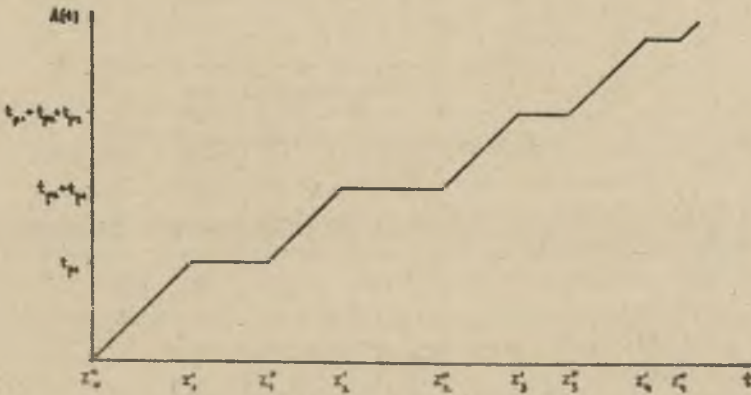


Rys. 2. Proces $D/t/$ - sumaryczny czas przebywania obiektu w stanie niezdatności.

Określenie 2

Sumaryczny czas przebywania obiektu w stanie zdatości określa wzór:

$$A/t/ = \int_0^t \Psi/x/ dx, \quad t > 0 \quad /3/$$



Rys. 3. Proces $A/t/$ - sumaryczny czas przebywania obiektu w stanie zdatości

Oczywiście, że:

$$D/t/ + A/t/ = t$$

/4/

Z chwilą określenia $D/t/$ powstają pytania:

- jaki rozkład ma $D/t/$?
- jakie są podstawowe parametry /średnia, wariancja/ $D/t/$?

W celu odpowiedzi na powyższe pytania określimy proces pomocniczy, który nazwano integralnym procesem awarii.

Określenie 3

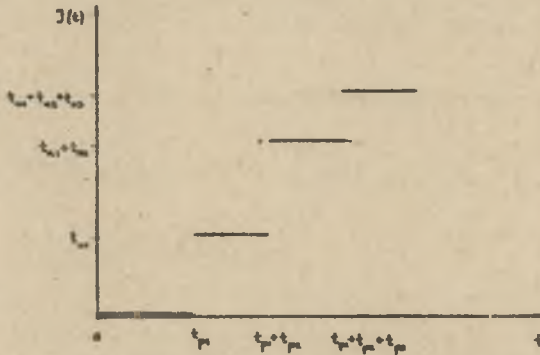
Integralny proces awarii procesu /1/ określa wzór:

$$J/t/ = \begin{cases} \sum_{i=1}^{N/t/} t_{ai}, & N/t/ > 0 \\ 0, & N/t/ = 0 \end{cases} \quad /5/$$

gdzie:

$N/t/$ - liczba odnów w czasie $(0, t]$.

Realizację integralnego procesu awarii /5/ dla procesu przedstawionego na rys. 1 ilustruje rys.4.



Rys. 4. Integralny proces awarii $J/t/$

3. Analiza niezdatności obiektu w procesie odnowy o skończonym czasie odnowy

Na wstępie zauważmy, że zdarzenie $\{J/t/ < x\}$ jest równoważne zdarzeniu $\{D/t + x/ < x\}$ dla $t \geq 0$ i $x \geq 0$. Jeżeli tak, to:

$$P\{J/t/ < x\} = P\{D/t + x/ < x\}$$

lub co jest równoważne:

$$P\{D/t/ < x\} = \begin{cases} P\{J/t_r x/ < x\}, & t > x, \\ 1, & t < x. \end{cases} \quad /6/$$

A zatem mając określony rozkład integralnego procesu awarii $J/t/$ możemy określić rozkład sumarycznego czasu przebywania obiektu w stanie niezdatności.

Ze wzoru na prawdopodobieństwo całkowite i mając na uwadze wzór /5/ możemy zanotować, iż:

$$P\{J/t/ < x\} = \sum_{n=0}^{\infty} P\{J/t/ < x | N/t/ = n\} P\{N/t/ = n\} \quad /7/$$

Ale:

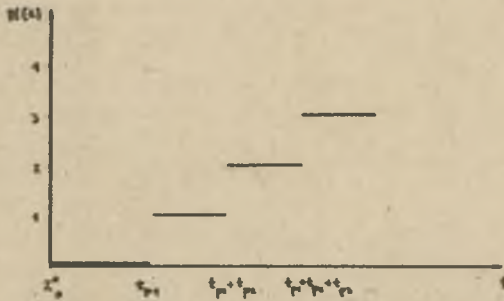
$$P\{J/t/ < x | N/t/ = n\} = P\left\{\sum_{i=1}^n t_{ai} < x\right\} = G_n /x/$$

Wiadomo również, że:^{*/}

$$P\{N/t/ = n\} = F_n/t/ - F_{n+1}/t/$$

A zatem

$$P\{J/t/ < x\} = \sum_{n=0}^{\infty} G_n/x/ [F_n/t/ - F_{n+1}/t/] \quad /8/$$



Rys. 5. Proces odnowy $N/t/$

Uwzględniając z kolei /6/ mamy^{*/}:

$$P\{D/t/ < x\} = \sum_{n=0}^{\infty} G_n/x/ [F_n/t-x/ - F_{n+1}/t-x/] , t > x \quad /9/$$

Wzór /8/ określa rozkład integralnego procesu awarii $J/t/$, natomiast wzór /9/ określa rozkład sumarycznego czasu przebywania obiektu w stanie niezdatności. Przykładowo, jeżeli rozkład czasów trwania pracy i odnowy są wykładnicze o intensywnościach: powstawania odnowy λ i zanikania odnowy β , to:

^{*/} Realizację procesu odnowy $N/t/$ dla procesu odnowy o skończonym czasie odnowy, przedstawionego na rys.1, ilustruje rys. 5.

^{*/} Dla porównania, rozkład sumarycznego czasu przebywania obiektu w stanie zdatności określony jest wzorem:

$$P\{A/t/ < x\} = \sum_{n=0}^{\infty} F_{n+1}/x/ [G_n/t-x/ - G_{n+1}/t-x/] , t > x \quad /10/$$

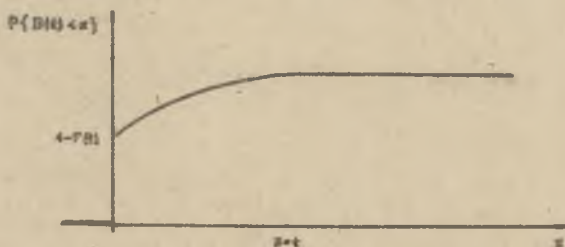
$$P\{J/t/ < x\} = \sum_{n=0}^{\infty} /1 - \sum_{i=0}^{n-1} \frac{\beta x / i!}{1} e^{-\beta x} \frac{(\lambda t / n!)^n}{n!} e^{-\lambda t}$$

ORAZ

$$P\{D/t/ < x\} = \sum_{n=0}^{\infty} /1 - \sum_{i=0}^{n-1} \frac{\beta x / i!}{1} e^{-\beta x} \frac{[\lambda(t-x)/n!]^n}{n!} e^{-\lambda(t-x)}$$

Obraz graficzny typowej funkcji rozkładu D/t/ przedstawia rys. 6. Wyznaczymy wartość oczekiwaną integralnego procesu awarii $E\{J/t/\}$. Wychodząc ze wzoru /5/ mamy:

$$E\{J/t/\} = E\left\{\sum_{i=1}^{N/t/} t_{ai}\right\} \quad /11/$$



Rys. 6. Dystrybuanta procesu D/t/

A zatem wartość oczekiwana integralnego procesu awarii $E\{J/t/\}$ równa jest wartości oczekiwanej sumy $N/t/$ niezależnych zmiennych losowych o tym samym rozkładzie.

Wariancja integralnego procesu awarii $\sigma^2\{J/t/\}$ równa jest:

$$\begin{aligned} \sigma^2\{J/t/\} &= E\left\{J/t/ - E[J/t/]\right\}^2 = E\{J^2/t/\} - E^2\{J/t/\} = E\left\{\sum_{i=1}^{N/t/} t_{ai}\right\}^2 - \\ &= E^2\left\{\sum_{i=1}^{N/t/} t_{ai}\right\} \quad /12/ \end{aligned}$$

Przykładowo, jeżeli rozkłady czasów trwania pracy i odnowy są wykładnicze o parametrach, odpowiednio, λ oraz β , to wartość oczekiwana integralnego procesu awarii dana jest wzorem:

$$E\{J/t/\} = \frac{N/t/}{\lambda^2}$$

natomiast wariancja:

$$\sigma^2\{J/t/\} = \frac{N/t/}{\lambda^2}$$

Jeżeli t jest duże, to wzór /8/ jest niewygodny do obliczeń.

Warto zatem zauważyć, że rozkład D/t/ jest asymptotycznie normalny i zależy tylko od dwóch pierwszych momentów rozkładów $F/x/$ oraz $G/x/$, a mianowicie:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P\left\{\frac{D/t/ - at}{\sqrt{b}} < x\right\} = \phi / x/ \quad /13/$$

gdzie:

$$a = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E \{D/t/\}}{t} = \frac{T_a}{T_a + T_p} \quad /14/$$

$$b = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\sigma^2 \{D/t/\}}{t} = \frac{T_a \sigma_p^2 + T_p \sigma_a^2}{(T_a + T_p)^2} \quad /15/$$

$\phi/x/$ - dystrybuanta standaryzowanego rozkładu normalnego.

Wyznamy obecnie wartość oczekiwaną procesu $D/t/$ oraz jego wariancję. Wychodząc wprost z określenia 1 mamy:

$$E \{D/t/\} = E \left\{ \int_0^t [1 - \Psi/x/] dx \right\} = t - \int_0^t E \{ \Psi/x/ \} dx \quad /16/$$

Warto zauważyć, że

$$E \{ \Psi/t/ \} = P\{ \Psi/t/ = 1 \} = 1 - F/t/ + \int_0^t [1 - F/t-x/] dH /x/ \quad /17/$$

gdzie:

$$H/x/ = \sum_{n=1}^{\infty} P\{Z_n^n < x\} = \sum_{n=1}^{\infty} \int_0^x f_n/x-u/ dG/u/$$

1 jest to tzw. współczynnik gotowości obiektu.

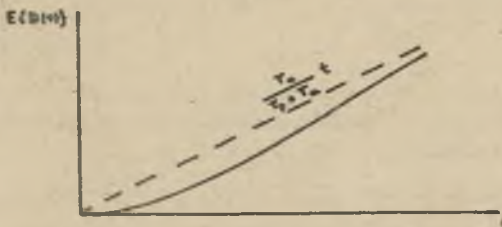
Wiadomo, że dla dużych t wartość oczekiwana procesu odnowy o skończonym czasie odnowy staje się niezależna od t i wynosi $T_p/T_a + T_p/$.

A zatem dla dużych t :

$$E \{D/t/\} = t - \frac{T_p}{T_a + T_p} t = \frac{T_a}{T_a + T_p} t$$

co jest zgodne z tym, co wyrażają wzory /13/ i /14/.

Obraz graficzny wartości oczekiwanej procesu $D/t/$ jest przedstawiony na rys.7.



Rys. 7. Wartość oczekiwana procesu $D/t/$

Wyznamy z kolei wariancję procesu $D/t/$.

Z równania /4/ wynika, że

$$\sigma^2 \{D/t/\} = \sigma^2 \{A/t/\} \quad /18/$$

Wyznamy zatem wariancję procesu $A/t/$

Mamy:

$$\sigma^2 \{A/t/\} = E \{A^2/t/\} - E^2 \{A/t/\}$$

I dalej:

$$E^2 \{A/t/\} = E^2 \left\{ \int_0^t \Psi/x/ dx \right\} = \left[\int_0^t E \{ \Psi/x/ \} dx \right]^2 \quad /19/$$

oraz

$$E \{A^2/t/\} = E \left\{ \left[\int_0^t \Psi/x/ dx \right]^2 \right\} = E \left\{ \int_0^t \int_0^t \Psi/x/ \Psi/y/ dx dy \right\} = \int_0^t \int_0^t E \{ \Psi/x/ \Psi/y/ \} dx dy$$

Założmy, że $y > x$. Z definicji mamy:

$$E \{ \Psi/x/ \Psi/y/ \} = P \{ \Psi/x/ = 1, \Psi/y/ = 1 \} = P \{ \Psi/y/ = 1 | \Psi/x/ = 1 \} \cdot E \{ \Psi/x/ \}$$

ale:

$$E \{ \Psi/y/ = 1 | \Psi/x/ = 1 \} = E \{ \Psi/y-x/ \}$$

Stąd:

$$E \{A^2/t/\} = 2 \int_0^t \int_0^y E \{ \Psi/y-x/ \} E \{ \Psi/x/ \} dx dy \quad /20/$$

Wiążąc /18, /19/ oraz /10/ otrzymujemy:

$$\sigma^2 \{D/t/\} = 2 \int_0^t \int_0^y E \{ \Psi/y-x/ \} E \{ \Psi/x/ \} dx dy - \left[\int_0^t E \{ \Psi/x/ \} dx \right]^2 \quad /21/$$

A zatem wzór /21/ określa wariancję procesu $D/t/$.

W przypadku gdy rozkłady czasów trwania pracy i odnowy są wykładnicze o parametrach odpowiednio λ oraz β , to wartość oczekiwana procesu $D/t/$ dana jest wzorem:

$$E \{D/t/\} = \frac{\lambda}{\lambda + \beta} /t - \frac{1 - e^{-/\lambda + \beta/t/}}{\lambda + \beta} \quad /22/$$

natomiast wariancja procesu $D/t/$

$$\begin{aligned} \sigma^2 \{D/t/\} = & 2 \frac{\lambda \beta}{(\lambda + \beta)^3} \left[2t - /1 - e^{-/\lambda + \beta/t/} / \frac{2}{\lambda + \beta} + t/ \right] + \\ & + \frac{\lambda^2}{(\lambda + \beta)^4} \left\{ 1 + e^{-/\lambda + \beta/t/} \left[e^{-/\lambda + \beta/t/} - 2 / \lambda + \beta /t/ \right] \right\} \quad /23/ \end{aligned}$$

4. Aproksymacja dystrybuanty sumarycznego czasu przebywania obiektu w stanie niezdatności

Zaprezentowany wzór /9/ nawet w jednym z najprostszych przypadków praktycznych, tj. gdy rozkłady czasów trwania stanów pracy i odnowy są wykładnicze, okazuje się dość kłopotliwy w obliczeniach.

Spróbujmy zatem znaleźć taki rozkład, którego tablice są ogólnie dostępne i który by dobrze przybliżył interesującą nas funkcję rozkładu $P D/t/ x$.

Zauważamy że:

- dla $x < 0$ $P \{ D/t/ < x \} = 0$,
- dla $x > t$ $P \{ D/t/ < x \} = 1$,
- dla $x = 0$ obserwujemy skok funkcji $P \{ D/t/ < x \} = 1 - F/t/$, albowiem odpowiada to prawdopodobieństwu nie wystąpienia awarii.

A zatem cała masa prawdopodobieństwa zawarta jest w przedziale $/0, t/$. Jeżeli rozważymy więc zmienną losową $D/t/$, wówczas okaże się, że zmienna ta jest zmienną znormalizowaną, gdyż całość masy prawdopodobieństwa mieści się w przedziale $/0, 1/$.

Określamy funkcję dystrybuanty:

$$J/t, x/ = \begin{cases} 0 & \text{dla } x < 0, \\ 1 - F/t/ & \text{dla } x = 0, \\ 1 - F/t/ [1 - K/t, x/] & \text{dla } 0 < x < 1, \\ 1 & \text{dla } x > 1 \end{cases} \quad /24/$$

gdzie:

$K/t, x/$ jest dystrybuantą warunkową, określaną wzorem:

$$K /t, x/ = P \{ /D/t/t/ < x \mid D/t/ > 0 \} \quad /25/$$

przy czym w warunkach $D/t/ > 0$ oznacza, że co najmniej jedna awaria pojawiła się w czasie $/0, t/$.

Przy tak zdefiniowanej funkcji rozkładu problem aproksymacji sprowadza się do znalezienia takiej funkcji zmiennej losowej, która jest ciągła w przedziale $/0, 1/$, ma wartość oczekiwaną równą:

$$E \{ D/t/t \} = E \{ D/t/ \} /t F/t/ \quad /26/$$

oraz wariancję:

$$\sigma^2 \{ D/t/t \} = \frac{\sigma^2 \{ D/t/ \} + E^2 \{ D/t/ \}}{t^2 F/t/} - \frac{E^2 \{ D/t/ \}}{t^2 F^2/t/} \quad /27/$$

Ponadto, jeżeli $t \rightarrow \infty$, wówczas $F/t/ \rightarrow 1$ - a więc $K/t, x/ \rightarrow J/t, x/$, co oznacza że dla dużych t funkcją aproksymującą powinna być asymptotycznie normalna.

Zmienną losową, która odpowiada powyższym wymaganiom, jest zmienna losowa o rozkładzie beta:

$$f_B /x/ = \frac{\Gamma/a+b/}{\Gamma/a/ \Gamma/b/} x^{a-1} /1 - x/^{b-1} \quad /28/$$

$$0 < x < 1, \quad a > 0, \quad b > 0$$

Wiedząc, że wartość oczekiwana

$$E_B \{ x \} = \frac{a}{a + b} \quad /29/$$

oraz wariancja

$$\sigma_B^2 \{ x \} = \frac{ab}{/a+b/ \cdot /a+b+1/} \quad /30/$$

i uwzględniając /26/ oraz /27/ otrzymujemy, iż interesujący nas rozkład jest rozkładem beta /28/ o parametrach:

$$a = \frac{E \left\{ \frac{D/t//t}{D/t//t} \right\} \left[E^2 \left\{ \frac{D/t//t}{D/t//t} \right\} - \frac{\sigma^2 \left\{ \frac{D/t//t}{D/t//t} \right\} + E^2 \left\{ \frac{D/t//t}{D/t//t} \right\}}{t^2 F/t/} \right]}{\sigma^2 \left\{ \frac{D/t//t}{D/t//t} \right\}} \quad /31/$$

$$b = \frac{1 - E \left\{ \frac{D/t//t}{D/t//t} \right\}}{E \left\{ \frac{D/t//t}{D/t//t} \right\}} a \quad /32/$$

Podobnie można aproksymować funkcję dystrybuanty $P \{ A/t/ < x \}$, definiując rozkład:

$$M/t, x/ = \begin{cases} 0 & \text{dla } x < 0, \\ F/t/ & \text{dla } x = 0, \\ F/t/ + [1 - F/t/] Z/t, x/ & \text{dla } 0 < x \leq 1, \\ 1 & \text{dla } x > 1 \end{cases} \quad /33/$$

gdzie: $Z/t, x/ = P \{ A/t//t < x \mid A/t/ > 0 \}$

o. Zastosowanie

Każdy obiekt techniczny powinien spełniać określone wymagania. Jeżeli np. przyjmiemy, że obiekt ma wykonywać pracę Q w jednostce czasu Δt i podlega procesowi odnowy o skończonym czasie odnowy, bo możemy określić taką funkcję $S/t, Q/$, która będzie wyrażała stratę, jaką ponosi się w danym czasie t eksploatacji obiektu z powodu jego awaryjności. Funkcja ta może być np. postaci:

$$S/t, Q/ = Q \cdot D/t/ \quad /34/$$

Jeżeli tylko sposób względnie warunki eksploatacji obiektu nie będą ulegały istotnym zmianom, to funkcję postaci /34/, którą nazwiemy funkcją sumarycznej straty, można obliczać ze wzoru:

$$S/t, Q/ = Q E \left\{ /Dt/ \right\} \quad /35/$$

Przeciętny błąd tego oszacowania będzie oczywiście $Q \cdot D/t/$. Ponieważ funkcja /34/ jest funkcją losową, dlatego też, prócz informacji płynącej z jej oszacowania wzorem /35/, możemy podać przedział ufności, który z założonym a priori prawdopodobieństwem $1 - \alpha$ pokryje rzeczywistą wartość $S/t, Q/$, a mianowicie:

$$P \left\{ Q \cdot t \cdot I_{x=M_1} / a, b/ < S/t, Q/ < Q \cdot t \cdot I_{x=M_2} / a, b/ \right\} = 1 - \alpha \quad /36/$$

gdzie: a, b określone odpowiednio wzorami /31/, /32/,

$I_x/a, b/$ - dystrybuanta rozkładu beta; tzw. niekompletna funkcja beta,

M_1, M_2 - odpowiednio dolna i górna granice przedziału ufności dla $D/t//t$

Nomogram do wyznaczania wartości niekompletnej funkcji beta przedstawiony jest w zbiorze tablic [8]. Istnieją także specjalne tablice, z których bezpośrednio można odczytać wartości niekompletnej funkcji beta [7].

W przypadku, gdy nie dysponujemy ani tablicami ani nomogramem, wówczas można skorzystać z tego, że rozkład beta ma powiązanie z wieloma innymi rozkładami, np. rozkładem t Studenta, rozkładem z Fishera, F Snedecora czy rozkładem dwumianowym: wyznaczyć granice przedziału ufności dla znormalizowanej zmiennej losowej D/t w oparciu o wartości krytyczne zaczerpnięte z wyżej wymienionych rozkładów.

Przykładowo:

- jeżeli $x_{\alpha} / a, b$ jest kwantylem rzędu α rozkładu beta, a $F_{\alpha} / 2a, 2b$ jest wartością krytyczną rozkładu F Snedecora to:

$$F_{\alpha} / 2a, 2b = \frac{a}{b} \cdot \frac{1 - x_{\alpha} / a, b}{x_{\alpha} / a, b}$$

lub

- jeżeli przez $B / b-1$; $a+b-1, 1-x$ oznaczymy dystrybuantę rozkładu dwumianowego to:

$$I_x / a, b = B / b-1; a+b-1, 1-x /$$

Dla dużych wartości t przedział ufności dla funkcji losowej /34/ znacznie się upraszcza, albowiem biorąc pod uwagę wzór /25/ mamy:

$$P \left\{ Q \in \left\{ D/t \right\} - u_{\alpha} Q \leq S/t, Q / Q \in \left\{ D/t \right\} + u_{\alpha} Q \leq \left\{ D/t \right\} \right\} = 1 - \alpha \quad /37/$$

gdzie:

u_{α} - kwantyl rzędu α standaryzowanego rozkładu normalnego $N(0, 1)$.

Dalszym przybliżeniem modelu /34/ do "rzeczywistości" byłoby np. przyjęcie, że $Q = Q/t$, $E \left\{ Q/t \right\} = Q/t = \text{const}$, $\sigma^2 \left\{ Q/t \right\} < \infty$ i rozpatrzenie $S/t, Q$ jako $E \left\{ Q/t \cdot D/t \right\}$.

LITERATURA

- [1] Antoniuk J., Czapllicki J., Lutyński A. i inni: Badania niezawodnościowe urządzeń wyciągowych z uwzględnieniem badań rozruchowych. Materiały niepubl. Pol. Śl. Gliwice 1976, 1977.
- [2] Czapllicki J. /red/. Probabilistyczna analiza niezawodności systemów transportowych - przenośnikowych dla KWK "Wujek". Sprawozd. z obozu nauk.mat. niepubl. Katowice - Gliwice 1974.
- [3] Czapllicki J., Lutyński A.: Predykcja współczynnika gotowości systemów transportu ciągłego. ZN Pol., seria "Górnictwo", z. 72, 1976.
- [4] Gniedenko B.W., Bielajew J.K., Sołowiew A.D.: Metody matematyczne w teorii niezawodności, WNT, Warszawa 1968.
- [5] Kopociński B.: Zarys teorii odnowy i niezawodności. PWN, Warszawa 1973.
- [6] Malewski J.: Niezawodność i wydajność systemów maszynowych zakładów przeróbki mechanicznej skał. Mat. II Konf. Nauk. nt: "Niezawodność systemów maszynowych", Wrocław 1973.

- [7] Pearson K.: Tables of Incomplete Beta Function. Camb. Univ. Press, London 1934.
- [8] Zieliński R.: Tablice statystyczne, PWN Warszawa 1972.

АНАЛИЗ НЕПРИГОДНОСТИ ОБЪЕКТА В ПРОЦЕССЕ ВОСТАНОВЛЕНИЯ С КОНЕЧНЫМ
ВРЕМЕНЕМ ВОСТАНОВЛЕНИЯ

Резюме

В статье рассматривается анализ непригодности объекта, который подвергается в процессе эксплуатации восстановлению с конечным временем восстановления. Непригодность объекта характеризуется двумя вероятностными процессами: суммарным временем пребывания объекта в состоянии непригодности и интегральным процессом аварий. Определены разложения этих процессов, их ожидаемые величины и дисперсии. Исследовано аппроксимацию суммарного разложения продолжительности пребывания объекта в непригодном состоянии разложением бета; приводится пример использования выведенных зависимостей для практического применения.

THE ANALYSIS OF THE OBJECT'S UNSERVICIBILITY IN THE PROCESS OF RENEWAL,
CONSIDERING THE FINITE RENEWAL DURATION.

Summary

The paper presents the performed analysis of the object's unservicibility, which underdeos the process of renewal, with the finite renewal time, in the process of its exploitation. The objects unservicibility was characterized by two random processes: the global time of the object's unservicibility, and the integral process of breakdwon. The distribution of these processes was found, as well as the expected values and variances. The approximation of the global distribution of unservicibility time was given, using the betha distribution, as well as the example of utilization of the derived relations for practical usage.