

OSZACOWANIE ROZKŁADU CHWIL USZKODZEŃ DLA INSTALACJI PAROWYCH SIŁOWNI OKRĘTOWYCH

Zbigniew Matuszak¹, Grzegorz Nicewicz²

¹Instytut Technicznej Eksploatacji Siłowni Okrętowych, Akademia Morska w Szczecinie
Wały Chrobrego 1-2, 70-500 Szczecin, e-mail: zbimat@am.szczecin.pl

²Instytut Nauk Podstawowych Technicznych, Akademia Morska w Szczecinie
Wały Chrobrego 1-2, 70-500 Szczecin, e-mail: niczel@wp.pl

Streszczenie. Przedstawiono oszacowanie rozkładu chwil uszkodzeń dla instalacji parowych siłowni okrętowych różnych statków. Oszacowania dokonano dla rozkładów: wykładniczego, Weibulla, logarytmiczno-normalnego, gamma. Weryfikacji zgodności rozkładu chwil uszkodzeń w instalacjach parowych z wybranymi rozkładami teoretycznymi dokonano za pomocą testu Kołmogorowa-Smirnowa z pakietu statystycznego *STATGRAPHICS* oraz z pakietu statystycznego *STATISTICA 8.0*.

Słowa kluczowe: siłownia okrętowa, instalacja parowa, rozkład chwil uszkodzeń, test Kołmogorowa-Smirnowa.

WPROWADZENIE

Analizę statystyczną danych o uszkodzeniach instalacji siłowni okrętowych przeprowadzono dla dziesięciu statków, których armatorem była Polska Żegluga Morska w Szczecinie. Poszczególnym statkom nadano symbole: S1 - m/s "ZIEMIA OLSZTYŃSKA", S2 - m/s "ZIEMIA SUWAŁSKA", S3 - m/s "HUTA ZGODA", S4 - m/s "GENERAL BEM", S5 - m/s "SOLIDARNOŚĆ", S6 - m/s "ZAGŁĘBIE MIEDZIOWE", S7 - m/s "KOPALNIA RYDUŁTOWY", S8 - m/s "OBROŃCY POCZTY", S9 - m/s "MACIEJ RATAJ", S10 - m/s "UNIWERSYTET GDAŃSKI". Każdy ze statków został zbudowany w innym czasie, przez różne stocznie i ma inne parametry techniczne. Warunki, w których zbierano informacje o uszkodzeniach siłowni okrętowych, były analogiczne dla wszystkich statków, tzn. prowadzone były przez obserwatora znajdującego się na statku, pracującego w jego siłowni.

Analiza chwil uszkodzeń w siłowniach dziesięciu statków testem Kruskala-Wallisa wykazała, że dla instalacji parowej (IPar) kolejne chwile uszkodzeń ze wszystkich 10 statków można traktować jako próbę pochodzącą z tej samej populacji generalnej,

Korzystając z uzyskanych, na podstawie badań eksploatacyjnych [13, 14], danych o uszkodzeniach instalacji (tab. 1) zbudowano model matematyczny rozkładu chwil do uszkodzenia dla instalacji parowych.

Tab. 1. Zestawienie chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowej – IPaTab. 1. Instants t_n of a steam system consecutive failures

Numer uszkodzenia	Chwile kolejnych uszkodzeń (w dniach)									
	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10
1	19	8	76	53	11	3	14	10	37	8
2	52	19	114	110	27	13	27	17	109	34
3	99	25	161		100	21	71	28	149	66
4	123	50				47	91	37		80
5		89				51		45		106
6		93				65		72		122
7						89		111		
8						92		119		
9						119		128		
10						155				

Z uwagi na charakter danych statystycznych, preferowano rozkłady względnie proste i najczęściej wykorzystywane w teorii niezawodności. Zatem kolejno sprawdzono możliwość zbudowania modelu opartego na rozkładach:

- wykładniczym, z gęstością prawdopodobieństwa:

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} \quad dlat \geq 0, \quad (1)$$

- Weibulla, z gęstością prawdopodobieństwa:

$$f(t) = \alpha \beta^{-\alpha} t^{\alpha-1} e^{-\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha}} \quad dlat > 0, \quad (2)$$

- logarytmiczno-normalnym, z gęstością prawdopodobieństwa:

$$f(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln t - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad dlat > 0, \quad (3)$$

- gamma, z gęstością prawdopodobieństwa:

$$f(t) = \frac{\beta^{\alpha} t^{\alpha-1}}{\Gamma(\alpha)} e^{-\beta t} \quad dlat > 0. \quad (4)$$

W celu sprawdzenia zgodności rozkładu empirycznego z wymienionymi czterema rozkładami teoretycznymi posłużono się testem zgodności Kołmogorowa-Smirnowa zawartym w pakiecie *STATGRAPHICS* oraz *STATISTICA 8.0*. Test ten można stosować dla małych liczebnie prób ($n < 100$) [5] na podstawie danych indywidualnych.

OSZACOWANIE ROZKŁADU CHWIL USZKODZEŃ DLA INSTALACJI PAROWYCH PAKIETEM STATGRAPHICS

Poniżej zweryfikowano hipotezę zerową $H_0: E[G(t_i) - F(t_i)] = 0$ wobec hipotezy alternatywnej $H_1: E[G(t_i) - F(t_i)] > 0$.

Wg [7, 8, 9] interpretacja występujących dystrybuant empirycznych jest następująca:

- dla wektora danych indywidualnych, w którym nie powtarzają się te same realizacje obserwowanej zmiennej losowej $G(t_i) = \frac{i}{n}$ dla $i = 1, 2, \dots, n$,
- dla wektora danych indywidualnych, w którym powtarzają się (razy te same realizacje obserwowanej zmiennej losowej $G(t_i) = \frac{i+V}{n}$ dla $i = 1, 2, \dots, k$, (k - liczba klas).

Jeśli przez $F(t_i)$ oznaczy się wartość dystrybucyjną rozkładu teoretycznego, to przyjmuje się:

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left[\frac{i}{n} - F(t_i) \right] \quad \text{oraz} \quad D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left[F(t_i) - \frac{i-1}{n} \right].$$

Test Kołmogorowa-Smirnowa oparty jest na statystyce $D_n = \max(D_n^+, D_n^-)$. Buduje się prawostronny obszar krytyczny $(D_{n,\alpha}, \infty)$ dla określonego poziomu istotności α . Zatem hipotezę H_0 należy odrzucić, gdy wartość statystyki $D_n > D_{n,\alpha}$, w przeciwnym przypadku brak podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 .

Pakiet *STATGRAPHICS* [5] podaje oszacowanie poziomu istotności *significance level* $\hat{\alpha}$ dla wartości statystyki D_n uzyskanej z próby: $P(D_{n,\hat{\alpha}} \geq D_n) = \hat{\alpha}$.

Decyzję o odrzuceniu hipotezy H_0 lub braku podstaw do jej odrzucenia można podjąć porównując poziom istotności oraz *significance level* $\hat{\alpha}$. Jeśli $\alpha > \hat{\alpha}$, to hipotezę H_0 odrzuca się, w przeciwnym przypadku brak podstaw do jej odrzucenia.

Wyniki testu Kołmogorowa-Smirnowa, w przypadku małych liczebnie prób losowych, są bardziej jednoznaczne niż przy stosowaniu innych testów zgodności.

Wyniki testu Kołmogorowa-Smirnowa zgodności rozkładu empirycznego ze wszystkimi wybranymi wcześniej rozkładami teoretycznymi, to znaczy: wartości statystyk D_n^+ , D_n^- oraz D_n wraz z poziomem istotności *significance level* $\hat{\alpha}$ dla danych ze wszystkich dziesięciu statków zostały umieszczone w tabeli 2. Uwzględnienie danych ze wszystkich statków jest wynikiem przeprowadzonego wcześniej testu Kruskala-Wallisa.

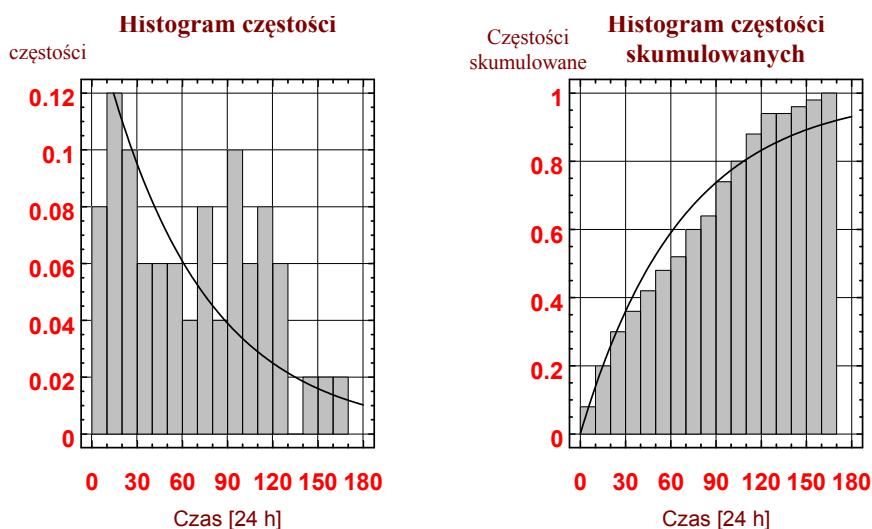
Tab. 2. Wyniki testu Kołmogorowa-Smirnowa dla rozkładu chwil uszkodzeń instalacji parowej – IPar

Tab. 2. Results of Kolmogorov-Smirnov test for steam system failure moments distribution

Rozkład	Parametry rozkładu	Wartości statystyk			Poziom istotności
		D_n^+	D_n^-	D_n	
wykładniczy	$\lambda = 0,0149$	0,0914	0,1393	0,1393	0,2862
Weibulla	$\alpha = 1,4689$ $\beta = 74,0555$	0,0869	0,1302	0,1302	0,3651
logarytmiczno-normalny	$\mu = 75,558$ $\sigma = 89,7121$	0,1011	0,1411	0,1411	0,2723
gamma	$\alpha = 1,6906$ $\beta = 0,0251$	0,0650	0,1370	0,1370	0,3047

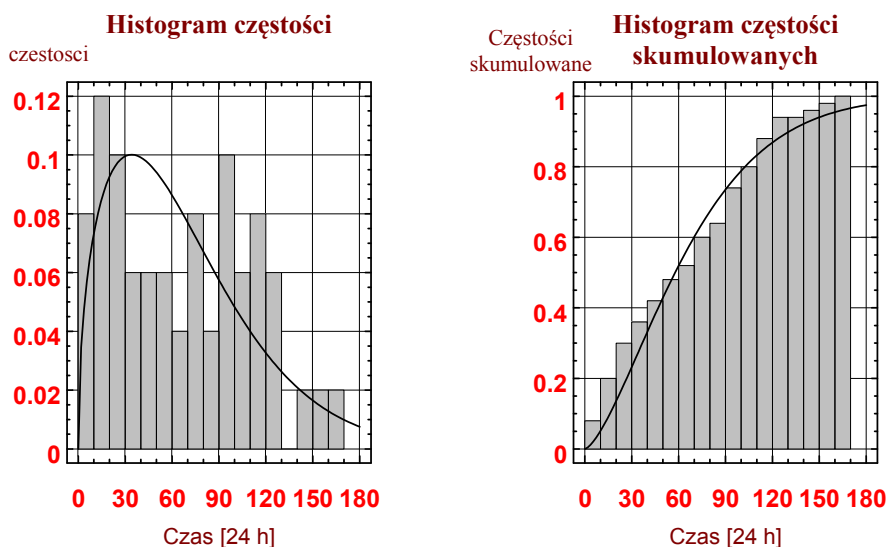
Przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$. Zatem uzyskane wartości aproksymowanego poziomu istotności *significance level* $\hat{\alpha}$ wskazują, że brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładu empirycznego z każdym ze sprawdzanych rozkładów. Oznacza to, że modelem rozkładu chwil uszkodzeń instalacji parowej (IPar) dla danych empirycznych mogą być rozkłady: wykładniczy, Weibulla, logarytmiczno-normalny lub gamma.

Na rysunkach 1, 2, 3 oraz 4 zamieszczono histogramy częstości oraz histogramy skumulowane chwil uszkodzeń instalacji parowej (IPar) wraz z gęstością i dystrybucyjną rozkładów wykładniczego, Weibulla, logarytmiczno-normalnego oraz gamma.



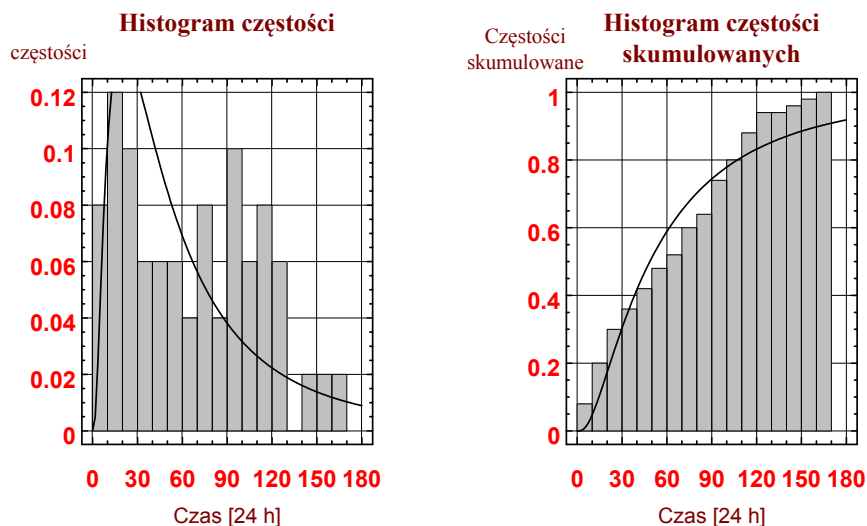
Rys. 1. Histogram i histogram skumulowany chwil uszkodzeń instalacji parowej (IPar) wraz z gęstością i dystrybucją rozkładu wykładniczego z parametrem $\lambda = 0,0149$

Fig. 1. Histogram and cumulative histogram of steam system failure instants with probability density and distribution function of the exponential distribution with the parameter $\lambda = 0,0149$



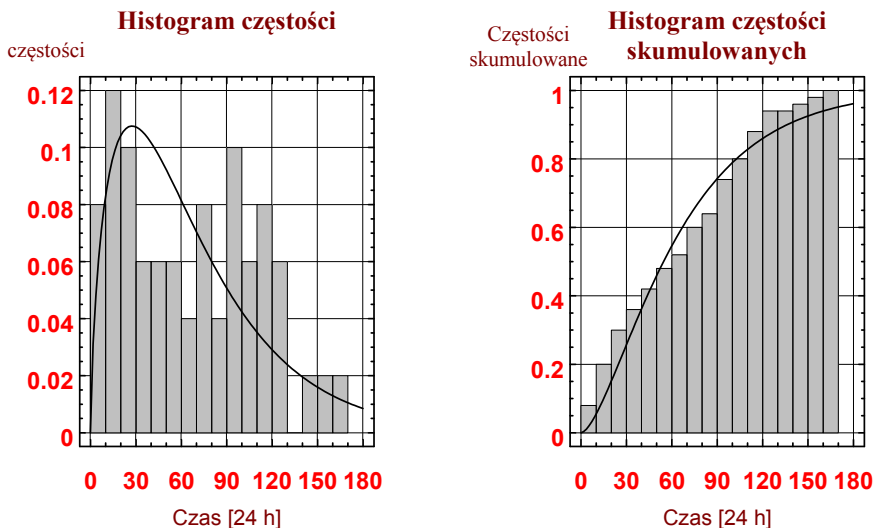
Rys. 2. Histogram i histogram skumulowany chwil uszkodzeń instalacji parowej (IPar) wraz z gęstością i dystrybucją rozkładu Weibulla z parametrami $\alpha = 1,4689$, $\beta = 74,0555$

Fig. 2. Histogram and cumulative histogram of steam system failure instants with probability density and distribution function of the Weibull distribution with the parameters $\alpha = 1,4689$, $\beta = 74,0555$



Rys. 3. Histogram i histogram skumulowany chwil uszkodzeń instalacji parowej (IPar) wraz z gęstością i dystrybucją rozkładu logarytmiczno-normalnego z parametrami $\mu = 75,558$, $\sigma = 89,7121$

Fig. 3. Histogram and cumulative histogram of steam system failure instants with probability density and distribution function of the log-normal distribution with the parameters $\mu = 75,558$, $\sigma = 89,7121$



Rys. 4. Histogram i histogram skumulowany chwil uszkodzeń instalacji parowej (IPar) wraz z gęstością i dystrybucją rozkładu gamma z parametrami $\alpha = 1,6906$, $\beta = 0,0251$

Fig. 4. Histogram and cumulative histogram of steam system failure instants with probability density and distribution function of the gamma distribution with the parameters $\alpha = 1,6906$, $\beta = 0,0251$

OSZACOWANIE ROZKŁADU CHWIL USZKODZEŃ DLA INSTALACJI PAROWYCH PAKIETEM STATISTICA 8.0

Program z pakietu *STATISTICA* [17, 18] domyślnie wykonuje test chi-kwadrat na podstawie licznosci obserwowanych i oczekiwanych. Testu chi-kwadrat nie można zastosować w odniesieniu do prób o małej liczebności ($n < 50$) [17, 18]. Kategorie, w obrębie których licznosci oczekiwane są niższe od 5, są łączone tak, aby utworzyły klasy o wyższej liczebności. Liczba stopni swobody dla statystyki testu chi-kwadrat jest wyliczana w podany poniżej sposób:

$$df = \text{liczba kategorii} - \text{liczba parametrów} - 1,$$

gdzie: *liczba kategorii* odnosi się do liczby klas w tablicy licznosci, w której licznosci oczekiwane są wyższe niż 5; *liczba parametrów* dotyczy liczby parametrów odpowiedniego rozkładu teoretycznego.

Jeżeli wynikiem testu chi-kwadrat towarzyszy zastrzeżenie „df poprawione”, oznacza to, że program w celu obliczenia statystyki testu chi-kwadrat dokonał połączenia kategorii, w których licznosci oczekiwane są niższe od 5. W szczególności, kategorie te są łączone z sąsiednimi, aż do momentu, gdy oczekiwana licznosc tak utworzonych klas przekroczy 5.

Jeżeli test wykazuje istotność (tzn. wartość p jest mniejsza od założonego poziomu istotności, zazwyczaj równego 0,05 lub 0,1), wówczas odrzuca się hipotezę zakładającą, że obserwowane dane podlegają określonej rozkładowi [17, 18].

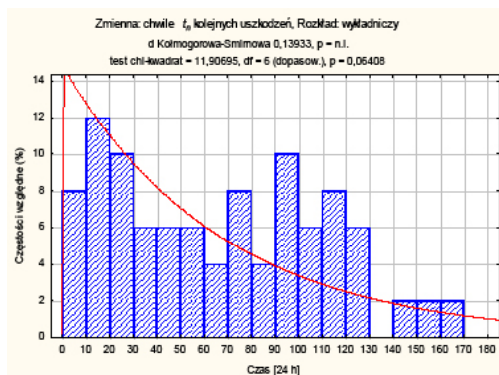
Test Kołmogorowa-Smirnowa jest obliczany lub nie, w zależności od ustawień na karcie „Opcje”. Test Kołmogorowa-Smirnowa dla dwóch prób jest testem istotności różnic pomiędzy dwoma próbami. Podobnie jak w teście dla jednej próby, statystyka testowa porównuje dystrybucje, w tym przypadku dystrybucje dwóch prób (np. wartości obserwowanych i pochodzących z symulacji). Duża różnica dystrybucji wskazuje, że dane pochodzą z dwóch różnych populacji. Ten test może być przydatny w fazie budowy modelu do oceny, czy wyniki przewidywane (w oparciu o dane wejściowe z symulacji) różnią się od wyników obserwowanych. Istotna różnica pomiędzy wynikami przewidywanymi a obserwowanymi zazwyczaj oznacza, że model jest niewystarczający (do reprezentowania zależności między danymi wejściowymi i wyjściowymi) [17, 18].

W grupie „Test Kołmogorowa-Smirnowa” można ustawić opcje dla testu Kołmogorowa-Smirnowa. Obliczenia w przypadku tego testu mogą być wykonywane w oparciu o dane skategoryzowane (poprzez zaznaczenie opcji „Tak (skategoryzowany)” - obliczenia są wtedy szybsze) lub dane surowe (jest to metoda wolniejsza; w celu zastosowania tej metody należy uaktywnić przycisk opcji „Tak (ciągły)”) W pierwszym przypadku program obliczy wartość statystyki D-maks na podstawie danych pogrupowanych. W drugim przypadku program w oparciu o uporządkowane dane dokonuje obliczenia skumulowanych licznosci oczekiwanych w każdym punkcie. Statystyka D-maks Kołmogorowa jest największą z bezwzględnych różnic między zaobserwowaną a oczekiwaną skumulowaną wartością rozkładu. Jeżeli test Kołmogorowa-Smirnowa wykazuje statystyczną istotność (tzn. poziom p jest mniejszy od założonego poziomu istotności), to mamy prawo odrzucić hipotezę zakładającą, że obserwowane dane podlegają hipotetycznemu rozkładowi [17, 18].

Przy użyciu programu *STATISTICA 8.0* (karta „Dopasowanie rozkładów”) przeprowadzono weryfikację hipotezy zerowej o zgodności rozkładów chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych z następującymi rozkładami teoretycznymi: wykładniczym, gamma i logarytmiczno-normalnym. Wykorzystano w tym celu test Kołmogorowa-Smirnowa (ciągły). Z uwagi na ograniczoną objętość pracy nie umieszczono w tekście arkuszy programu *STATISTI-*

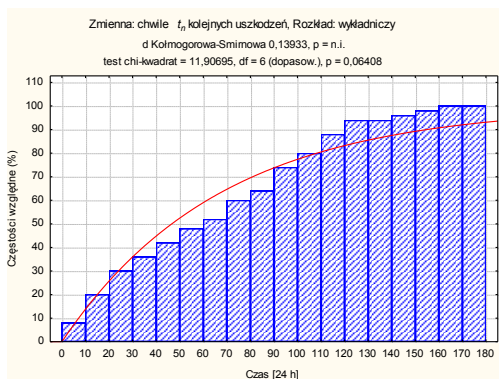
CA 8.0 z obserwowanymi i oczekiwanymi licznosciami oraz wynikami testów zgodności danych z dopasowanym rozkładem. Wyniki testów zgodności zamieszczono na histogramach i histogramach skumulowanych częstości chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych wraz z gęstościami prawdopodobieństwa i dystrybuantami rozważanych rozkładów teoretycznych.

Na rys. 5 i 6 przedstawiono wyniki oszacowania rozkładu wykładniczego o parametrach: liczba kategorii - 18; dolna granica - 0; górna granica - 180; lambda - 0,01486; średnia obserwowana - 67,30; wariancja obserwowana - 1974,2551.



Rys. 5. Histogram chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych oraz funkcja gęstości rozkładu wykładniczego (linia ciągła) z naniesionymi wynikami testu Kołmogorowa-Smirnowa

Fig. 5. Histogram of marine power plant steam systems consecutive failure instants t_n and the exponential distribution density function (full line) with the inserted Kolmogorov-Smirnov test results

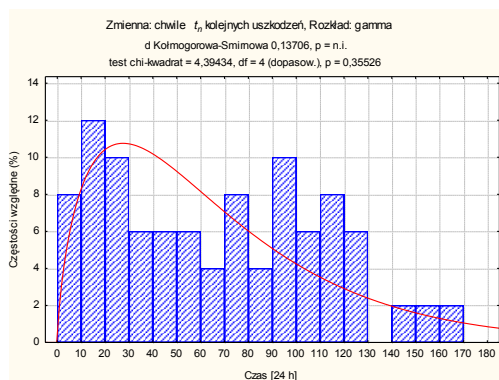


Rys. 6. Histogram skumulowany chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych oraz dystrybuenta rozkładu wykładniczego (linia ciągła) z naniesionymi wynikami testu Kołmogorowa - Smirnowa

Fig. 6. Cumulative histogram of marine power plant steam systems consecutive failure instants t_n and cumulative distribution function of the exponential distribution (full line) with the inserted Kolmogorov - Smirnov test results

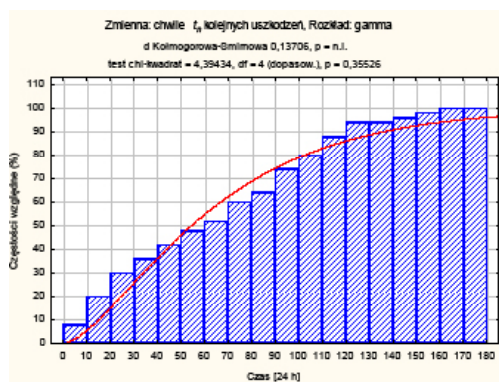
Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że rozkład empiryczny częstości chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych jest zgodny z rozkładem wykładniczym.

Na rys. 7 i 8 przedstawiono wyniki oszacowania rozkładu gamma o parametrach: liczba kategorii - 18; dolna granica - 0; górna granica - 180; parametr skali - 39,7505; parametr kształtu - 1,6931; średnia obserwowana - 67,30; wariancja obserwowana: 1974,2551.



Rys. 7. Histogram chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych oraz funkcja gęstości rozkładu gamma (linia ciągła) z naniesionymi wynikami testu Kołmogorowa-Smirnowa

Fig. 7. Histogram of marine power plant steam systems consecutive failure instants t_n and the gamma distribution density function (full line) with the inserted Kolmogorov-Smirnov test results

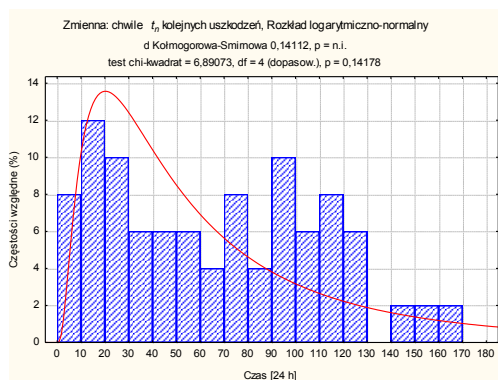


Rys. 8. Histogram skumulowany chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych oraz dystrybuanta rozkładu gamma (linia ciągła) z naniesionymi wynikami testu Kołmogorowa-Smirnowa

Fig. 8. Cumulative histogram of marine power plant steam systems consecutive failure instants t_n and cumulative distribution function of the gamma distribution (full line) with the inserted Kolmogorov-Smirnov test results

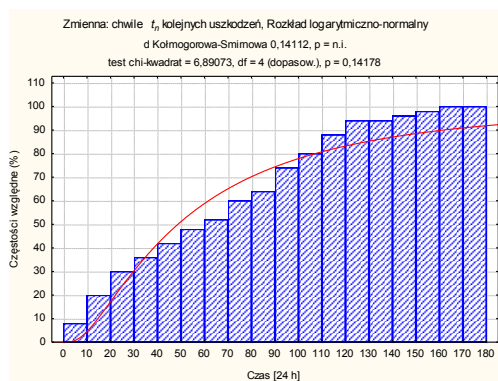
Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że rozkład empiryczny częstości chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych jest zgodny z rozkładem gamma.

Na rys. 9 i 10 przedstawiono wyniki oszacowania rozkładu logarytmiczno-normalnego o parametrach: liczba kategorii - 18; dolna granica - 0; górna granica - 180; średnia (M) - 3,8851; wariancja - 0,8795; średnia obserwowana - 67,30; wariancja obserwowana - 1974,2551.



Rys. 9. Histogram chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych oraz funkcja gęstości rozkładu logarytmiczno-normalnego (linia ciągła) z naniesionymi wynikami testu Kołmogorowa-Smirnowa

Fig. 9. Histogram of marine power plant steam systems consecutive failure instants t_n and the log-normal distribution density function (full line) with the inserted Kolmogorov-Smirnov test results



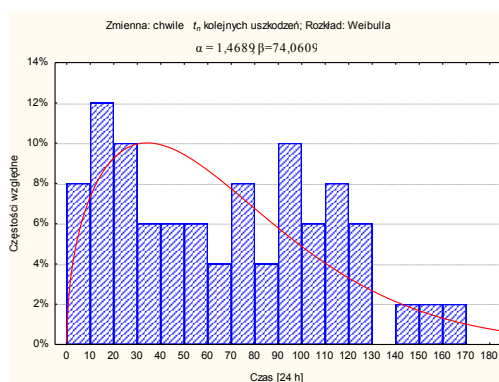
Rys. 10. Histogram skumulowany chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych oraz dystrybuenta rozkładu log-normalnego (linia ciągła) z naniesionymi wynikami testu Kołmogorowa-Smirnowa

Fig. 10. Cumulative histogram of marine power plant steam systems consecutive failure instants t_n and cumulative distribution function of the log-normal distribution (full line) with the inserted Kolmogorov-Smirnov test results

Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że rozkład empiryczny częstości chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych jest zgodny z rozkładem gamma.

Na rys. 11 przedstawiono wyniki oszacowania rozkładu Weibulla. W celu określenia zgodności uzyskanego rozkładu empirycznego chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych z rozkładem Weibulla posłużono się metodą graficzną i wykorzystano okno „Wykresy 2W” > „Histogramy 2W” programu STATISTICA 8.0.

Parametry rozkładu Weibulla α , β estymowane są metodą największej wiarygodności. Parametry rozkładu: liczba kategorii - 18; dolna granica - 0; górna granica - 180; $\alpha=1,4689$; $\beta=74,0609$.



Rys. 11. Histogram chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych oraz funkcja gęstości rozkładu Weibulla (linia ciągła)

Fig. 11. Histogram of marine power plant steam systems consecutive failure instants t_n and the Weibull distribution density function (full line)

UWAGI KOŃCOWE

Wykonane oszacowanie rozkładów chwil uszkodzeń testem Kołmogorowa-Smirnowa z pakietów statystycznych *STATGRAPHICS* i *STATISTICA 8.0* wykazuje zbliżone wyniki. Dla rozkładów: wykładniczego, logarytmowo-normalnego i gamma nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że rozkłady empiryczne częstości chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych są zgodne z tymi rozkładami.

Pakiet *STATISTICA 8.0* nie dysponuje porównywalnym aparatem statystycznym do oszacowania rozkładu Weibulla, tak jak w pakiecie *STATGRAPHICS*, jednak na podstawie dokonanej analizy można uznać, że i dla tego rozkładu rozkład empiryczny częstości chwil t_n kolejnych uszkodzeń instalacji parowych siłowni okrętowych jest zgodny z tym rozkładem.

Oszacowanie rozkładów powinno być poprzedzone oceną przynależności uszkodzeń do jednej populacji generalnej (np. testem Kruskala-Wallisa).

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej dotyczącej czterech rozkładów najprawdopodobniej wynika z różnorodności uszkodzeń w instalacjach parowych, wśród których występują m.in. uszkodzenia erozyjne, korozyjne, zmęczeniowe...

Próby zastosowania do oszacowania metod przedstawionych w pracach [1, 2, 3, 4, 6, 10, 11, 12] a dotyczących również oceny niezawodności instalacji metodami sieciowymi i za pomocą algorytmów wydają się mało przydatne. Zaproponowany w pracy sposób szacowania rozkładu chwil uszkodzeń wydaje się najprostszy i najbardziej przejrzysty. Potwierdzają to w ogólny sposób treści zawarte w [15, 16].

LITERATURA

1. Abraham J.A.: An improved method for network probability. *IEEE Transactions on Reliability* Vol. R-28, No. 1, 1979, s. 58-61.
2. Aggarwal K.K., Misra K. B., Gupta J.S.: A fast algorithm for reliability evaluation. *IEEE Transactions on Reliability* Vol. R-24, No. 1, 1975, s. 83-85.

3. Agraval J.A., Barlow R.E.: A survey on network reliability and domination theory. *Operations Research* Vol. 32, 1984, s. 478-492.
4. Ahmad S.H., Jamil A.T.M.: A modified technique for computing network reliability. *IEEE Transactions on Reliability* Vol. R-36, No. 5, 1987, s. 554-556.
5. Andrzejczak K.: Statystyka elementarna z wykorzystaniem systemu STATGRAPHICS, Wydawnictwo Politechniki Poznańskiej, 1997.
6. Bailey M.P., Kulkarni V.G.: A recursive algorithm for computing exact reliability measures. *IEEE Transactions on Reliability*, Vol. R-35, No. 1, 1986, s. 40-56.
7. Bobrowski D.: Probabilistyka w zastosowaniach technicznych. WNT, Warszawa, 1980.
8. Bobrowski D.: Modele i metody matematyczne teorii niezawodności. WNT, Warszawa, 1985.
9. Domański Cz.: Statystyczne testy nieparametryczne. PWN, Warszawa, 1979.
10. Dotson W.P., Gobien J.O.: A new analysis technique for probabilistic graphs. *IEEE Transactions on Circuits and Systems* Vol. CAS-26, No. 10, 1979, s. 855-865.
11. Fong C.C., Buzacott J.A.: Improved bounds for system-failure probability. *IEEE Transactions on Reliability* Vol. R-36, No. 4, 1987, s. 454-458.
12. Heidtmann K. D.: Bounds on reliability of a noncoherent system using its length & width. *IEEE Transactions on Reliability* Vol. R-31, No. 5, 1982, s.424-427.
13. Przydatność modeli matematycznych do badań niezawodności urządzeń siłowni okrętowych. Raport nr 1997/3 Projektu Badawczego Nr 9T12C07710 pod kierownictwem Zbigniewa Matuszaka Badanie uszkodzeń i rozkładów uszkodzeń złożonych układów technicznych na przykładzie instalacji siłowni okrętowych. Wyższa Szkoła Morska w Szczecinie, Szczecin, 1997, maszynopis.
14. Przydatność modeli matematycznych w badaniach niezawodności urządzeń siłowni okrętowej na przykładzie okrętowych silników spalinowych. Raport nr 1998/12 Projektu badawczego Nr 9 T12C 077 10 pod kierownictwem Zbigniewa Matuszaka Badanie uszkodzeń i rozkładów uszkodzeń złożonych układów technicznych na przykładzie instalacji siłowni okrętowych. Wyższa Szkoła Morska w Szczecinie, Szczecin, 1998, maszynopis.
15. Rausand M., Høyland A.: System Reliability Theory: Models, Statistical Methods and Applications. Second edition. New Jersey: Wiley, Interscience 2004.
16. Saleh J. H., Marais K.: Reliability: How much is it worth? Beyond its estimation or prediction, the (net) present value of reliability. *Reliability Engineering and System Safety* Vol. 91, 2006, s. 665–673.
17. Stanisław A.: Przystępny kurs statystyki. Tom 1: Statystyki podstawowe. StatSoft, Kraków, 2006.
18. StatSoft – Statistica 8.0: Podręcznik elektroniczny STATISTICA.

ESTIMATION OF THE FAILURE MOMENTS DISTRIBUTION FOR STEAM SYSTEMS IN MARINE POWER PLANTS

Summary. The paper deals with the estimation of failure moments distribution of power plant steam systems in a variety of ships. Exponential, Weibull, log-normal and gamma distributions have been the subject of the assessment. Moreover, the compliance verification of steam systems failure moments distribution with the selected theoretical distributions by Kolmogorov-Smirnov tests from statistical packages STATGRAPHICS and STATISTICA 8.0 has been carried out.

Key words: marine power plant, steam system, failure moments distribution, Kolmogorov-Smirnov test.