

Andrzej RUSIN
Łukasz DACIUK

Politechnika Śląska, Gliwice

OCENA PRAWDOPODOBIENSTWA WYSTĄPIENIA NAPRĘŻEŃ NIEBEZPIECZNYCH W ZAWORZE SZYBKOZAMYKAJĄCYM TURBINY 13K215

Streszczenie. W artykule przedstawiono ocenę prawdopodobieństwa uszkodzenia natychmiastowego zaworu szybkozamykającego turbiny 13K215. Na podstawie symulacji 120 uruchomień postawiono hipotezę o typie rozkładu statystycznego, opisującego stan naprężeń w zaworze. Obliczone wielkości pozwoliły ustalić prawdopodobieństwo uszkodzenia zaworu.

ESTIMATION OF PROBABILITY OF OCCURRENCE OF THE DANGEROUS STRESS IN THE CUT-OFF VALVE OF THE 13K215 TURBINE

Summary. Estimation of probability of instantaneous damage of the cut-off valve of the 13K215 turbine are discussed in this paper. On the basis of the 120 start-up simulation there is given hypothesis on a type of statistical distribution describing the state of stress in the valve. Computed quantities allowed to estimate of probability of the valve damage.

1. WSTĘP

W warunkach eksploatacji w elementach maszyn energetycznych występują procesy starzenia, które powodują stopniową degradację własności materiałowych i doprowadzają w efekcie do zniszczenia. Oprócz tych procesów, zależnych od czasu, możliwe jest wystąpienie takich zmian parametrów czynnika, które spowodują gwałtowny wzrost naprężeń, mogący doprowadzić do natychmiastowego uszkodzenia elementu.

W niniejszym artykule przeanalizowano prawdopodobieństwo wystąpienia naprężeń niebezpiecznych w zaworze odcinającym turbiny 13K215 w warunkach typowej eksploatacji. Za naprężenie niebezpieczne przyjęto naprężenia przekraczające granicę plastyczności w danej temperaturze. Dla materiałów plastycznych dopuszczalne jest lokalne występowanie odkształceń trwałych. Dla materiałów kruchych, a zwłaszcza takich, które nabierają tzw. kruchości eksploatacyjnej, przekroczenie granicy plastyczności może być niebezpieczne. A zatem z upływem czasu eksploatacji prawdopodobieństwo zniszczenia natychmiastowego będzie rosło. W dalszej części artykułu oszacowano charakterystyki probabilistyczne naprężenia maksymalnego w cyklu pracy zaworu, a następnie wykorzystano je do obliczenia prawdopodobieństwa uszkodzenia zaworu.

2. ZAKRES OBLICZEŃ

Obliczenia przeprowadzono na podstawie 120 zarejestrowanych rzeczywistych charakterystyk rozruchowych. Dane te zebrano z kilkunastu turbin 13K215 zainstalowanych w elektrowniach krajowych.

W symulacjach komputerowych wykorzystano osiowo-symetryczny model zaworu (rys. 1). Rozkłady temperatur i naprężeń obliczano metodą elementów skończonych. Do obliczeń przyjęto następujące dane materiałowe [1, 2]:

- ciepło właściwe $c(T) = 0,46 + 0,000177T + 4,67 \cdot 10^{-7} T^2$,
- współczynnik przewodzenia ciepła $\lambda(T) = 44,2 - 0,0088T - 2,21 \cdot 10^{-5} T^2$,
- gęstość metalu $\rho = 7850 \text{ kg/m}^3$,
- moduł Younga $E = 2 \cdot 10^5 \text{ MPa}$.

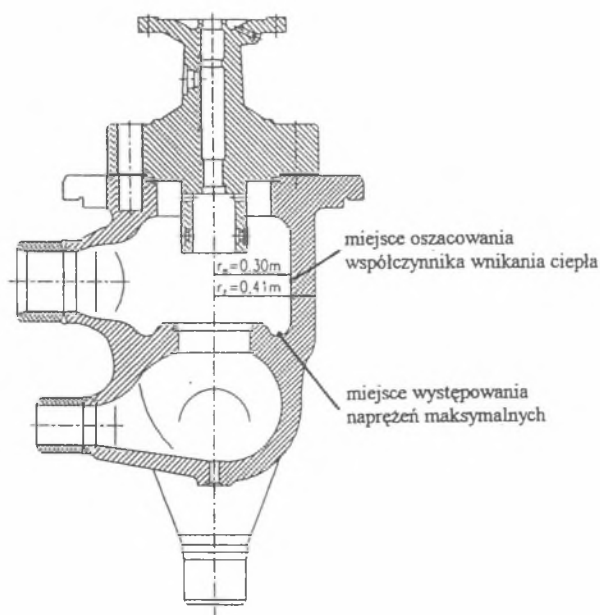
Oszacowanie współczynnika wnikania ciepła α_{wew} między parą a metalem ścianki zaworu przeprowadzono rozwiązując zagadnienie pseudoodrotne, tzn. wykorzystując zmierzone temperatury metalu zaworu. Za temperaturę porównawczą przyjęto temperaturę zmierzoną „głęboko” w ściance zaworu dla kilkudziesięciu rzeczywistych rozruchów turbiny. Następnie w tym samym miejscu zaworu dla kolejnych kroków czasowych obliczano temperaturę metalu. Warunkiem przejścia do następnego kroku czasowego było spełnienie warunku:

$$|T_{\text{obl}}(\tau) - T_{\text{zm}}(\tau)| < \varepsilon, \quad (1)$$

gdzie: T_{obl} temperatura obliczona,

T_{zm} temperatura zmierzona,

ε założona dokładność.



Rys. 1. Przekrój zaworu szybkozamykającego turbiny 13K215
Fig. 1. Cross-section of the cut-off valve of the 13K215 turbine

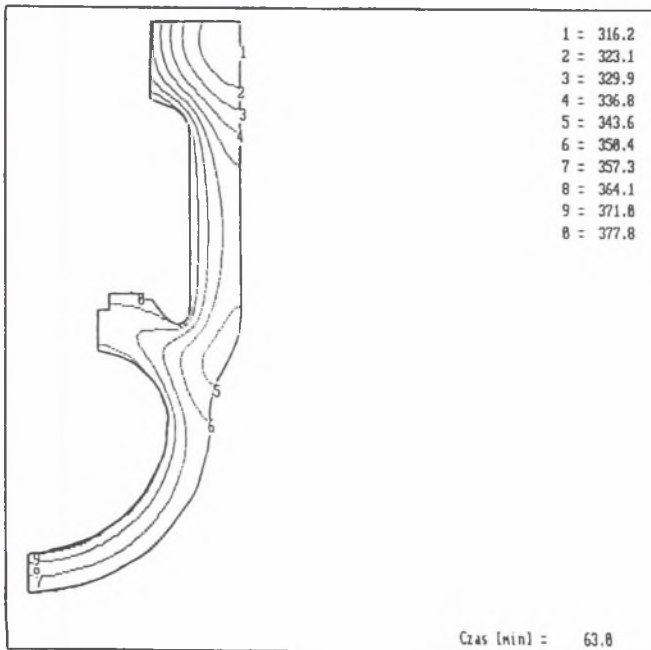
Sterowanie temperaturą metalu odbywało się za pomocą korygowania współczynnika wnikania ciepła α_{wew} między parą a metalem. W wyniku obliczeń otrzymano zależność liniową uzależniającą współczynnik α_{wew} od strumienia pary \dot{m} przepływającego przez zawór. Zależność ta, obowiązująca w obszarze cylindrycznej części zaworu, ma postać:

$$\alpha_{wew}(\dot{m}) = 2,44 \cdot \dot{m} + 308,65. \quad (2)$$

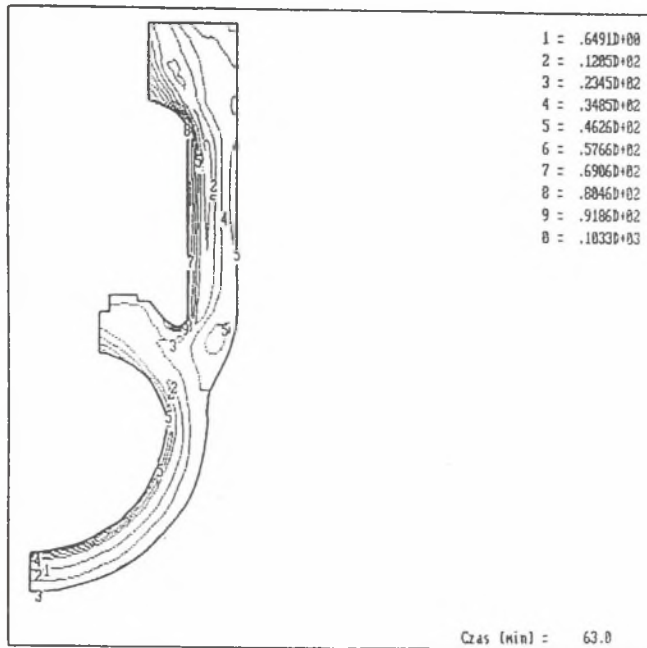
W analizowanych zakresach zmian parametrów powyższa zależność daje wartości zbliżone do wzorów podanych w [1].

3. STAN NAPRĘŻENIA W ZAWORZE

Wykorzystując zarejestrowane przebiegi temperatury pary świeżej w zaworze ciśnienie pary w zaworze, a także obroty i moc turbiny obliczano rozkłady temperatury i naprężenia w zaworze. Obliczenia prowadzono ze zmiennym krokiem czasowym i zmiennym w czasie współczynnikiem wnikania ciepła α_{wew} . Przykładowy rozkład temperatury i naprężeń pokazano na rys 2 i 3. Z uwagi na fakt, że naprężenia maksymalne koncentrują się w obszarze siodła zaworu na kolejnych rysunkach 4-7 pokazano przykładowe przebiegi parametrów pary oraz odpowiadający tym parametrom przebieg naprężeń maksymalnych. Z każdego analizowanego uruchomienia wybrano maksymalną wartość naprężenia. Tak uzyskany zbiór traktowano jako próbę losową zbioru maksymalnych naprężeń w zaworze, występujących w czasie dowolnego uruchomienia, uszeregowaną następnie w tablicy 1 w kolejności rosnących wartości.



Rys. 2. Rozkład temperatury w zaworze szybkozamykającym po 63 minutach rozruchu
 Fig. 2. Temperature distribution in the cut-off valve after 63 minutes of the start-up



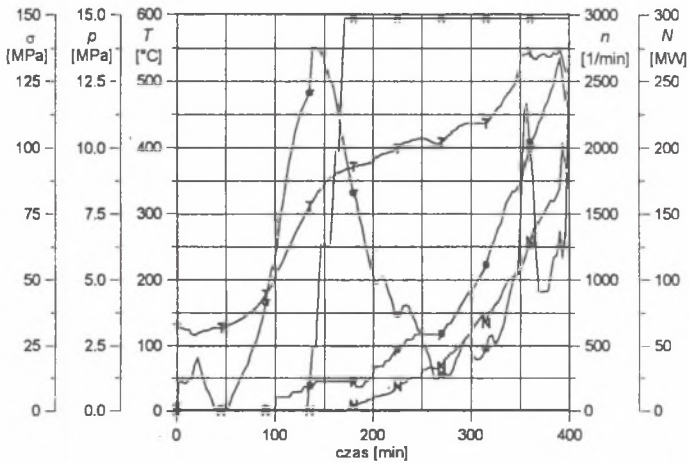
Rys. 3. Rozkład naprężeń w zaworze szybkozamykającym po 63 minutach rozruchu
 Fig. 3. Stress distribution in the cut-off valve after 63 minutes of the start-up

Tablica 1

Naprężenia maksymalne w ścianie zaworu dla 120 rozruchów

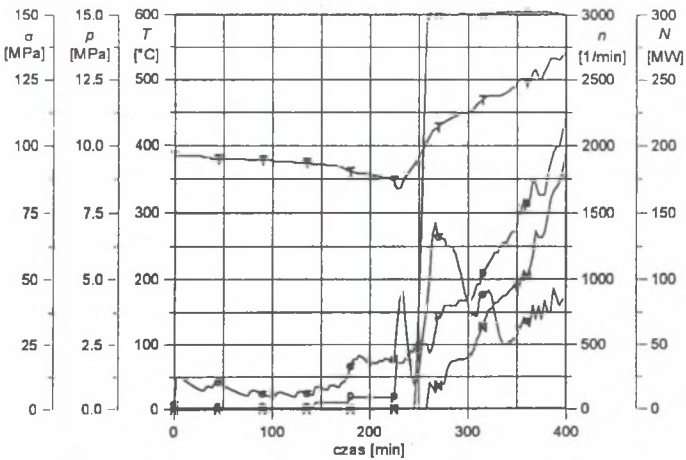
66,27	73,00	77,85	85,47	86,00	86,86	87,07	87,11
87,80	89,77	90,09	93,54	93,95	94,62	97,72	98,00
98,45	98,53	100,78	101,15	102,94	102,98	103,30	104,06
104,71	105,79	106,73	107,56	109,03	109,68	109,80	110,16
110,53	110,82	110,97	111,30	113,07	113,09	113,13	113,17
113,49	113,52	113,52	114,69	114,69	115,23	115,42	115,88
116,15	116,52	116,88	118,21	118,50	118,98	119,18	119,75
119,83	120,08	120,83	121,08	122,03	122,78	123,37	125,42
125,82	126,82	128,29	128,84	130,46	130,79	130,92	131,12
131,21	132,70	133,12	134,29	134,45	134,97	136,26	136,39
136,97	139,38	141,00	142,09	146,00	147,00	148,24	148,66
149,28	150,09	150,22	151,09	151,11	152,01	153,01	153,19
153,38	157,17	158,04	158,50	160,74	162,00	162,91	164,59
165,82	167,92	170,66	170,93	174,16	177,10	183,00	185,25
185,52	187,39	194,17	196,64	202,80	207,88	218,00	221,30

Uwaga: Wszystkie wartości w MPa.



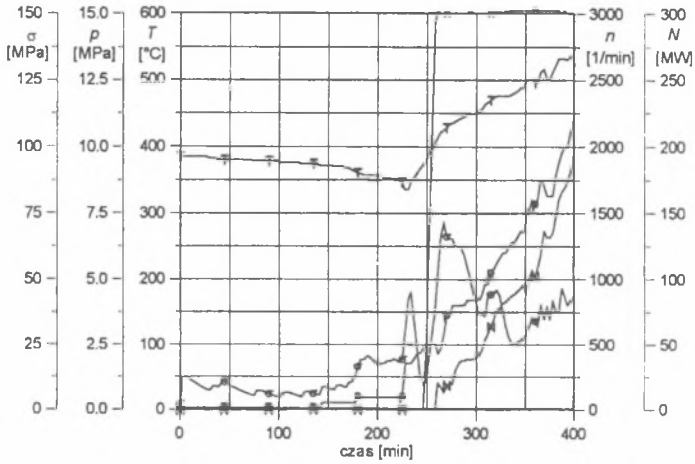
Rys. 4. Wykres naprężeń zredukowanych σ obliczonych na podstawie temperatury T i ciśnienia p pary świeżej, mocy czynnej N i obrotów wału n

Fig. 4. Diagram of reduced stresses σ computed on the basis of the temperature T and pressure p of the live steam, active power N and revolutions of the rotor n



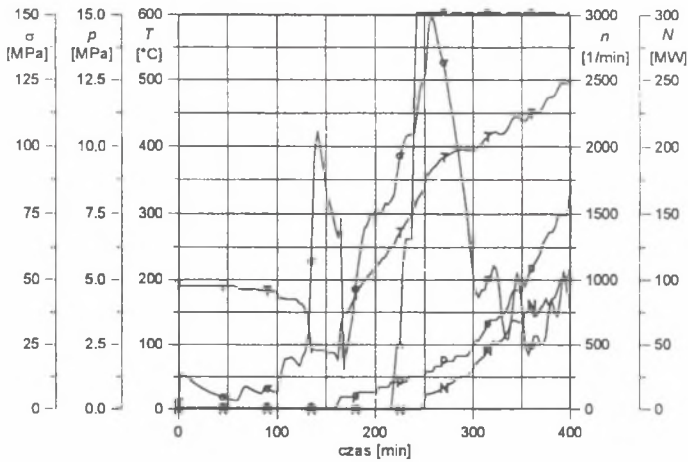
Rys. 5. Wykres naprężeń zredukowanych σ obliczonych na podstawie temperatury T i ciśnienia p pary świeżej, mocy czynnej N i obrotów wału n

Fig. 5. Diagram of reduced stresses σ computed on the basis of the temperature T and pressure p of the live steam, active power N and revolutions of the rotor n



Rys. 6. Wykres naprężeń zredukowanych σ obliczonych na podstawie temperatury T i ciśnienia p pary świeżej, mocy czynnej N i obrotów wału n

Fig. 6. Diagram of reduced stresses σ computed on the basis of the temperature T and pressure p of the live steam, active power N and revolutions of the rotor n



Rys. 7. Wykres naprężeń zredukowanych σ obliczonych na podstawie temperatury T i ciśnienia p pary świeżej, mocy czynnej N i obrotów wału n

Fig. 7. Diagram of reduced stresses σ computed on the basis of the temperature T and pressure p of the live steam, active power N and revolutions of the rotor n

4. STATYSTYCZNE OPRACOWANIE WARTOŚCI NAPRĘŻEŃ

4.1. Oszacowanie liczebności próby [3]

W celu oszacowania wymaganej liczebności próby założono, że populacja generalna ma rozkład normalny $N(\mu, S)$, gdzie S jest nieznanym odchyleniem standardowym. Przyjęto, że znana jest natomiast wariancja S^2 , uzyskana z próby wstępnej o liczebności n_0 elementów, którą policzyć można ze wzoru:

$$S^2 = \frac{1}{n_0 - 1} \sum_{i=1}^{n_0} (x_i - \bar{x}_{n_0})^2. \quad (3)$$

Chcemy oszacować liczebność próby właściwej n w taki sposób, aby przy ustalonym poziomie ufności $1 - \alpha$ maksymalny błąd oceny nie przekroczył z góry zadanej połowy długości przedziału ufności d . Liczebność taką obliczono ze wzoru:

$$n = \frac{t_\alpha^2 S^2}{d^2}, \quad (4)$$

gdzie: t_α jest wartością zmiennej Studenta dla poziomu ufności $1 - \alpha$ i dla $n_0 - 1$ stopni swobody w taki sposób, że $P(-t_\alpha < T < t_\alpha) = 1 - \alpha$.

Otrzymaną liczebność właściwej próby n zaokrągla się w górę z dokładnością do 1. Jeżeli liczebność ta spełnia nierówność $n \leq n_0$, to liczebność n_0 próby wstępnej jest wystarczająca. W przeciwnym razie próbę należy uzupełnić o $n - n_0$ elementów.

Przyjęto, że próba z tablicy 1 jest próbą wstępną o liczebności $n_0 = 120$. Wartość średnia tej próby wynosi $\bar{x}_{120} = 129,62$, a wariancja $S^2 = 992,60$. Przy poziomie ufności 0,90 i 119 stopniach swobody odczytano $t_{0,10} = 1,658$. Dla tolerancji $d = 5$ MPa liczebność właściwa próby, policzona ze wzoru (4), wynosi 109 elementów, a zatem przy takiej tolerancji liczebność próby jest wystarczająca. Dla tolerancji $d = 1$ MPa i przy poziomie ufności 0,95 liczebność próby powinna wynosić co najmniej 3892 elementy.

4.2. Empiryczna funkcja gęstości [5]

Obliczenie empirycznej funkcji gęstości wymaga podzielenia próby na klasy i określenia ich liczebności empirycznych. Najczęściej przyjmuje się równe długości klas, a ich liczbę nie mniejszą od 6 i nie większą niż 20.

Empiryczna funkcja gęstości to funkcja przyporządkowująca każdej klasie odpowiadającą jej liczebność względną, będącą stosunkiem liczebności empirycznej w klasie do całkowitej liczby elementów w próbie. Następnie sporządza się histogram empirycznej funkcji gęstości oraz wielobok liczebności względnych. Histogram konstruuje się według poniższego algorytmu:

- na osi odciętych odkłada się odpowiednie przedziały klasowe (długość klasy to dolna podstawa prostokąta histogramu),
- wysokość prostokątów dobiera się w ten sposób, żeby ich pola były proporcjonalne do liczebności względnych odpowiednich klas (oznacza to, że rzędnymi są wartości empirycznej funkcji gęstości).

Natomiast sporządzenie wieloboku liczebności względnych wymaga połączenia linią łamaną środków górnych podstaw histogramu empirycznej funkcji gęstości.

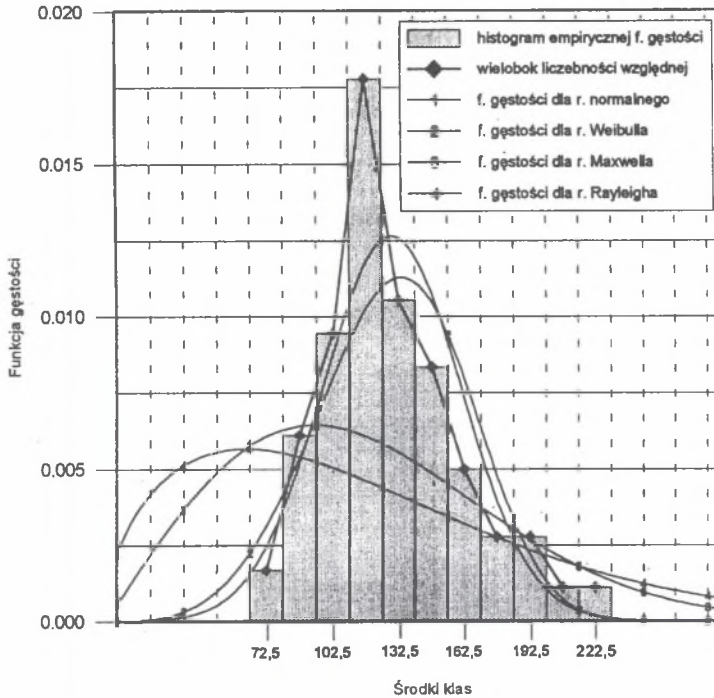
Wyniki obliczeń empirycznej funkcji gęstości podano w tablicy 2.

Tablica 2

Wyniki obliczeń empirycznej funkcji gęstości dla próby z tablicy 1

Numer klasy	Granice klasy	Długość klasy	Liczebność empiryczna	Liczebność względna	Empiryczna f. gęstości
1	[65,0; 80,0)	15,0	3	0,0250	0,001667
2	[80,0; 95,0)	15,0	11	0,0917	0,006111
3	[95,0; 110,0)	15,0	17	0,1417	0,009444
4	[110,0; 125,0)	15,0	32	0,2667	0,017778
5	[125,0; 140,0]	15,0	19	0,1583	0,010556
6	[140,0; 155,0)	15,0	15	0,1250	0,008333
7	[155,0; 170,0)	15,0	9	0,0750	0,005000
8	[170,0; 185,0)	15,0	5	0,0417	0,002778
9	[185,0; 200,0)	15,0	5	0,0417	0,002778
10	[200,0; 215,0)	15,0	2	0,0167	0,001111
11	[215,0; 230,0)	15,0	2	0,0167	0,001111

Na rysunku 8 przedstawiono histogram empirycznej funkcji gęstości, wielobok liczebności względnych oraz wykresy funkcji gęstości czterech kolejnych rozkładów: normalnego, Weibulla, Rayleigha i Maxwella.



Rys. 8. Histogram empirycznej funkcji gęstości, wielokąt liczebności względnych oraz funkcja gęstości prawdopodobieństwa rozkładów: normalnego (Gaussa), Weibulla, Maxwella i Rayleigha

Fig. 8. Histogram of the empirical function of density, polygon of the relative quantity and function of the probability density for the Gauss, Weibull, Maxwell and Rayleigh distributions

4.3. Estymacja parametrów rozkładu [3, 4, 5]

Do określenia pełnej charakterystyki zmiennej losowej, będącej próbą złożoną z maksymalnych naprężeń w zaworze, założono kolejno następujące rozkłady zmiennej losowej: normalny (Gaussa), Weibulla, Maxwella oraz Rayleigha. Następnie przeprowadzono test zgodności testem Kołmogorowa w celu zweryfikowania hipotez dotyczących kształtu rozkładu.

Często stosowanym rozkładem, stanowiącym dobre przybliżenie w wielu przypadkach, jest rozkład normalny. Jego funkcję gęstości opisać można wyrażeniem:

$$f(x) = \frac{1}{S\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu}{S} \right)^2 \right]. \quad (5)$$

Przy czym μ i S są parametrami rozkładu, odpowiednio wartością oczekiwaną i odchyleniem standardowym:

$$\begin{aligned}\mu &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \\ S &= \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2},\end{aligned}\tag{6}$$

które dla analizowanej próby przyjmują wartości $\mu = 129,62$ i $S = 31,51$.

Rozkłady Maxwella i Rayleigha są szczególnymi przypadkami rozkładu Weibulla, który opisać można następującą funkcją gęstości prawdopodobieństwa:

$$f(x) = \alpha \lambda x^{\alpha-1} \exp(-\lambda x^\alpha).\tag{7}$$

Parametry kształtu α i skali λ obliczyć można z podanego niżej układu równań:

$$\begin{cases} \frac{1}{\alpha} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln x_i - \frac{\sum_{i=1}^n x_i^\alpha \ln x_i}{\sum_{i=1}^n x_i^\alpha} = 0 \\ \lambda = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i^\alpha} \end{cases}.\tag{8}$$

W przypadku rozkładu Maxwella parametr kształtu przyjmuje wartość $\alpha = 1,5$, a dla rozkładu Rayleigha $\alpha = 2$. Dla rozkładu Weibulla parametr α , wyznaczony z układu równań (8), przyjmuje wartość 4,25. Natomiast parametr skali λ równy jest: dla rozkładu Weibulla $7,0 \cdot 10^{-10}$, dla rozkładu Rayleigha $5,62 \cdot 10^{-5}$, a dla rozkładu Maxwella $6,63 \cdot 10^{-4}$.

Weryfikację przyjętych hipotez o typie rozkładu zmiennej losowej przeprowadzono testem Kołmogorowa. Dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$ i liczności próby $n = 120$ stwierdzono, że tylko rozkłady normalny i Weibulla poprawnie opisują stan naprężeń w zaworze szybkozamykającym.

5. PRAWDOPODOBIENSTWO USZKODZENIA ZAWORU

W niniejszej analizie za uszkodzenie przyjęto przekroczenie granicy plastyczności R_{eg} , po którym mogą nastąpić niekorzystne i nieodwracalne zjawiska, częstokroć uniemożliwiające dalszą eksploatację zaworu. Stan taki przyjęto za niebezpieczny i

niepożądany. Zatem w tym przypadku dopuszczalne wartości naprężeń równe będą granicy plastyczności R_{eg} .

Zgodnie z wynikiem przeprowadzonego testu Kołmogorowa naprężenia można opisać rozkładem normalnym. W pracy założono, że wytrzymałość także można opisać rozkładem normalnym. W związku z tym gęstość prawdopodobieństwa zmiennych losowych σ i Z można wyrazić wzorami [6, 7]:

$$\begin{aligned} f(\sigma) &= \frac{1}{S_\sigma \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\sigma - \bar{\sigma}}{S_\sigma} \right)^2 \right], \\ f(Z) &= \frac{1}{S_Z \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{Z - \bar{Z}}{S_Z} \right)^2 \right]. \end{aligned} \quad (9)$$

gdzie: $\bar{\sigma}$ i \bar{Z} to wartości średnie naprężenia i wytrzymałości, S_σ i S_Z - odchylenia standardowe naprężenia i wytrzymałości.

Dla zmiennej losowej $y = Z - \sigma$ gęstość prawdopodobieństwa i odchylenie standardowe będą miały następujące postaci:

$$\begin{aligned} f(y) &= \frac{1}{S_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{y - \bar{y}}{S_y} \right)^2 \right], \\ S_y &= \sqrt{S_\sigma^2 + S_Z^2}. \end{aligned} \quad (10)$$

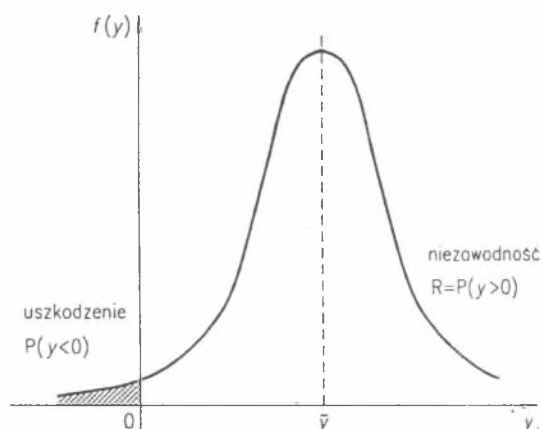
Prawdopodobieństwo pracy bezawaryjnej można wyrazić za pomocą zmiennej losowej y (rys. 9):

$$R = P(y > 0) = \int_0^{\infty} \frac{1}{S_y \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{y - \bar{y}}{S_y} \right)^2 \right] dy. \quad (11)$$

Wprowadźmy następnie zmienną u , zwaną charakterystyką bezpieczeństwa:

$$u = \frac{y - \bar{y}}{S_y}, \quad (12)$$

dla której $dy = S_y du$.



Rys. 9. Gęstość prawdopodobieństwa rozkładu zmiennej losowej $y = Z - \sigma$
 Fig. 9. Probability density of the distribution of the random variable $y = Z - \sigma$

Wtedy dla zmienionych granic całkowania można zapisać:

$$R = \frac{1}{2\pi} \int_u^{\infty} \exp\left[-\left(\frac{u}{2}\right)^2\right] du. \quad (13)$$

Prawdopodobieństwo uszkodzenia jest wtedy równe:

$$P_f = 1 - R. \quad (14)$$

Granica plastyczności uzależniona jest zarówno od stanu materiału, jak i temperatury. Z uwagi na fakt, że naprężenia maksymalne w zaworze mogą wystąpić przy różnej temperaturze metalu zaworu, współczynnik zmienności rozumiany jako stosunek odchylenia standardowego do wartości średniej może przybierać duże wartości.

W tabelicy 3 podano założone wartości średnie granicy plastyczności oraz przyjęto dwa warianty współczynnika zmienności, dla których oszacowano odpowiadające im prawdopodobieństwo uszkodzenia. Ustalając średnią wartość granicy plastyczności R_{e_g} równą 200 MPa, a współczynnik zmienności ν_{R_e} równy 0,2 oraz dla wartości oczekiwanej próby naprężeń maksymalnych $\mu = 129,62$ MPa i odchylenia standardowego $S_\sigma = 31,51$, prawdopodobieństwo przekroczenia granicy plastyczności w najbardziej niebezpiecznej części zaworu w czasie rozruchu równe jest 0,08.

Tablica 3
 Prawdopodobieństwo uszkodzenia P_f zaworu szybkozamykającego
 dla różnych wartości granicy plastyczności R_e
 i współczynnika zmienności ν_{Re}

		Wariant A $\nu_{Re} = 0,1$	Wariant B $\nu_{Re} = 0,2$
Lp.	R_e [MPa]	P_f	P_f
1.	190	0,0485	0,1062
2.	200	0,0287	0,0801
3.	220	0,0092	0,0457
4.	240	0,0027	0,0264

6. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Zakres badań zmierzających do określenia prawdopodobieństwa uszkodzenia obejmował:

- wyznaczenie pól temperatur w zaworze szybkozamykającym turbiny 13K215 oraz wyznaczenie naprężeń maksymalnych w zaworze,
- określenie typu rozkładu statystycznego, który poprawnie opisywałby naprężenia maksymalne, pojawiające się w zaworze w czasie rozruchu,
- obliczenie prawdopodobieństwa wystąpienia stanu niebezpiecznego w postaci przekroczenia granicy plastyczności R_{eg} przez naprężenie maksymalne w miejscu ich występowania.

Wyznaczenie pól temperatur i naprężeń wymagało oszacowania współczynnika wnikania ciepła między parą a metalem korpusu zaworu α_{wew} . W wyniku obliczeń otrzymano zależność liniową (2), uzależniającą ten współczynnik od wydatku masowego pary w zaworze \dot{m} .

Przy określaniu rozkładu statystycznego zakładano następujące rozkłady: normalny (Gaussa), Weibulla, Maxwella i Rayleigha, które następnie testowano statystycznym testem zgodności Kołmogorowa. Rodzajem testu wizualnego było sporządzenie histogramu empirycznej funkcji gęstości i porównanie go z zakładanymi rozkładami gęstości.

Na podstawie przeprowadzonych analiz stwierdzono:

- W porównaniu z charakterystykami rozruchowymi dołączanymi do turbiny przez producenta rzeczywiste rozruchy cechuje znaczna nierównomierność. Charakterystyka rozruchowa składa się z linii prostych, optymalnie poprowadzonych ze względu na wytrzymałość maszyny, natomiast przy rozruchach rzeczywistych obiektów często następują chwilowe gwałtowne

wzrosty lub spadki temperatury pary w zaworze, choć średnia szybkość jej zmian mieści się zazwyczaj w normie. Te gwałtowne skoki temperatury mają wpływ na wielkość naprężeń w zaworze.

- Naprężenia maksymalne w zaworze szybkozamykającym turbiny 13K215 występują w większości przypadków w miejscu zaznaczonym na rysunku 1. W części cylindrycznej zaworu naprężenia są około dwukrotnie mniejsze. Koncentracja naprężeń w tym miejscu wynika z niekorzystnej geometrii (karb geometryczny).
- Test Kołmogorowa oraz histogram empirycznej funkcji gęstości wykazał, że naprężenia maksymalne w zaworze szybkozamykającym najlepiej opisuje rozkład normalny.
- Prawdopodobieństwo wystąpienia stanu niebezpiecznego, będącego stanem niepożądanym, zdefiniowane jako przekroczenie granicy plastyczności R_{cg} , uzależnione jest od charakterystyk probabilistycznych R_c .
- Przyjmując jako najbardziej adekwatną wartość średnią R_c równą 200 MPa oraz współczynnik zmienności ν_{R_c} równy 0,2, otrzymano prawdopodobieństwo uszkodzenia równe 0,08, co oznacza, że na 100 typowych rozruchów 8 razy może dojść do przekroczenia granicy plastyczności R_{cg} w zaworze szybkozamykającym.
- Prawdopodobieństwo to może jeszcze ulec zwiększeniu w przypadku wystąpienia stanów awaryjnych w postaci np. szoków termicznych.

LITERATURA

1. Chmielniak T.; Kosman G.: Obciążenia cieplne turbin parowych. WNT, Warszawa 1990.
2. Kosman G.: Termowytrzymałość maszyn przepływowych. Skrypty uczelniane Politechniki Śl. nr 1062, Gliwice 1982.
3. Krasieńska S; Morytko W.; Szocińska E.: Wybrane zagadnienia probabilistyki wraz z przykładami dla studentów wydziału metalurgicznego Politechniki Śląskiej. Skrypty uczelniane Politechniki Śl. nr 1409, Gliwice 1988.

4. Krysicki W.; Bartos J.; Dyczka W.; Królikowska K.; Wasilewski M.: Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna w zadaniach. cz. II. WNT, Warszawa 1986.
5. Łukaszek W.: Podstawy statystycznego opracowania pomiarów. Skrypty uczelniane Politechniki Śl. nr 1896, Gliwice 1995.
6. Warszzyński M: Niezawodność w obliczeniach konstrukcyjnych. PWN, Warszawa, 1988.
7. Sundararajan C. (ed) Probabilistic Structural Mechanics Handbook. New York, Chapman and Hall 1995.

Recenzent: Prof. dr hab.inż Jan Kiciński

Wpłynęło do Redakcji: 28.05.1998 r.

Abstract

Probability of the occurrence of the dangerous stress in the cut-off valve of the 13K215 turbine was analysed in this paper. Stress exceeding the yield point in the given temperature was regarded as the dangerous stress. For plastic materials local occurrence of the plastic strain is allowable. For brittle materials exceeding of the yield point can be dangerous.

On the basis of the 120 start-up simulation there is given hypothesis on a type of statistical distribution describing the state of stress in the valve and it is acknowledged with the Kolmogorow criterion.

Probabilistic characteristics of the maximal stress in the work cycle of the valve were given in the next part of this paper. Then probability of instantaneous damage of the cut-off valve was estimated.