

BIULETYN INFORMACYJNY
INSTYTUTU TECHNIKI CIEPLNEJ
POLITECHNIKI WARSZAWSKIEJ

WARSZAWA

TEL. 215021 w. 32 i 48

NOWOWIEJSKA 25

Nr 8/I.T.C.1

grudzień 1966

Mgr inż. Rajmund Kaczyński

Instytut Techniki Ciepłej

**OCENA STATYSTYCZNA WSPÓŁCZYNNIKÓW AWARYJNOŚCI KOTŁÓW
I TURBIN NA WYSOKIE PARAMETRY W POLSKIM SYSTEMIE
ENERGETYCZNYM**

Wykaz oznaczeń

- a_1 - intensywność zmian zmiennej losowej (gęstość względna) w rozkładach o pojedynczej intensywności zmian i podwójnej w pierwszym zakresie zmienności ($0 \div b$)
- a_2 - intensywność zmian zmiennej losowej (gęstość względna) w rozkładach o podwójnej intensywności zmian zmiennej losowej w drugim zakresie zmian ($b \div +\infty$)
- b - dowolna liczba
- c - podstawa logarytmu naturalnego
- $E(X)$ - wartość oczekiwana zmiennej losowej w rozpatrywanym roku
- $E(X_t)$ - wartość oczekiwana funkcji losowej zależnej od czasu
- $f(x)$ - gęstość względna zmiennej losowej
- $g(x)$ - funkcja gęstości zmiennej losowej
- k_1 - współczynnik przesunięcia rozkładu w stosunku do początku układu współrzędnych w rozkładach o pojedynczej

- intensywności zmian i podwójnej w pierwszym zakresie zmienności ($0 \div b$)
- k_2 - współczynnik przesunięcia rozkładu w stosunku do początku układu współrzędnych w rozkładach o podwójnej intensywności zmian w drugim zakresie zmian zmiennej losowej ($b \div +\infty$)
- $K(y)$ - funkcja opisująca dystrybuantę testu zgodności Kolgomorowa
- l - ilość stopni swobody
- n - ilość całkowita urządzeń wytwórczych w rozpatrywanym systemie energetycznym (liczność próbek)
- N - ilość realizacji zmiennej losowej
- m - liczba oznaczająca kolejność urządzenia w rozkładzie liczona wg wzrostu jego współczynnika awaryjności
- M - moc lub wydajność urządzenia wytwórczego (MW, t/h)
- r - współczynnik korelacji regresji liniowej
- sup - superior (kres górny)
- t - czas (lata)
- T_a - czas postoju urządzenia wytwórczego wywołanego awarią (godz, rok)
- T_p - czas pracy urządzenia wytwórczego (godz, rok)
- y - zmienna losowa testu zgodności Kolmogorowa
- x - zmienna losowa (współczynnik awaryjności (%))
- q - współczynnik awaryjności (%)
- α - poziom istotności (%)
- δ - współczynnik rozbieżności wartości oczekiwanych dla jednostek średnich i rzeczywistych
- $\Phi(x)$ - funkcja dystrybuanty zmiennej losowej
- $\Phi_1(x)$ - funkcja dystrybuanty zmiennej losowej o pojedynczej intensywności jej zmian i podwójnej w zakresie pierwszym ($0 - b$)
- $\Phi_2(x)$ - funkcja dystrybuanty zmiennej losowej o podwójnej intensywności zmiennej losowej w drugim jej zakresie ($b < x < +\infty$)
- $\psi(x)$ - funkcja dopełnienia do dystrybuanty zmiennej losowej
- symbole posiadające kropkę odnoszą się do wielkości empirycznych (próbki)

symbole bez kropki odnoszą się do wartości rozkładów teoretycznych

- r - symbole z indeksem r dotyczą jednostek rzeczywistych
- s - symbole z indeksem s dotyczą jednostek o średniej mocy

1. Wstęp

Przy wyborze wariantów rozbudowy systemu energetycznego i jego eksploatacji niezbędna jest znajomość modeli obciążeń i awaryjnych wypadków mocy dla okresów będących przedmiotem rozważań.

Informacja ta pozwala na obliczenie koniecznej wielkości rezerwy mocy w systemie, przy uzasadnionej ekonomicznie pewności zasilania odbiorców energii elektrycznej.

Obecny stan wiedzy, niezbędnej do konstrukcji modelu mocy, wydaje się dostateczny; inaczej przedstawia się sprawa dostępnych informacji potrzebnych do zbudowania modelu awaryjnych wypadków mocy.

Sam proces obliczania dystrybuan^{*)} tego modelu, przy przyjęciu pewnych uproszczeń, nie przedstawia sobą większych trudności, brak jest natomiast udokumentowanych metod umożliwiających stawianie prognoz na przyszłość na temat wielkości współczynników awaryjności poszczególnych urządzeń wytwórczych.

W publikowanych w Polsce opracowaniach studialnych zajmujących się wariantami rozbudowy układu energetycznego są one przyjmowane bądź wręcz arbitralnie, bądź opierają się na danych pochodzących z zagranicy, nie uwzględniających specyfiki naszych warunków. Ten stan rzeczy był przyczyną podjęcia przez Instytut Techniki Ciepłej P.W. prac badawczych, których celem jest wypełnienie, choćby częściowe, istniejącej luki.

Za materiał do badań posłużyły publikacje Instytutu Energetyki w Warszawie z lat 1963, 1964, 1965 pt. "Analiza awarii dużych kotłów i turbin" [12].

W pierwszej fazie prowadzonych prac postawiono następujące zadania:

*) Szczegółowe wyjaśnienia dotyczące metod obliczeń dystrybuan^{ty} awaryjnych wypadków mocy i wyznaczenia niezbędnej rezerwy w systemie znajduje się w publikacji [8].

- 1) znalezienie ogólnej postaci analitycznej rozkładów współczynników awaryjności i ich parametrów,
- 2) estymację zgodności otrzymanych rozkładów teoretycznych z empirycznymi za pomocą testu zgodności,
- 3) ustalenie zależności wielkości charakteryzujących rozkłady od czasu,
- 4) znalezienie metody rozdziału współczynników awaryjności na poszczególne jednostki w oparciu o hipotetyczne ich rozkłady (wynikające z prognoz).

W dalszym ciągu opracowania przedstawiono tok prac i otrzymane wyniki wg kolejności postawionych zadań.

2. Poszukiwanie postaci analitycznej rozkładów

Przy badaniu prawidłowości rządzących zachowaniem się współczynników awaryjności zrobiono następujące założenia:

- 1) współczynnik awaryjności zdefiniowano jako stosunek czasu postoju wywołanego przypadkowym uszkodzeniem do sumy czasu postoju oraz czasu pracy urządzenia (zgodnie z określeniem przyjętym w opracowaniach Instytutu Energetyki z lat 1964 i 1965)

$$q = \frac{T_a}{T_a + T_p}, \quad (1)$$

- 2) wielkości współczynników awaryjności zawarte w cytowanych wyżej opracowaniach potraktowano jako próbę prostą z populacji niezależnej zmiennej losowej o charakterze ciągłym,
- 3) za prawdopodobieństwa rozkładów empirycznych, dla rozpatrywanych lat, w poszczególnych przedziałach grupowania przyjęto:

- a) dla jednostek rzeczywistych^{*)} - stosunek liczności elementów rzeczywistych, znajdujących się w rozpatrywanym przedziale grupowania, do całkowitej liczności próbki;
- b) dla jednostek średniej mocy^{**)} - stosunek liczności elementów średniej mocy znajdujących się w rozpatrywa-

^{*)} Ilość jednostek rzeczywistych odpowiada prawdziwej ich ilości w układzie bez względu na posiadaną przez nie moc.

^{***)} Wprowadzono pojęcie jednostki o średniej mocy tj. urządzenia umownego, którego $M_s = \frac{M}{n}$ (w dalszym ciągu opracowania dla określenia tej wielkości użyto terminu - jednostka średnia).

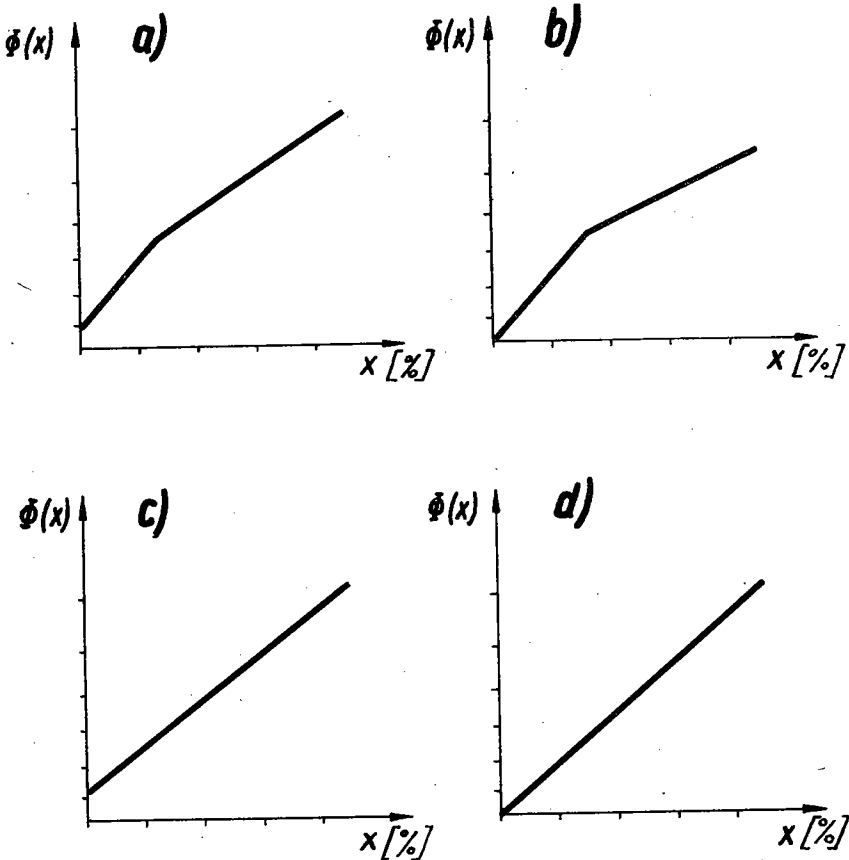
nym przedziale grupowania, do całkowitej liczności próbki.

Pierwsze próby ustalenia postaci rozkładów przeprowadzono przez poszukiwanie ich dystrybuant przy użyciu siatek dla różnych typów rozkładów.

Najlepszą zgodność dystrybuant empirycznych z dystrybuantami teoretycznymi, we wszystkich badanych wypadkach, otrzymano na siatkach półlogarytmicznych odpowiadających zapisowi analitycznemu ogólnej postaci:

a) dla dystrybuanty: $\phi(x) = 1 - ke^{-ax}$, (2)

b) dla funkcji gęstości $g(x) = kae^{-ax}$. (3)



Rys. 1. Postaci rozkładów współczynników awaryjności

Rys.1 ilustruje graficzne typy postaci dystrybuant otrzymanych w wyniku przeprowadzonych badań. Poszczególnym ich kształtom odpowiadają zależności:

a) Rys.1a

$$\begin{array}{l}
 x < 0 \\
 0 \leq x \leq b \\
 x > b
 \end{array}
 \left|
 \begin{array}{l}
 \phi(x) = 0 \\
 \phi_1(x) = 1 - k_1 e^{-a_1 x} \\
 \phi_2(x) = 1 - k_2 e^{-a_2 x}
 \end{array}
 \right.
 \quad (4)$$

$$\left.
 \begin{array}{l}
 x < 0 \\
 0 \leq x \leq b \\
 x > b
 \end{array}
 \right|
 \begin{array}{l}
 \phi(x) = 0 \\
 \phi_1(x) = 1 - k_1 e^{-a_1 x} \\
 \phi_2(x) = 1 - k_2 e^{-a_2 x}
 \end{array}
 \quad (5)$$

b) Rys.1b j.w., lecz przy wartości $k_1 = 1$ (6)

c) Rys.1c

$$\begin{array}{l}
 x < 0 \\
 x \geq 0
 \end{array}
 \left|
 \begin{array}{l}
 \phi(x) = 0 \\
 \phi_1(x) = 1 - k_1 e^{-a_1 x}
 \end{array}
 \right.
 \quad (7)$$

d) Rys.1d j.w., lecz przy wartości $k_1 = 1$ (8)

Parametry rozkładów o podanych zapisach wyznaczono używając metody najmniejszych kwadratów lub największych wiarygodności.

3. Estymacja zgodności rozkładów teoretycznych z empirycznymi za pomocą testu zgodności

Badań zgodności rozkładów teoretycznych z empirycznymi dokonano za pomocą testu Kołmogorowa na poziomie istotności 5% wg zależności

$$K(y) = \sum_{l=-\infty}^{+\infty} (-1)^l e^{-2l^2 y^2} \quad (9)$$

takiej, że

$$\lim P \left[\sqrt{N} \cdot D_N \cdot < y \right] = K(y), \quad (10)$$

gdzie

$$D_N = \sup_{-\infty < x < +\infty} \left| \phi^*(x) - \phi(x) \right|, \quad (11)$$

a

$$\alpha = 1 - K(y).$$

Otrzymane wyniki zestawiono w tabelicy 1.

Tablica 1

Lp.	Rok	Dla jedno- stek rze- czywistych i średnich	$D_N =$ $ \phi(X) - \phi(X) $	N°	K(y)	α	
						%	
A. K o t ł y							
1.	1962	r	0,1954	46	0,9076	6,13	
		s	0,1440	46	0,7191	28,09	
2.	1963	r	0,1602	53	0,8644	13,56	
		s	0,1306	53	0,6700	33,00	
3.	1964	r	0,0916	42	0,1227	87,73	
		s	0,0444	42	0,000004	99,99	
4.	1965	r	0,0949	48	0,2236	77,64	
		s	0,0849	48	0,1227	87,73	
5.	1961/ 1963	r	0,0916	46	0,1632	83,68	
		s	0,0891	46	0,1357	86,43	
6.	1961- 1964	r	0,0906	48	0,1770	82,30	
		s	0,1219	48	0,5190	48,10	
B. T u r b i n y							
1.	1962	r	0,2696	12	0,6470	35,20	
		s	0,1988	12	0,2720	72,80	
2.	1964	r	0,1154	28	0,1492	85,08	
		s	0,1588	28	0,5194	48,06	
3.	1965	r	0,0680	42	0,0097	99,03	
		s	0,0588	42	0,0013	99,87	
4.	1961- 1963	r	0,1038	50	0,4230	57,70	
		s	0,1297	50	0,6340	36,60	
5.	1961- 1964	r	0,1392	59	0,7890	21,10	
		s	0,0928	59	0,3055	69,45	

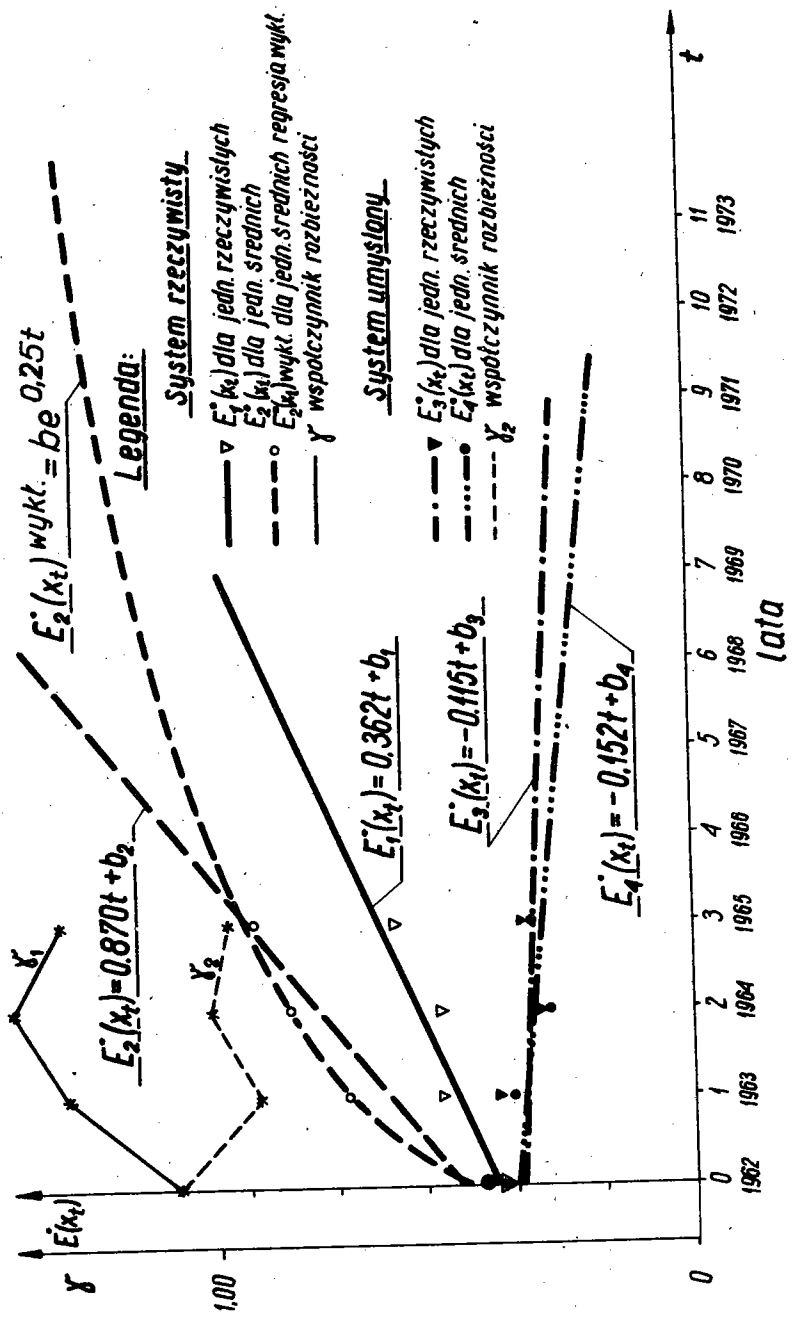
4. Zależność rozkładu od czasu

Z powodu otrzymania czterech postaci rozkładów wykładniczych (rys.1) bezpośrednio szukanie zależności parametrów dystrybuant lub funkcji gęstości od czasu nie doprowadziłoby do zamierzonego celu. Wydaje się więc właściwszym poddanie badaniom takiej wielkości charakterystycznej rozkładów, które niezależnie od jego postaci analitycznej, dostarczy o nich maksimum możliwych do osiągnięcia informacji.

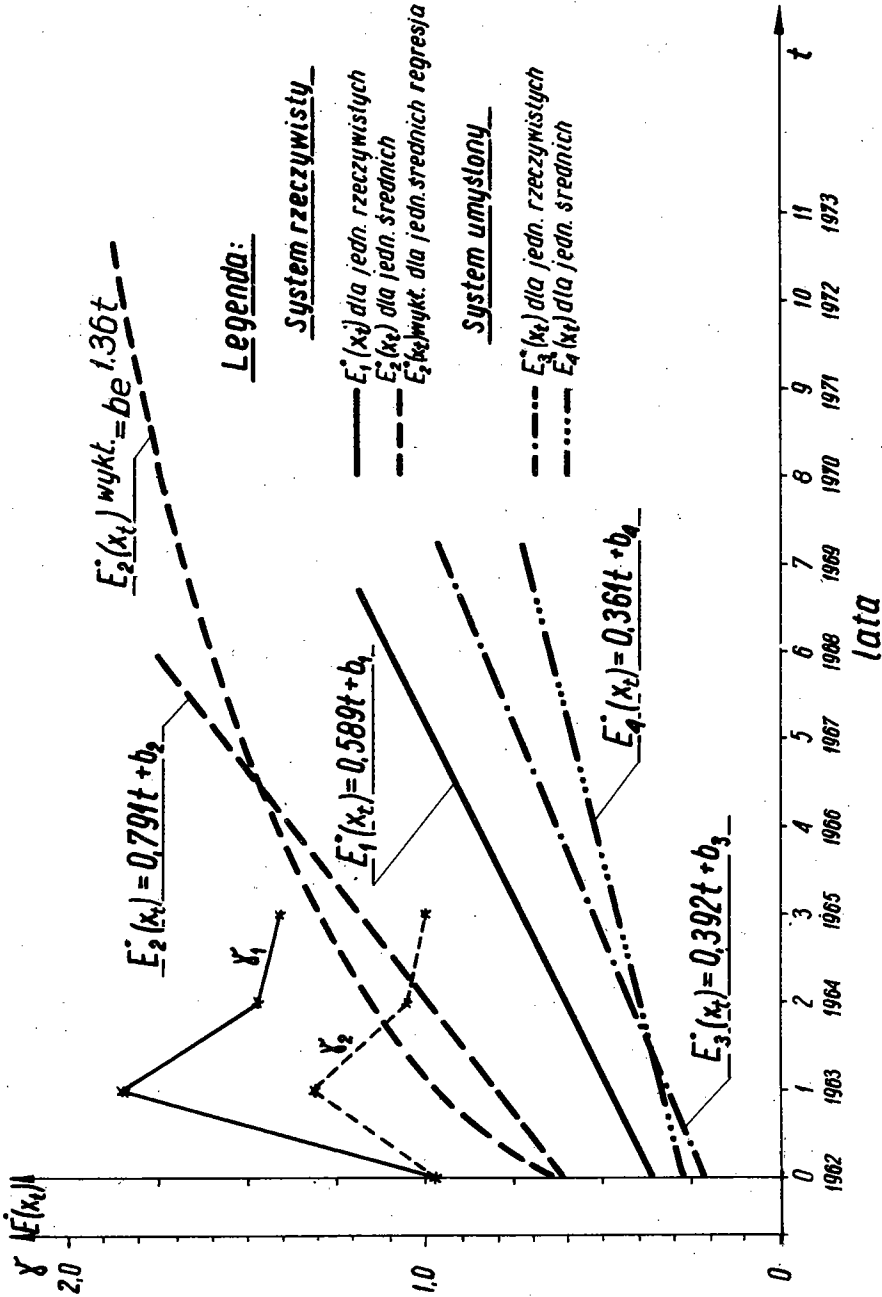
W omawianym przypadku jest nią wartość oczekiwana zmiennej losowej $E(x)$ rozkładu teoretycznego. Wiadomo jednak, że jej zgodnym, nieobciążonym i najefektywniejszym estymotorem jest wartość oczekiwana $E^*(x)$ uzyskana z próbki, której zależność od czasu w postaci linii regresji liniowej lub wykładniczej została znaleziona przy pomocy metody najmniejszych kwadratów. Otrzymane współczynniki korelacji zostały podane w tablicy 2, a linie regresji pokazano dla kotłów na rys.2, a dla turbin na rys.3. Na obu wykresach poza liniami odnoszącymi się do systemu rzeczywistego podano zależności wartości oczekiwanych dla jednostek rzeczywistych i średnich w systemie umyślonym, gdzie kotły o wydajności wyższej niż 230 ton/h i turbiny o mocy wyższej niż 20 MW zastąpiono odpowiednio - kotłami o wyd. 230 ton/h i turbinami 50 MW. Dokonano tego, odejmując od wartości $E^*(x)$ dla systemu rzeczywistego wartość oczekiwaną współczynnika awaryjności wycofanych jednostek i dodano wartość oczekiwaną współczynnika awaryjności jednostek zastępujących usunięte przy zachowaniu tej samej mocy całkowitej systemu (wartość ta została wyznaczona w oparciu o zaobserwowaną jej wielkość w odpowiednim roku).

Tablica 2

W systemie	Współczynnik korelacji r			
	Dla kotłów		Dla turbin	
	jedn. rzecz.	jedn. średnie	jedn. rzecz.	jedn. średnie
rzeczywistym	0,940	0,960	0,398	0,398
umyślonym	0,589	0,767	0,481	0,425



Rys. 2. Wykresy zależności wartości oczekiwanych współczynników awaryjności od czasu dla kotłów



Rys. 3. Wykresy zależności wartości oczekiwanych współczynników awaryjności od czasu dla turbin

Znaczenie poszczególnych linii na rys.2 i 3.1 opisujące je zależności analityczne podają napisy i legenda.

Omówienie wykresów znajduje się w części 6.

5. Metoda rozdziału współczynników awaryjności na jednostki wytwórcze

Dzięki wprowadzeniu umownego pojęcia współczynników awaryjności jednostki średniej i w wyniku stwierdzenia istnienia ich rozkładów, dających się opisać zależnościami analitycznymi, powstaje możliwość znalezienia dla każdej jednostki rzeczywistej w systemie, przewidzianego dla niej współczynnika awaryjności.

Proponowana metoda wynika z właściwości rozkładów statystycznych i oparta jest na następującym rozumowaniu.

Każdemu prawdopodobieństwu dystrybuanty jednostek rzeczywistych w systemie odpowiada określona ilość jednostek rzeczywistych, a każdemu prawdopodobieństwu dystrybuanty jednostek średnich - określona moc jednostek rzeczywistych. Wykorzystując tę właściwość dla każdej $(m + 1)$ -szej jednostki w systemie wyznacza się odpowiadającą jej moc i współczynnik awaryjności. To samo może być wykonane dla jednostki m -tej. Różnica mocy znalezionej dla jednostki $(m+1)$ -szej i m -tej wyznacza moc jednostki $(m+1)$ -szej, której współczynnik awaryjności będzie równy wartości średniej współczynników awaryjności otrzymanych dla jednostki m -tej i $(m+1)$ -szej.

Dla lepszego zilustrowania omówionej metody załącza się przykład obliczeń na liczbach ogólnych.

W celu wyznaczenia współczynnika awaryjności $(m+1)$ -szej jednostki (licząc od początku osi rzędnych) przy użyciu dystrybuanty np. o postaci analitycznej $\phi_{r1}(x) = 1 - e^{-ax}$ podstawiono

$$\frac{m}{n} = 1 - e^{-ax_m}$$

$$\frac{m+1}{n} = 1 - e^{-ax_{m+1}}$$

skąd wyznaczono wartości x_m i x_{m+1} .

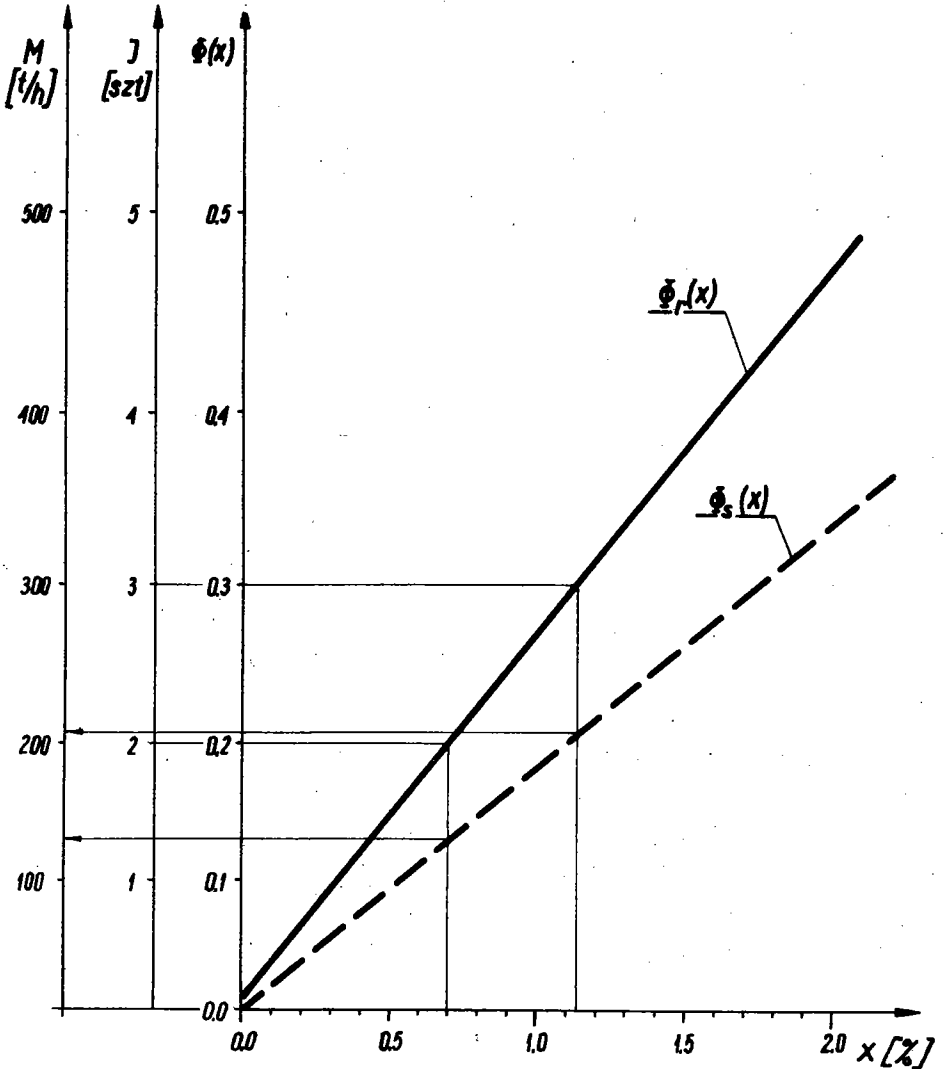
Po wprowadzeniu tych wartości do dystrybuanty dla jednostek średnich np. o postaci

$$\phi_{s_1}(x) = 1 - e^{-a_1 x}$$

wyznacza się wartości x_m i x_{m+1} z zależności

$$\phi_{s_1}(x_m) = 1 - e^{-a_1 x_m}$$

$$\phi_{s_1}(x_{m+1}) = 1 - e^{-a_1 x_{m+1}}$$



Rys. 4. Metoda graficzna rozdziału współczynników awaryjności na poszczególne jednostki wytwórcze w oparciu o ich hipotetyczne rozkłady

Szukana moc jednostki obliczamy z zależności

$$M_{m+1} = M \left[\phi s(x_{m+1}) - \phi s(x_m) \right]$$

której współczynnikiem awaryjności będzie wielkość

$$X = \frac{x_{m+1} + x_m}{2}.$$

Rys.4 ilustruje możliwość zastąpienia uciążliwych obliczeń metodą graficzną.

6. Analiza wyników

Omówiona poprzednio estymacja zgodności rozkładów teoretycznych z empirycznymi skłania do przyjęcia hipotezy o ich wykładniczym charakterze.

Stwierdzenie to pozwala na sprowadzenie zagadnienia prognoz dotyczących wielkości współczynników awaryjności w systemie energetycznym do wyznaczenia parametrów rozkładów. Przy rozwiązywaniu konkretnego zadania, fakt zaobserwowania - w wyniku badań - czterech ich postaci zapisów analitycznych, stwarza dodatkowe ryzyko popełnienia błędu.

Zbadanie więc czynników wpływających na kształt krzywych dystrybuant powinno ułatwić dobór najwłaściwszej spośród czterech możliwych wariantów.

Należy przede wszystkim określić jakie znaczenie merytoryczne mają poszczególne parametry opisujące dystrybuantę i funkcję gęstości.

Wyrażenie 1-k określa wartość dystrybuanty przy wartości zmiennej losowej równej zero, co w omawianym przypadku odpowiada prawdopodobieństwu, że współczynnik awaryjności przybierze wartość bliską zero. Przy stawianiu prognoz na przyszłość przyjęcie wielkości k równej jedności nie powinno wprowadzić większych błędów, ponieważ z biegiem czasu prawdopodobieństwo bezawaryjnej pracy jednostek wytwórczych maleje, bądź to wskutek ich zużycia, bądź z powodu powiększania mocy jednostkowej (powiększenie mocy komplikuje konstrukcję co z kolei obniża niezawodność pracy urządzenia).

Przy przyjęciu takiego uproszczenia postaci rozkładów mogą być sprowadzone do dwóch grup a mianowicie do wykazujących

się pojedynczą i podwójną intensywnością zmian współczynnika awaryjności.

Wielkością opisującą intensywność zmian zmiennej losowej jest, jak wiadomo, gęstość względna rozkładu opisana zależnością

$$f(x) = \frac{g(x)}{\psi(x)}, \quad (12)$$

przy użyciu rozkładu o postaci (8) $\phi(x) = 1 - e^{-ax}$, i gęstości

$$g(x) = ae^{-ax}. \quad (13)$$

Ponieważ

$$\psi(x) = 1 - \phi(x) = e^{-ax}, \quad (14)$$

więc po podstawieniu (8) i (15) do wyrażenia (13) otrzymuje się

$$f(x) = \frac{ae^{-ax}}{e^{-ax}} = a,$$

skąd widać, że intensywności zmian współczynnika awaryjności dla rozkładu (8) jest parametr a .

Dokonane w czasie badań obserwacje sugerują, że rozkłady wykazują pojedynczą lub podwójną intensywność w zależności od wielkości stosunku wartości oczekiwanej dla jednostek średnich i rzeczywistych nazwanym tutaj współczynnikiem rozbieżności wartości oczekiwanych

$$\gamma = \frac{E_s(x)}{E_r(x)}. \quad (15)$$

Zaobserwowana wartość, przy której nastąpiła zmiana rozkładów o pojedynczej intensywności na podwójną wyniosła dla kotłów $\gamma = 1,32$.

Merytoryczne wyjaśnienie wyżej omówionych prawidłowości nie wydaje się trudne, w istniejącym bowiem polskim systemie energetycznym już od dłuższego czasu nowoinstalowane urządzenia mają wzrastające moce jednostkowe i wyższą awaryjność od jednostek uprzednio montowanych. Powoduje to duży wzrost wartości $E_s(x)$ przy niewielkim wzroście $E_r(x)$, a w konsekwencji wzrost wartości współczynnika γ .

Gdyby sytuacja była inna, np. gdybyśmy od pewnego momentu przestali powiększać moc jednostek używanych do rozbudowy systemu, to po upływie pewnego czasu awaryjność nowych urządzeń stałaby się mniejsza od awaryjności jednostek najstarszych o mniejszych mocach, co spowodowałoby obniżenie wartości γ (pod warunkiem nie wycofania jednostek z systemu).

Wprowadzony więc w niniejszym opracowaniu współczynnik rozbieżności może być miernikiem zrównoważenia układu energetycznego z punktu widzenia jego awaryjności. Wartość $\gamma = 1,0$ odpowiada stan równowagi, a innym wartościom większe lub mniejsze jej zaburzenia.

Obeonie posiadane informacje nie pozwalają niestety na ustalenie granicznych wartości γ , przy których następuje zmiana typu rozkładu, ani na określenia dopuszczalnego przedziału wahań tej wielkości dla systemu bez ujemnych skutków technicznych i ekonomicznych.

Podjęcie badań prowadzących do wyznaczenia tych granic mogłoby dać bardzo cenną wskazówkę przy podejmowaniu decyzji w sprawie sposobu rozbudowy systemu energetycznego.

Rysunki 2 i 3 w sposób graficzny ilustrują przebiegi omówionych wyżej zjawisk. Należy zwrócić uwagę; że wynikające z zapisów analitycznych tendencje zmian wartości oczekiwanych współczynnika awaryjności współczynników rozbieżności nie są zbyt ściśle ze względu na dwoistość definicji współczynników awaryjności w opracowaniu Instytutu Energetyki w latach 1962-1963 i 1964-1965 (w latach 1962-1963 $q = \frac{T_a}{8760}$, a w latach 1964-1965 $q = \frac{T_a}{T_a + T_p}$).

Wprowadzona w wykresach, w celu umożliwienia porównań korekta dla lat 1962-63 za pomocą mnożnika 1,15, może zawierać w sobie błąd.

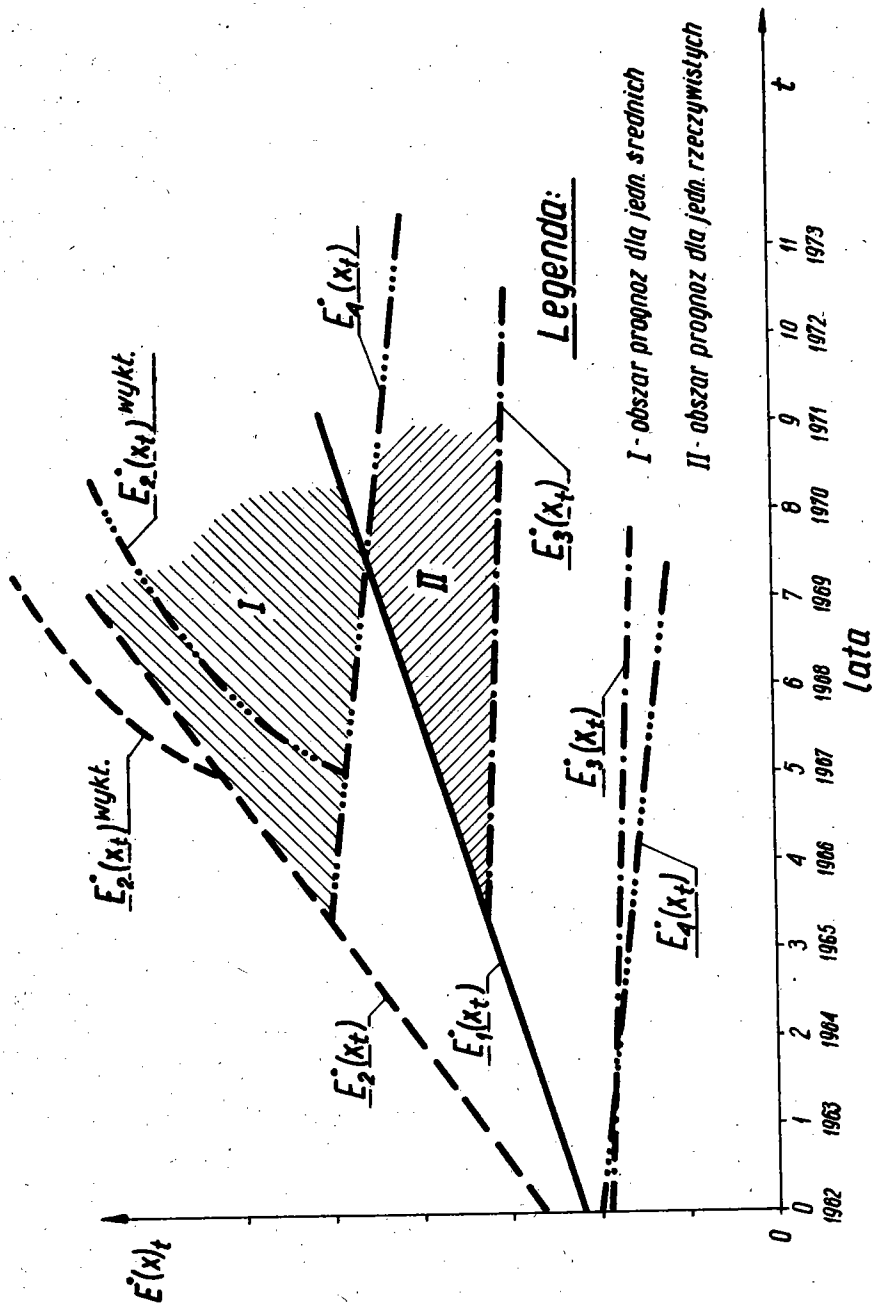
Znajdujące się w tabelicy 2 współczynniki korelacji wykazują wyższe wartości dla kotłów niż turbin. Jest to konsekwencją bardzo gwałtownego spadku awaryjności turbin w r.1965 o mocach 125 i 200 MW. Zjawisku temu towarzyszą bardzo duże ilości godzin postoju tych urządzeń w remontach bieżących, co może nasuwać przypuszczenie, że w publikacji Instytutu Energetyki w r.1965 inaczej kwalifikowano postoje niż w latach poprzednich.

Przedstawione na rys.2 i 3 wykresy, poza omówioną wyżej przydatnością, mogą być też użyte do oceny zmian w czasie jakości obsługi i remontów urządzeń. Cel ten może być osiągnięty przez obserwacje przebiegu linii $E_{r_3}^*(X_t)$ i $E_{s_4}^*(X_t)$ dla systemu umyślnego, ponieważ został tu wyeliminowany wpływ powiększania mocy jednostkowej urządzeń na awaryjność układu. Pochylenie linii $E_{r_3}^*(X_t)$ i $E_{s_4}^*(X_t)$ jest więc uzależnione głównie od poziomu obsługi remontów i zużycia jednostek. Wartości współczynnika kierunkowego prostych równej zeru i ujemnej odpowiada wzrost poziomu eksploatacji (równy lub większy od skutków zużywania się urządzeń w miarę upływu czasu). Przy wartościach dodatnich współczynnika kierunkowego dokonanie tej oceny jest bardziej skomplikowane, ale wydaje się, że również możliwe, po przeanalizowaniu jako oddzielnego zagadnienia awaryjności urządzeń wynikającego z ich zużycia.

Linie regresji na rys.2 i 3 pozwalają również, przy poczynieniu pewnych założeń, na wyznaczenie obszaru prognoz (rys.5). Jeżeli bowiem przez punkty na liniach $E_{r_1}^*(X_t)$ i $E_{s_2}^*(X_t)$ odpowiadające odciętej 1965 poprowadzi się proste równoległe do linii $E_{r_3}^*(X_t)$ i $E_{s_4}^*(X_t)$ i potraktuje się je jako optymistyczną prognozę zmian awaryjności, a linie $E_{r_1}^*(X_t)$ i $E_{s_2}^*(X_t)$ jako pesymistyczną, to pola zawarte pomiędzy przecięciem tych prostych położone na prawo od punktu przecięcia (na rys.5 zakreskowane) będą obszarem spodziewanych w przyszłości wartości $E_r^*(X_t)$ i $E_s^*(X_t)$.

Zaobserwowane prawidłowości pozwalają również na ocenę ewentualnych skutków wprowadzenia do systemu w przyszłości urządzeń o podwyższonej mocy jednostkowej.

Gdybyśmy np. w r.1968 zaczęli rozbudowywać system za pomocą bloków o mocy 500 MW, to przez analogię do lat 1962-64 (okresu, w którym moc jednostkowa wzrosła z 70 do 200 MW) należy spodziewać się wzrostu $E_s^*(X)$, podobnie jak w latach 1962-1964, co na rys.5 ilustrują linie $E_2(X_t)$ wykł. (przedstawiony przebieg byłby słuszny, gdyby współczynnik średni awaryjności bloków 500 MW miał wartość przeszło dwa razy większą niż 200 MW).



Rys. 5. Obszar prognoz wartosci oczekiwanych

Wydaje się, że przeprowadzona analiza współczynników awaryjności dużych kotłów i turbin dla lat 1962-1965 przy użyciu metod statystyki matematycznej rzuca nowe światło na prawidłowości rządzące awaryjnością polskiego systemu energetycznego. Stwierdzenie istnienia rozkładów współczynników awaryjności dających się opisać analitycznie jak i wprowadzenie nowych kryteriów ich oceny powinno ułatwić rozwiązywanie konkretnych zadań wchodzących w zakres omawianej problematyki.

Bibliografia

- 1 Andrzejewski S.: Podstawy projektowania siłowni ciepłych. W.N.T. Warszawa 1963.
- 2 Bolkowska B.: Awaryjna rezerwa mocy systemu elektroenergetycznego w zależności od liczby i rodzaju jednostek wytwórczych. Biuletyn Instytutu Energetyki Nr 3/4, Warszawa 1965.
- 3 Cook V.M., Galloway C.D.; Steinberg M.I.: Determination of Reserve Requirements of two Interconnected System. IEEE Transactions Nr 65.
- 4 Firkowicz S.: Statystyczna ocena jakości i niezawodności lamp elektronowych. W.N.T. Warszawa 1963.
- 5 Fisz M.: Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN, Warszawa 1958.
- 6 Grzesiak K.: Niezawodność urządzeń elektronicznych. PWN. Warszawa 1965.
- 7 Kamiński A., Kula M.: Wpływ mocy jednostkowej i liczby bloków w nowych elektrowniach na koszty energii elektrycznej. Nowe problemy występujące przy wprowadzaniu bloków wielkiej mocy do systemu energetycznego. Materiały z symposium zorganizowanego w Wiśle w dn. 18-24.XI.1964 r. przez Współ Katedr Elektroenergetycznych Wydz. Elektrycznego Pol. Śląskiej oraz Zjednoczenie Energetyki. Zjednoczenie Energetyki. Gliwice 1965.
- 8 Kopecki K., Kula M., Bolkowska B., Wiśniewska E., Kłoś A.: Prognozy czasu użytkowania mocy szczytowej i krzywej obciążenia w systemie elektroenergetycznym. Tom VIII/I cz.III PAN K.E.P. Warszawa 1960.
- 9 Pieruschka: Principles of Reliability, Prentice-Hall 1963.

- 10 Wojciechowski J.: Wpływ wzrostu mocy bloków na wielkość wymaganej rezerwy mocy w systemie elektroenergetycznym. Materiały Sympozjum zorganizowanego w Wiśle w dn. 18-24. XI.1964 r. przez zespół Katedr Elektroenergetycznych. Wydz. Elektrycznego Pol. Śląskiej oraz Zjednoczenia Energetyki. Zjednoczenie Energetyki 1965.
- 11 Volk M.: Statystyka stosowana dla inżynierów. W.N.T. Warszawa 1965.
- 12 Instytut Energetyki: Analiza awarii dużych kotłów i turbin. Instytut Energetyki. Warszawa 1963, 1964, 1965.