ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1972

Seria: ENERGETYKA z. 43 Nr kol.333

JERZY SZCZUREK

Ośrodek Badań Ekonomicznych
Zjednoczenia Energetyki*)

USTALENIE CZASU TRWANIA REMONTU W OPARCIU O ANALIZĘ DROGI KRYTYCZNEJ METODĄ P E R T

Streszczenie. W artykule uzasadniono celowość ustalenia technicznie uzasadnionych czasów trwania remontów urządzeń energetycznych oraz poddano analizie dobowe normatywy postoju tych urządzeń w remoncie. Przedstawiono sposób ustalania czasu trwania remontu urządzenia w oparciu o przesłanki techniczne przy zastosowaniu probabilistycznej metody analizy sieciowej PERT. Podano również wyniki z zastosowania wymienionej metody w praktyce.

1. Wstęp

W procesie produkcyjnym sposób prowadzenia eksploatacji urządzeń ma zasadniczy wpływ na jednostkowy koszt produkcji. Szczególnie ważnym elementem w eksploatacji urządzenia jest jego wykorzystanie, określone przy pomocy dwóch współczynników-ekstensywnego i intensywnego, przy czym

$$W_{wc} = W_{we} \cdot W_{wi}, \tag{1}$$

gdzie:

W_{wc} - współczynnik wykorzystania całkowitego,
W_{we} - współczynnik wykorzystania ekstensywnego,
W_{wi} - współczynnik wykorzystania intensywnego.

Współczynnik wykorzystania ekstensywnego jest stosunkiem okresu wykorzystania urządzenia w produkcji, do okresu jego eksploatacji, a więc:

$$W_{we} = \frac{T_w}{T} \tag{2}$$

lub

$$W_{we} = 1 - \frac{T_{nw}}{T} \tag{3}$$

*) Artykuł dotyczy tematu pracy wykonanej w ramach przewodu doktorskiego otwartego w Wydziale Mechanicznym Energetycznym Politechniki Śląskiej.

gdzie:

T - okres eksploatacji urządzenia ($T = T_w + T_{nw}$),

T_w - okres wykorzystania urządzenia,

T_{nw} - okres niewykorzystania (przestojów) urządzenia w produkcji.

Współczynnik wykorzystania intensywnego jest stosunkiem rzeczywistego wykorzystania urządzenia do nominalnego wykorzystania w zakresie mocy lub innej wielkości charakteryzującej urządzenia.

$$W_{wi} = \frac{P_w}{P}, \tag{4}$$

gdzie:

P_w - średnia moc rzeczywista urządzenia w okresie jego wykorzystania T_w

P - moc znamionowa urządzenia.

Nie we wszystkich przypadkach pojęcie wykorzystania urządzenia jest wystarczające. Tak np. w produkcji energii elektrycznej, której osobliwy charakter polega na braku możliwości jej magazynowania, wprowadzono pojęcie dyspozycyjności urządzenia jako granicy możliwości jego wykorzystania

$$\lim W_w = d$$

$$W_w \longrightarrow (W_w)_{max}, \tag{5}$$

gdzie:

W_w - współczynnik wykorzystania,

d - współczynnik dyspozycyjności.

Miarą dyspozycyjności produkcji urządzenia, a więc możliwości jego maksymalnego wykorzystania całkowitego, określonego współczynnikiem dyspozycyjności produkcji - jest nie tylko praca urządzenia polegająca na wytwarzaniu energii elektrycznej, ale i stan gorącej i zimnej gotowości urządzenia do podjęcia produkcji.

$$d_A = d_T d_P, \tag{6}$$

gdzie:

d_A - współczynnik dyspozycyjności produkcji do wykorzystania całkowitego urządzenia,

d_T - współczynnik dyspozycyjności czasu do wykorzystania ekstensywnego urządzenia,

d_P - współczynnik dyspozycyjności mocy do wykorzystania intensywnego, urządzenia,

przy czym

$$d_T = \frac{T_d}{T} \tag{7}$$

$$d_P = \frac{P_d}{P}, \tag{8}$$

gdzie:

T_d - okres dyspozycyjności urządzenia w okresie eksploatacyjnym T,

P_d - średnia moc dyspozycyjna urządzenia w okresie jego dyspozycyjności T_d.

Przeciwieństwem do współczynnika dyspozycyjności jest współczynnik niedyspozycyjności, a więc:

$$nd = 1 - d, \tag{9}$$

gdzie:

nd - współczynnik niedyspozycyjności,

przy czym

$$nd_T = \frac{T_{nd}}{T} \tag{10}$$

$$nd_P = \frac{P_{nd}}{P}, \tag{11}$$

gdzie:

nd_T - współczynnik niedyspozycyjności czasu,

nd_P - współczynnik niedyspozycyjności mocy,

T_{nd} - okres niedyspozycyjności urządzenia,

P_{nd} - średnia moc niedyspozycyjna urządzenia w okresie jego dyspozycyjności T_d.

Z analizy wzoru (6) wynika, iż współczynnik niedyspozycyjności produkcji urządzenia, wynikać może zarówno z niedyspozycyjności czasu jak i niedyspozycyjności mocy urządzenia, a więc:

$$nd_A = nd_{Ae} + nd_{Ai}, \tag{12}$$

gdzie:

nd_A - współczynnik niedyspozycyjności produkcji,

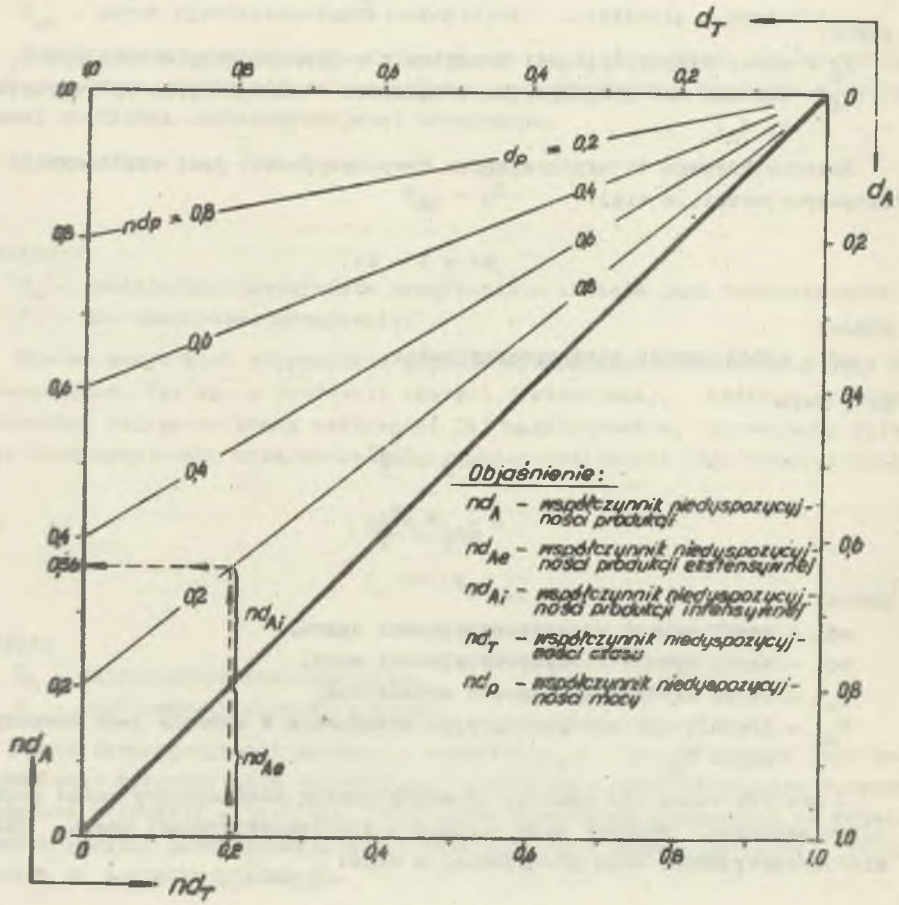
nd_{Ae} - współczynnik niedyspozycyjności produkcji ekstensywnej,

nd_{Ai} - współczynnik niedyspozycyjności produkcji intensywnej,

przy czym

$$nd_{Ae} = nd_T \cdot d_P \tag{13}$$

$$nd_{Ai} = nd_P \cdot d_T \tag{14}$$



Rys. 1. Wykres zależności $nd_A = f(nd_T, nd_P)$

Biorąc pod uwagę fakt, iż dla okresu niedyspozycyjności urządzenia T_{nd} współczynnik dyspozycyjności mocy równy jest jedności ($d_P = 1$), możemy zgodnie ze wzorem (13) napisać, że współczynnik niedyspozycyjności produkcji ekstensywnej równy jest liczbowo współczynnikowi niedyspozycyjności czasu, a więc:

$$nd_{Ae} = nd_T \tag{13a}$$

Zależność $nd_A = f(nd_T, nd_P)$ przedstawiono na rys. 1 jako graficzne rozwiązanie wzorów (12), (13a), (14) i (9).

W praktyce przy ustalonych warunkach eksploatacji urządzenia i będących do dyspozycji środkach remontowych, powinno dążyć się do maksymalnej dyspozycyjności urządzenia, czyli do minimum współczynnika niedyspozycyjności produkcji, zapewniając w ten sposób możliwość maksymalnego jego wykorzystania.

$$\lim nd_A = (nd_A)_{min} \tag{15}$$

$$P_{nd} \longrightarrow 0 \cap nd_T \longrightarrow (nd_T)_{min}$$

Remont urządzenia związany jest z ekstensywnym warunkiem zależności (15) dlatego też będzie on przedmiotem dalszego rozważania. Powszechnie stosowanym porównawczym okresem eksploatacji dla współczynników dyspozycyjności urządzeń energetycznych jest roczny czas eksploatacji. Nie we wszystkich jednak przypadkach, przyjęcie kalendarzowego rocznego czasu eksploatacji jest rozwiązaniem korzystnym. Dla przeprowadzenia np. analizy ekstensywnego warunku zależności (15), dogodnie jest wprowadzić cykl eksploatacyjny za porównawczy okres eksploatacyjny T, dla którego stała struktura planowanych remontów ma charakter cyklicznie powtarzalny w czasie eksploatacji urządzenia. Tak więc współczynnik niedyspozycyjności czasu z okresu eksploatacji o długości cyklu remontowego T_C, wynosi:

$$nd_{T_C} = \frac{T_{ndC}}{T_C}, \tag{16}$$

gdzie:

nd_{T_C} - współczynnik niedyspozycyjności czasu okresu eksploatacji T_C,

T_C - okres eksploatacji urządzenia równy cyklowi remontowemu,

T_{ndC} - okres niedyspozycyjności urządzenia w czasie cyklu remontowego.

W praktyce okres cyklu remontowego urządzenia jest wielkością niezmienną. Wykorzystując więc wzór (16), możemy warunek zależności (15) dotyczący produkcji ekstensywnej przedstawić w następującej zależności:

$$\lim nd_{T_C} = \left(\frac{T_{ndC}}{T_C}\right)_{min} \tag{17}$$

$$T_C = idem \cap T_{ndC} \rightarrow (T_{ndC})_{min},$$

przy czym

$$T_{ndC} = T_{nC} + T_{aC}, \tag{18}$$

gdzie:

- T_{nC} – okres przestojów urządzenia w naprawach planowych w czasie cyklu remontowego,
- T_{aC} – okres przestojów awaryjnych w czasie cyklu remontowego.

Przy istniejącej w praktyce intensywności awaryjności i strukturze cyklu remontowego urządzenia, warunek zależności (17) sprowadza się do ustalenia technicznie uzasadnionych czasów przestojów urządzenia w remontach planowych i awaryjnych, przy założeniu maksymalnego wykorzystania istniejących środków remontowych. Skrócenie przestojów remontowych do technicznie uzasadnionych czasów ich trwania, umożliwia maksymalne wykorzystanie ekstensywne każdego urządzenia.

W procesie produkcyjnym często biorą udział urządzenia o zróżnicowanym poziomie ekonomicznym. W produkcji energii elektrycznej bierze udział na ogół duża różnorodność turbozespołów prądotwórczych, wynikająca ze znacznego postępu technicznego w światowej produkcji wymienionych urządzeń. Tak np. w krajowej energetyce zawodowej w pewnym okresie czasu zainstalowanych było we wspólnym systemie elektroenergetycznym 185 turbin parowych kondensacyjnych i kondensacyjno-upustowych o mocy znamionowej 9.667 MW i jednostkowym zużyciu ciepła brutto 8350 $\frac{kJ}{kWh}$ do ponad 20000 $\frac{kJ}{kWh}$. Jednak dopiero jednostkowe koszty zmienne produkcji energii elektrycznej netto, uwzględniające sprawność elektrowni, rodzaj spalanego paliwa i zużycie energii elektrycznej na potrzeby własne, stanowić mogą miernik dla ekonomicznego rozdziału obciążeń poszczególnych turbozespołów i elektrowni. Dla elektrowni cieplnych krajowego systemu elektroenergetycznego, jednostkowe koszty zmienne produkcji energii elektrycznej netto kształtowały się w pewnym okresie w granicach od 65,38 $\frac{zł}{MWh}$ do 253,00 $\frac{zł}{MWh}$, a w pojedynczym przypadku nawet 477,56 $\frac{zł}{MWh}$ (tablica 1). Zadaniem więc ekonomicznego rozdziału obciążeń między elektrownie i turbozespoły o zróżnicowanym poziomie ekonomicznym, jest uzyskanie przy istniejącej dyspozycyjności produkcji możliwie najmniejszych kosztów zmiennych produkcji energii elektrycznej. W konsekwencji sprowadza się to, do większego wykorzystania bardziej ekonomicznych turbozespołów, dla których współczynnik wykorzystania całkowitego powinien dążyć do maksymalnego współczynnika dyspozycyjności produkcji, a więc:

Tablica 1

Zestawienie rocznych wskaźników techniczno-ekonomicznych elektrowni cieplnych w krajowym systemie elektroenergetycznym

Lp.	Jednostkowe zużycie ciepła elektrowni - brutto		Ilość turbozespołów	Moc zainstalowana	Produkcja energii elektrycznej-brutto	Jednostkowy koszt zmienny - netto	Współczyn. dyspozycyjności produkcji	Współczyn. wykorzystania całkowitego	Współczyn. wykorzystania dyspozyc. produkcji
	$\frac{kJ}{kWh}$	$\frac{g\ p.u}{kWh}$	%	%	%	$\frac{zł}{MWh}$	d_A	W_{wc}	W_{d_A}
1	⩽ 9000	⩽307	4,2	1,4	1,0	91,14	0,544	0,431	0,79
2	9001 ÷ 10000	208 ÷341	3,3	1,8	1,8	96,96	0,745	0,557	0,75
3	10001 ÷ 11000	342 ÷ 375	22,4	47,3	48,0	100,77	0,693	0,590	0,85
4	11001 ÷ 12000	376 ÷ 409	21,0	27,2	29,2	115,77	0,801	0,624	0,78
5	12001 ÷ 13000	410 ÷ 440	13,6	9,6	10,5	119,27	0,827	0,639	0,77
6	13001 ÷ 14000	441 ÷ 478	6,5	4,3	3,7	150,57	0,768	0,509	0,66
7	14001 ÷ 16000	479 ÷ 546	8,4	2,9	2,5	170,35	0,804	0,512	0,64
8	16001 ÷ 18000	547 ÷ 614	10,3	3,0	1,9	199,34	0,750	0,374	0,50
9	18001 ÷ 20000	615 ÷ 683	7,0	2,2	1,2	225,03	0,655	0,325	0,50
10	⩾ 20001	⩾684	3,3	0,3	0,2	320,40	0,826	0,274	0,33
11	O g ó ł e m		100.0	100,0	100,0	114,20	0,742	0,582	0,78

$$\lim W_{wc} = (d_A)_{max} \tag{19}$$

$$T_{wC} \rightarrowtail (T_{dC})_{max} \frown P_w \longrightarrow P,$$

gdzie:

T_{wC} - okres wykorzystania urządzenia w czasie cyklu remontowego,

$(T_{dC})_{max}$ - maksymalny okres dyspozycyjności urządzenia w czasie cyklu remontowego.

W produkcji energii elektrycznej można wyodrębnić dwa zasadnicze sposoby wykorzystania urządzeń produkcyjnych:

pierwszy - polegający na możliwości wykorzystania maksymalnej dyspozycyjności produkcji każdego urządzenia produkcyjnego w okresie szczytowego obciążenia systemu elektroenergetycznego (15), co w konsekwencji sprowadza się do minimalizacji kosztów stałych systemu elektroenergetycznego,

drugi - polegający na wykorzystaniu maksymalnej dyspozycyjności bardziej ekonomicznych urządzeń produkcyjnych w całym okresie ich eksploatacji (19), co w rezultacie sprowadza się do minimalizacji kosztów zmiennych w systemie elektroenergetycznym o zróżnicowanym poziomie ekonomicznym zainstalowanych urządzeń.

Warunki zależności (15) i (19) dotyczące produkcji ekstensywnej sprowadzają się między innymi do konieczności skracania postojów remontowanych urządzeń produkcyjnych. Ustalenie technicznie uzasadnionych czasów trwania remontów umożliwi więc efektywne wykorzystanie istniejących środków remontowych, co w rezultacie doprowadzi do możliwie maksymalnego skrócenia czasu ich trwania.

2. Analiza normatywów postoju remontowanych urządzeń energetycznych

Ustalenie koniecznego czasu postoju remontowanego urządzenia odbywa się najczęściej na podstawie obowiązujących normatywów. W energetyce krajowej normatywny czas postoju urządzenia w remoncie [8] jest funkcją typowego zakresu prac remontowych oraz niektórych cech konstrukcyjnych urządzenia. Tak np. obowiązujące normatywy postoju turbin parowych w remontach (tablica 2) uzależnione są od rodzaju remontu (kapitalny, średni), dla którego określony został typowy zakres prac remontowych oraz dla turbin współpracujących z kotłem w układzie kolektorowym - od dwóch cech konstrukcyjnych (mocy i ilości kadłubów turbiny), względnie dla turbin współpracujących z kotłem w bloku energetycznym - od jednej cechy konstrukcyjnej (mocy) turbiny. W okresie do 1968 r. normatywy postoju turbin parowych w remoncie (tablica 3), oprócz rodzaju remontu o typowym zakresie prac, uwzględniały dwie cechy konstrukcyjne - moc i typ (przeciwprężna, kondensacyjna, z wtórnym przegrzewem).

Tablica 2

Normatywy postoju turbin parowych dla remontów o typowym zakresie prac [8] (w dobach)

Moc w MW	W bloku z kotłem	Rodzaj remontu					
		kapitalny			średni		
		Ilość kadłubów					
		1	2	3	1	2	3
poniżej 10	-	14	17	-	10	12	-
od 10 poniżej 25	-	17	20	23	10	13	13
od 25 poniżej 45	-	18	23	28	11	14	14
od 45 poniżej 60	-	25	30	-	13	17	-
od 50 do 60	w bloku	35			18		
od 120 do 130	w bloku	40			20		
200	w bloku	45			20		

Tablica 3

Normatywy postoju turbin parowych dla wykonania remontów kapitalnych o typowym zakresie prac [7] (w dobach)

Moc w MW	Typ		
	p	k	w
do 5	10	16	-
powyżej 5 do 10	12	18	-
powyżej 10 do 20	14	20	-
powyżej 20 do 40	16	23	-
powyżej 40 do 80	-	25	32+)
powyżej 80 do 160	-	30	35
powyżej 160 do 320	-	-	40

p - turbina przeciwprężna

k - turbina kondensacyjna

w - turbina z wtórnym przegrzewem

+)- dla turbin o mocy od 40 do 80 MW

U w a g a: Dla turbin w bloku z kotłem normatywy postoju należy przyjąć wg dłuższego z czasów postoju remontowego kotła i turbiny.

W rzeczywistości zakres prac remontowych niejednokrotnie znacznie różni się od typowego zakresu, a pracochłonności remontów o jednakowym zakresie, dla urządzeń objętych jednym normatywem czasowym postoju urządzenia są funkcją jego licznych cech konstrukcyjnych. Przyjęcie więc normatywnego czasu postoju urządzenia w remoncie, jako czasu dyrektywnego, powoduje często niewykorzystanie możliwości skrócenia postoju urządzenia,wynikającej również z wprowadzanego postępu technicznego w zakresie technologii, mechanizacji i organizacji prac remontowych.

Normatywna jednostka czasu postoju urządzenia jaką jest doba,nie wpływa dodatnio na podnoszenie wydajności pracy. Wynika to z możliwości wykorzystania dobowego czasu pracy w granicach od 0 do 24 h. Tak duża elastyczność dobowego wykorzystania czasu pracy, umożliwia wprawdzie dotrzymanie normatywnego czasu postoju urządzenia w wypadku nawet znacznych odstępstw od typowego zakresu prac remontowych, ale jednocześnie wpływa demobilizująco na podnoszenie wydajności pracy, a często nawet powoduje jej obniżenie spowodowane możliwością większego wykorzystania dobowego normatywu czasu dla rekompensaty niższej wydajności pracy.

Istniejące więc normatywy postoju urządzeń energetycznych nie można uważać za technicznie udokumentowane, a ich zastosowanie jako dyrektywnego czasu postoju urządzenia w remoncie jest ekonomicznie nie uzasadnione.

Wykonanie ekonomicznej analizy eksploatacji urządzenia, wymaga znajomości technicznie uzasadnionego czasu jego postoju w remontach. Postój u-

rządzenia zależy natomiast nie tylko od szczegółowego zakresu prac remontowych, znajomości ich pracochłonności oraz wielkości zaangażowanych środków, ale również od stosowanej technologii remontu, często niedocenianej i zapominanej przy ustalaniu normatywów czasowych postoju urządzenia w remoncie. Graficznym obrazem stosowanej technologii remontu jest siatka zależności technologicznych poszczególnych czynności remontowych.

W chwili obecnej istnieje wiele metod analizy siatek czynności.Do podstawowych metod umożliwiających analizę w zakresie czasu i terminów należą

- metoda CPA (Critical Path Analysis - analiza drogi krytycznej) dla modeli deterministycznych,
- metodą PERT (Program Evaluation and Review Technique - metoda oceny i kontroli programu) dla modeli probabilistycznych.

Analiza czasów trwania czynności remontowych jako zmiennych losowych, skłania do przyjęcia probabilistycznego modelu obliczeniowego - np. metody PERT, dla której konieczność wyznaczenia czasów trwania czynności remontowych metodą szacunkową, daje możliwość wykorzystania ustalonej pracochłonności poszczególnych czynności remontowych metodą analityczno-szacunkową [9].

3. Podstawy teoretyczne metody PERT

Podstawowym przybliżeniem przyjętym w metodzie PERT jest założenie, iż czasy trwania czynności podlegają rozkładowi beta, którego funkcja gęstości ma następującą postać:

$$f(t) = \begin{cases} K\,(t-a)^{\alpha}\,(b-t)^{\gamma} & \text{dla } a \leq t \leq b \\ & \alpha > 0 \text{ i } \gamma > 0 \\ 0 & \text{dla } t < a \text{ i } t > b, \end{cases} \qquad (20)$$

gdzie:

- $f(t)$ - funkcja gęstości rozkładu prawdopodobieństwa czasów trwania czynności,
- t - zmienna losowa czasu trwania czynności,
- a - wielkość graniczna, zwana optymistycznym czasem trwania czynności, poniżej którego prawdopodobieństwo wykonania czynności jest małe,
- b - wielkość graniczna, zwana pesymistycznym czasem trwania czynności, potrzebnym do jej wykonania przy wyjątkowo niesprzyjających warunkach,
- $\alpha\ \gamma$ - parametry funkcji beta $B\left[(\alpha+1), (\gamma+1)\right]$,
- k - liczba stała związana z funkcją beta parametrów α i γ, przy czym

$$K = B\left[(\alpha+1), (\gamma+1)\right]^{-1}$$

Zgodnie z twierdzeniem Rolle'a, jeżeli funkcja f(x) jest ciągła w przedziale domkniętym $< a,b >$, różniczkowalna w przedziale otwartym (a,b) i przyjmuje na jego końcach wartości równe f(a) = f(b), to istnieje co najmniej jeden taki punkt $c \in (a,b)$, że $f'(c) = 0$.

Ponieważ funkcja gęstości rozkładu prawdopodobieństwa czasów trwania czynności f(t), spełnia założenia w twierdzeniu Rolle'a, a ponadto

$$f(a) = f(b) = 0$$

$$\text{i } f(t) > 0 \quad \text{dla} \quad t \in (a,b)$$

to istnieje co najmniej jedno ekstremum jako maksimum funkcji. Łatwo wykazać, że f(t) posiada w przedziale $< a,b >$ tylko jedno ekstremum (maksimum), które funkcja osiąga dla najbardziej prawdopodobnego czasu trwania czynności, tzn. czasu, który zdarzałby się najczęściej w przypadku wielokrotnego powtarzania danej czynności w warunkach normalnych - oznaczonego przez

$$m = \frac{\alpha b + \beta a}{\alpha + \beta}, \tag{21}$$

gdzie:

m - najbardziej prawdopodobny czas trwania czynności.

W celu jednoznacznego określenia rozkładu beta, autorzy metody PERT przyjęli jeszcze jedno przybliżenie zakładając, iż o d c h y l e n i e s t a n d a r d o w e czasów trwania czynności równe jest jednej szóstej przedziału zmienności, a więc:

$$\sigma = \frac{b - a}{6} \tag{22}$$

Każda funkcja gęstości rozkładu prawdopodobieństwa posiada dwie bardzo charakterystyczne wielkości, a mianowicie w i e l k o ś ć ś r e d n i ą i w a r i a n c j ę.

Wyznaczenie wartości średniej dla rozkładu beta, wymaga rozwiązania równania trzeciego stopnia, przy czym autorzy metody PERT posłużyli się przybliżeniem liniowym, określając oczekiwany czas trwania czynności jako wartość średnią rozkładu beta, następującym wzorem:

$$t_o = \frac{a + 4m + b}{6}, \tag{23}$$

gdzie:

t_o - oczekiwany czas trwania czynności,

m - najbardziej prawdopodobny czas trwania czynności.

Wariancja określająca miarę rozrzutu zmiennych losowych wokół wartości średniej, określa nam dla oczekiwanego czasu trwania czynności miarę rozbieżności oceny pesymistycznej (b) i optymistycznej (a).

$$\sigma^2_{t_o} = \left(\frac{b-a}{6}\right)^2, \qquad (23)$$

gdzie:

$\sigma^2_{t_o}$ - wariancja oczekiwanego czasu trwania czynności.

4. Ustalenie czasów trwania czynności

Konieczność ustalenia trzech czasów trwania czynności w metodzie PERT (czasu najbardziej prawdopodobnego, optymistycznego i pesymistycznego), stworzyła czynnik hamujący dla powszechnego stosowania tej metody do prac remontowych. Wykorzystując znajomość pracochłonności poszczególnych czynności remontowych ustalonych metodą analityczno-szacunkową [9], można zaproponować analityczny sposób wyznaczenia szukanych czasów trwania czynności remontowych (m, a, b).

Dla każdej czynności remontowej można ustalić następujące pojęcia w zakresie zatrudnienia:

$\bar{z}$ - najczęściej stosowane zatrudnienie jako wynik średniej wartości z próby przy ustalaniu pracochłonności,

z_{min} - minimalne zatrudnienie poniżej, którego nie można zrealizować danej czynności remontowej przestrzegając ustalonej technologii i warunków bezpieczeństwa pracy,

z_{max} - maksymalne zatrudnienie powyżej, którego pracownicy nie będą w pełni wykorzystani.

Wykorzystując fakt, iż oprócz średniej wartości pracochłonności z próby $\bar{p}$, istnieją wartości skrajne p_{min} i p_{max}, proponuje się obliczyć czasy trwania czynności wg następujących wzorów:

$$m = \frac{\bar{p}}{\bar{z}} \qquad (25)$$

$$a = \frac{p_{min}}{z_{max}} \qquad (26)$$

$$b = \frac{p_{max}}{z_{min}} \qquad (27)$$

dla $z_{min} \leqslant \bar{z} \leqslant z_{max}$

gdzie:

$\bar{p}$ - pracochłonność srednia z próby,

p_{min} - pracochłonność minimalna z próby,

p_{max} - pracochłonność maksymalna z próby.

Dla czasów trwania czynnosci remontowych podstawową jednostką czasu jest godzina (h), jako wynik ilorazu pracochłonności w roboczogodzinach (rbh) i ilości pracowników (rb).

Pesymistyczny charakter szacunku, wynikający często z tendencji zawyżania wyników przez wielu szacujących, nie sprzyja jego praktycznemu zastosowaniu. Dlatego też w celu uzyskania wyników mobilizujących, tzn. takich aby pracochłonność oczekiwana nie była większa od pracochłonności średniej z próby tzn. aby

$$p_o \leqslant \bar{p}, \tag{28}$$

gdzie:

p_o - pracochłonność oczekiwana,

zaleca się przyjmować do obliczeń pracochłonność najbardziej prawdopodobną zamiast pracochłonności średniej z próby, przy czym

$$p_m = p \pm \varepsilon_{max},$$

gdzie:

p_m - pracochłonność najbardziej prawdopodobna,

ε_{max} - maksymalny błąd względny.

Biorąc pod uwagę nierówność (28) zaleca się przyjmować wartość pracochłonności najbardziej prawdopodobnej z następującego przedziału:

$$\bar{p}\,(1 - \varepsilon_{max}) \leqslant p_m \leqslant \bar{p} \tag{30}$$

Poza tym dla praktycznej przydatności otrzymywanych wyników stosowanie lewostronnej granicy przedziału $< \bar{p}\,(1 - \varepsilon_{max}),\ \bar{p} >$ uwarunkowane jest ustaleniem pracochłonności średniej z próby z co najmniej średnim stopniem dokładności $\varepsilon_{max} \leqslant 0{,}15$ przy liczebności próby $n \geqslant 5$.

Tak więc wzory (23) i (25) otrzymują następującą postać:

$$t'_o = \frac{a + 4m' + b}{6} \tag{23a}$$

oraz

$$m' = \frac{p_m}{\bar{z}}, \tag{25a}$$

gdzie:

$\hat{t}_o$ - skorygowany oczekiwany czas trwania czynności,

$\hat{m}$ - skorygowany najbardziej prawdopodobny czas trwania czynności.

5. Ustalenie czasu trwania remontu

W siatce zależności technologicznych najdłuższy ciąg czynności zwany drogą krytyczną, wyznacza czas trwania przedsięwzięcia, jakim jest remont urządzenia, a więc:

$$T_w = \max (T_{w1}, T_{w2}, \ldots\ldots, T_{wi}), \tag{31}$$

gdzie:

T_w - najwcześniejszy czas realizacji przedsięwzięcia (najdłuższy ciąg czynności),

T_{wi} - najwcześniejszy czas realizacji i-tego ciągu czynności.

Najwcześniejszy czas realizacji przedsięwzięcia jest więc algebraiczną sumą oczekiwanych czasów trwania czynności wzdłuż drogi krytycznej.

$$T_w = \sum_{i=1}^{n} t_{oi}, \tag{32}$$

gdzie:

t_{oi} - oczekiwany czas trwania i-tej czynności na drodze krytycznej,

n - ilość czynności na drodze krytycznej.

Najwcześniejszy czas realizacji przedsięwzięcia jako suma zmiennych losowych (oczekiwanych czasów trwania czynności), jest również zmienną losową. Zgodnie z centralnym twierdzeniem granicznym, rozkład prawdopodobieństwa T_w zbliża się do rozkładu normalnego, jeśli liczba czynności n jest dostatecznie duża, przy niekoniecznie normalnych rozkładach t_{oi}.

Wariancja najwcześniejszego czasu realizacji przedsięwzięcia jest natomiast sumą wariancji oczekiwanych czasów trwania czynności na drodze krytycznej, a więc:

$$\sigma^2_{T_w} = \sum_{i=1}^{n} \sigma^2_{t_{pi}}, \tag{33}$$

gdzie:

$\sigma^2_{T_w}$ - wariancja najwcześniejszego czasu realizacji przedsięwzięcia,

$\sigma^2_{t_{oi}}$ - wariancja oczekiwanego czasu trwania i-tej czynności na drodze krytycznej.

Wprowadzając zmienną losową standaryzowaną rozkładu normalnego, otrzymamy:

$$F(\lambda_p) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\lambda_p} \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda^2\right) d\lambda, \tag{34}$$

przy czym

$$\lambda = \frac{X_{T_w} - T_w}{\sigma_{T_w}}, \tag{35}$$

gdzie:

$F(\lambda_p)$ - dystrybuanta rozkładu normalnego,

λ - zmienna losowa standaryzowana (odchylenie zmiennej losowej zwykłej od średniej wartości rozkładu normalnego, wyrażone w jednostkach odchylenia standardowego),

X_{T_w} - zmienna losowa zwykła,

T_w - średnia wartość rozkładu normalnego najwcześniejszych czasów realizacji przedsięwzięcia,

σ_{T_w} - odchylenie standardowe zbiorowości generalnej,

λ_p - wartość graniczna, dla której dystrybuanta przedstawia prawdopodobieństwo P, że zmienna losowa standaryzowana nie jest większa od wartości granicznej, czyli

$$P(\lambda \leq \lambda_p) = F(\lambda_p) \tag{36}$$

W literaturze można spotkać następującą praktyczną interpretację wartości dystrybuanty rozkładu normalnego:

$$F(\lambda) < F(\lambda_{0,25}) = 0,25 \tag{37}$$

$$F(\lambda_{0,25}) \leq F(\lambda) \leq F(\lambda_{0,60}) \tag{38}$$

$$F(\lambda) > F(\lambda_{0,60}) = 0,60 \tag{39}$$

Dla realizacji przedsięwzięcia w terminie ściśle sprecyzowanym $T_s = X_{T_w}$

- przy warunku (37) istnieje znaczne ryzyko dotrzymania terminu,
- przy warunku (38) istnieje normalne ryzyka realizacji przedsięwzięcia w terminie,
- przy warunku (39) istnieje nadmiar środków dla realizacji przedsięwzięcia lub ilość środków należy skorygować.

Ustalenie czasu trwania przedsięwzięcia musi więc nastąpić z obszaru o normalnym ryzyku realizacji przedsięwzięcia. Wykorzystując zależność (38) oraz (34) i (36), otrzymamy:

$$\lambda_{0,25} \leqslant \lambda \leqslant \lambda_{0,60} \tag{40}$$

Biorąc pod uwagę, że $\lambda_{0,25} = -0,67$ i $\lambda_{0,60} = 0,25$ oraz podstawiając równanie (35) do zależności (40), otrzymamy:

$$T_w - 0,67\ \sigma_{T_w} < X_{T_w} \leqslant T_w + 0,25\ \sigma_{T_w} \tag{41}$$

Nierówność podwójna (41) przedstawia przedział zamknięty dla najwcześniejszych czasów trwania remontu, dla których podejmowane ryzyko dotrzymania wyznaczonego ściśle sprecyzowanego terminu realizacji przedsięwzięcia $T_s = X_{Tw}$ - jest normalne.

W celu ustalenia mobilizującego czasu trwania remontu przyjąć należy, jako ściśle sprecyzowany czas trwania remontu - granicę lewostronną wyznaczonego przedziału o normalnym ryzyku realizacji przedsięwzięcia, a więc:

$$T_s = T_w - 0,67\ \sigma_{T_w}, \tag{42}$$

gdzie:

T_s - czas trwania przedsięwzięcia remontu ściśle sprecyzowany.

Wykorzystując zależności (37), (38), (39) oraz (35) sporządzono wykres (rys. 2) obrazujący wielkość ryzyka realizacji przedsięwzięcia w funkcji odchylenia standardowego i odchylenia bezwzględnego od wartości średniej najwcześniejszego czasu realizacji przedsięwzięcia, tzn.

$$F\left(\frac{\Delta T}{\sigma_{T_w}}\right) = \text{idem}, \tag{43}$$

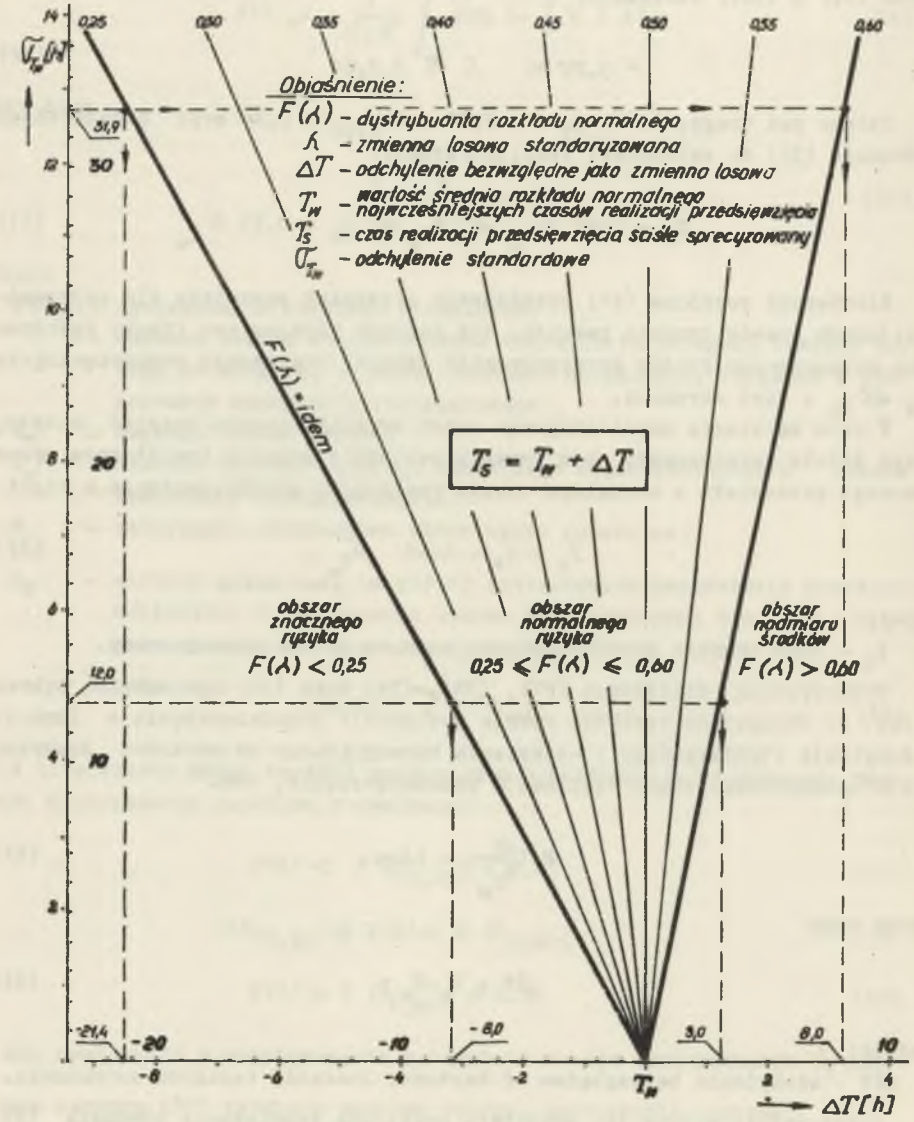
przy czym

$$\Delta T = T_s - T_w, \tag{44}$$

gdzie:

ΔT - odchylenie bezwzględne od wartości średniej rozkładu normalnego.

Jednocześnie wykres ten umożliwia graficzne rozwiązanie równania (42) wyznaczając mobilizujący czas trwania przedsięwzięcia dla $F\left(\frac{\Delta T}{\sigma_{T_w}}\right) = 0,25$



Rys. 2. Wykres obrazujący wielkość ryzyka realizacji przedsięwzięcia $F(\lambda) = idem$

6. Wyniki zastosowanej metody w praktyce

Przedstawiony sposób ustalenia czasu trwania remontu został przez autora wykorzystany dla turbiny PWK-200 oraz turbozespołu TC-25. Dla turbiny PWK-200 przyjęto typowy zakres prac remontu kapitalnego z uwzględnieniem skrobania płaszczyzn podziałowych kadłuba wysokiego ciśnienia. Siatkę zależności technologicznych o 190 czynnościach opracował autor dla prac remontowych kadłuba, układu przepływowego, wirnika, dławnic i łożysk części wysokiego, średniego i niskiego ciśnienia turbiny. Dla poszczególnych kadłubów ilość czynności remontowych wahała się w przedziale 60-70 szt. Dla turbozespołu TC-25 przyjęto typowy zakres prac remontu kapitalnego. Siatkę zależności technologicznych o 128 czynnościach opracował autor dla prac remontowych generatora oraz turbiny z regulacją i systemem olejowym, natomiast dla prac remontowych kadłuba, układu przepływowego, wirnika, dławic i łożysk turbiny - ilość czynności remontowych wynosiła 65 szt.

Pracochłonność dla poszczególnych czynności remontowych ustalono metodą analityczno-szacunkową, co pozwoliło zastosować przedstawioną metodę ustalania najbardziej prawdopodobnych, optymistycznych i pesymistycznych czasów trwania czynności wg wzorów (25a), (26) i (27).

Ustalenie najwcześniejszego czasu realizacji przedsięwzięcia wg wzoru (32) nie sprzyja podnoszeniu wydajności pracy w wypadku, gdy oczekiwany czas trwania czynności jest czasem pesymistycznym, tzn. gdy

$$t_{oi} \geq m_i \tag{45}$$

wówczas autorzy metody PERT zalecają przyjmować do analizy czas najbardziej prawdopodobny m_i.

Najwcześniejszy mobilizujący czas realizacji przedsięwzięcia jest więc algebraiczną sumą mniejszych wartości spośród dwóch czasów - najbardziej prawdopodobnego i skorygowanego oczekiwanego czasu trwania czynności wg wzoru (23a), a więc

$$T_{wm} = \sum_{i=1}^{n} \min (m_i, t'_{oi}), \tag{46}$$

gdzie:

T_{wm} - najwcześniejszy mobilizujący czas realizacji przedsięwzięcia.

Wykorzystując nierówność (41) i równanie (46), można wyznaczyć przedział zamknięty dla najwcześniejszych mobilizujących czasów realizacji przedsięwzięcia, dla których podejmowane ryzyko dotrzymania wyznaczonego ściśle sprecyzowanego mobilizującego terminu realizacji tegoż przedsięwzięcia - jest normalne a więc:

Tablica 4

Zestawienie wyników analizy drogi krytycznej siatki zależności technologicznych remontu kapitalnego turbiny PWK-200 i turbozespołu TC-25

Lp.	O z n a c z e n i e	Jednostki	PWK - 200	TC - 25
1	n	szt	26	26
2	$\bar{p}$	rbh	1407	893
3	ξ_{max}		0,165	0,082
4	$p_m \in \left[\bar{p}\,(1 - \xi_{max}),\ \bar{p}\,(1 + \xi_{max})\right]$	rbh	[1175, 1639]	[820, 966]
5	T_w	h	531	244
6	σ_{T_w}	h	32	12
7	$\Delta T \in \left[\lambda_{0,25}\ \sigma_{Tw},\ \lambda_{0,60}\ \sigma_{Tw}\right]$	h	[-21, 8]	[-8, 3]
8	$T_s \in \left[T_w + \lambda_{0,25}\ \sigma_{Tw},\ T_w + \lambda_{0,60}\ \sigma_{Tw}\right]$	h	[510, 538]	[236, 247]
		db	[38, 41]	[20, 21]
9	T_{wm}	h	497	222
10	$T_{sm} \in \left[T_{wm} + \lambda_{0,25}\ \sigma_{Tw},\ T_{wm} + \lambda_{0,60}\ \sigma_{Tw}\right]$	h	[476, 505]	[214, 225]
		db	[36, 38]	[18, 19]

$$T_{wm} - 0{,}67\ \delta_{T_w} \leq T_{sm} \leq T_{wm} + 0{,}25\ \delta_{Tw}, \qquad (47)$$

gdzie:

T_{sm} - mobilizujący ściśle sprecyzowany czas realizacji przedsięwzięcia.

Do analizy siatki zależności technologicznych przyjęto zatrudnienie najczęściej stosowane przy remoncie, natomiast dla drogi krytycznej wyznaczającej czas trwania remontu przyjęto współczynnik wykorzystania dobowego czasu pracy - 0,5, tzn. 12 h na dobę, z wyjątkiem czynności stygnięcia kadłuba turbiny.

Wyniki przeprowadzonej analizy dotyczące drogi krytycznej przedstawiono w tablicy 4, z której wynika, że technicznie uzasadniony czas trwania, typowego remontu kapitalnego turbiny PWK-200, mieści się w przedziale $\langle T_{sm}, T_s \rangle$ tj. 36 do 41 dni, przy czym im krótszy ściśle sprecyzowany (dyrektywny) czas postoju urządzenia w remoncie, tym większe ryzyko jego realizacji.

Istniejący normatyw postoju bloku energetycznego o mocy 200 MW, wynoszący 45 dni (tablica 2) dla remontu kapitalnego o typowym zakresie prac, w praktyce skracano wielokrotnie do 40 dni, jednak przede wszystkim w wyniku stosowanych dodatkowych bodźców materialnego zainteresowania dla wykonawców remontu.

Ustalone technicznie uzasadnione czasy trwania remontu jako wynik zastosowania przedstawionej metody mają praktyczne zastosowanie przy uwzględnieniu istniejących warunków techniczno-ekonomicznych wykonywania prac remontowych.

7. Wnioski

Wyznaczenie technicznie uzasadnionych czasów postoju urządzenia w remontach umożliwia prowadzenie badań optymalizacji czasów postoju urządzenia w cyklu remontowym.

Wprowadzenie metody probabilistycznej do obliczeń, w tym również prezentowanej w artykule metody PERT, pozwala między innymi ustalić dla wykonawców remontu, bodźce materialnego zainteresowania w funkcji wielkości podjętego ryzyka dotrzymania dyrektywnego terminu realizacji przedsięwzięcia.

Zastosowanie przedstawionej metody w praktyce powinno wpłynąć na intensyfikację środków, prowadząc do ich maksymalnego wykorzystania. Metoda ta może również posłużyć do przeprowadzenia weryfikacji normatywów postoju remontowanych urządzeń energetycznych uwzględniając stosowaną w elektrowni technologię i mechanizację prac remontowych.

LITERATURA

1. Abramow S.A. i inni: Metody analizy sieciowej w planowaniu i zarządzaniu. WMON, Warszawa 1967.
2. Fusek A. i inni: Analiza drogi krytycznej. PWE, Warszawa 1967.
3. Praca zbiorowa: Siatki czynności i ich analiza. WM, 1967.
4. Praca zbiorowa: Zastosowanie matematyki w badaniach ekonomicznych - cz III. PWE, Warszawa 1968.
5. Praca zbiorowa: Informator energetyka. WNT, Warszawa 1969.
6. Praca zbiorowa: Mały słownik ekonomiczny. PWG, Warszawa 1958.
7. Praca zbiorowa: Instrukcja o planowo-zapobiegawczych remontach urządzeń energetycznych. MGiE, Warszawa 1964.
8. Praca zbiorowa: Aneks do "Instrukcji o planowo-zapobiegawczych remontach urządzeń energetycznych".Zjednoczenie Energetyki, 1968.
9. Szczurek J.: Ustalenie pracochłonności remontu urządzeń metodą analityczno-szacunkową. ZN Pol.Sl. Energetyka nr 34, 1970.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ РЕМОНТА
НА ОСНОВАНИИ АНАЛИЗ КРИТИЧЕСКОГО ПУТИ МЕТОДОМ ПЕРТ

Р е з ю м е

В настоящей работе обосновано положительность определения технически обоснованных продолжительностей ремонтов энергетических устройств, а также проанализировано суточные нормативы стоянки этих устройств во время ремонта. Представлен способ определения продолжительности ремонта устройства на оснований технических соображений, с применением пробабилистического метода сеточного анализа ПЕРТ. Приведено также результаты применения вышесказанного метода на практике.

DETERMINATION OF THE REPAIR TIME BASING ON THE CRITICAL
PATH ANALYSIS WITH PERT METHOD

S u m m a r y

In the paper, an usefulness of determination of the technically grounded repair times of energetical devices is proved and the twenty-four hours standards of the repair standstill of these devices are analyzed. A method of determination of the repair time of a device basing on technical conditions and using the probabilistic PERT method of net analysis is presented. Results of the practical use of said method are also given.