ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1970

Seria: ENERGETYKA z. 34 Nr kol. 279

JERZY SZCZUREK

Ośrodek Badań Ekonomicznych
Zjednoczenia Energetyki

USTALENIE PRACOCHŁONNOŚCI REMONTU URZĄDZEŃ METODĄ ANALITYCZNO-SZACUNKOWĄ[x)]

Streszczenie. Analiza metod badania pracy dla ustalenia ich przydatności do określania pracochłonności operacji technologicznych remontu urządzeń, wybór metody analityczno-szacunkowej oraz ustalenie dla niej modelu obliczeniowego pozwalającego wyznaczyć algebraicznie lub graficznie stopień dokładności uzyskanych wyników.

1. Wstęp

W celu zregenerowania zużytego w czasie eksploatacji urządzenia należy wykonać zabiegi remontowe, które w zależności od swojego zakresu mają za zadanie przedłużyć czas eksploatacji, bądź przywrócić urządzeniu pierwotne wskaźniki techniczno-ekonomiczne. Eksploatacja urządzenia aż do jego technicznegc zużycia nie zawsze jest ekonomicznie uzasadniona. W energetyce, szczególnie dla urządzeń podstawowych (kotły i turbozespoły), staje się coraz bardziej konieczne ustalenie cyklu remontowego

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

na bazie przesłanek naukowo-technicznych. Jednym z parametrów analizy energetyczno-ekonomicznej cyklu remontowego urządzenia jest pracochłonność poszczególnych operacji remontowych. Każda instrukcja technologiczna remontu urządzenia powinna zawierać między innymi pracochłonność operacji technologicznych, jako podstawy w planowaniu i operatywnym kierowaniu wszelkich przedsięwzięć dotyczących urządzenia. Sporządzenie instrukcji technologicznych remontu urządzeń, bądź też weryfikacja pracochłonności operacji technologicznych często ustalanych bardzo dowolnie w istniejących instrukcjach, wymaga ustalenia pracochłonności remontu urządzeń w oparciu o metody naukowe.

2. Ustalenie metody badań

W celu ustalenia metody badania pracochłonności remontu urządzenia, należy pokrótce omówić bardziej znane metody badania czasu pracy i jego wykorzystania, a więc:

- metody oparte na ciągłych pomiarach czasu pracy (chronometraż i fotografia dnia roboczego),
- metody oparte na wyrywkowym badaniu czasu pracy (metoda obserwacji migawkowych),
- metody oparte na technice filmowo-telewizyjnej,
- metoda analityczno-szacunkowa.

Chronometraż polega na mierzeniu czasu czynności powtarzających się, aby potem, z szeregu pomiarów, ustalić właściwe średnie wartości. Charakterystyczną cechą chronometrażu jest więc wielokrotność obserwacji tej samej operacji. Ilość obserwacji przy chronometrażu, potrzebna dla uzyskania prawidłowego wyniku, określana jest różnie przez autorów: tak np. F.W. Shumard twierdzi, że przy pomiarach chronometrażowych czasu trwania określonej operacji, 90 obserwacji przeważnie wystarczają.

Natomiast W.G. Holms uważa, że dla krótkich operacji należy przyjmować 10, a 2 do 6 dla pomiarów dłuższych. Odmienny pogląd w tej sprawie reprezentuje R. Wołk [5], który biorąc za podstawę statystykę Studenta określa 5 do 56 obserwacji dla produkcji mało seryjnej - dla dokładności $\pm$ 15% przy poziomie ufności $P = 0,90$ oraz współczynniku zawartości szeregu chronometrażowego $K_s = 1,35 \div 3,00$ (dla większego K_s większa liczba obserwacji). Współczynnik zwartości określany jest wzorem

$$K_s = \frac{X_{max}}{X_{min}},$$

gdzie:

X_{max} - maksymalna wartość obserwacji,
X_{min} - minimalna wartość obserwacji.

<u>Fotografia dnia roboczego</u>, zwana też inaczej obserwacją przebiegu dnia roboczego, charakteryzuje się tym, że nie jest związana z jedną jedyną obserwacją, a obejmuje całą grupę robót, np. prac jednolitych technologicznie. W naszym przypadku fotografia dnia roboczego mogłaby obejmować, przykładowo: remont korpusu turbiny, systemu olejowego turbozespołu itp. Zależnie od wymaganej dokładności wyników obserwacji i możliwości jej przeprowadzenia, można ją ograniczyć do wąskiej specjalności lub też rozciągnąć na szerszy zakres robót. Ilość wyników obserwacji określa R. Wołk [5] za pomocą metody Monte Carlo.

Wykorzystując dwie statystyki t_2 i t_3, określone przez

$$t_2 = \frac{\bar{X} - m}{R}\sqrt{n}, \qquad t_3 = \frac{\bar{X} - m}{R_2}\sqrt{n},$$

wyznaczymy ilość obserwacji, wzorem bardziej wygodnym dla określenia próbki wstępnej, a to ze względu na łatwość obliczenia R. Wzór ten ma postać

$$n = \left(\frac{t_2 R}{\delta}\right)^2,$$

albo jeszcze bardziej efektywną, w sensie statystycznym:

$$n = \left(\frac{t_3 \cdot \bar{R}_2}{\delta}\right)^2,$$

gdzie:

$\bar{X}$ - średnia arytmetyczna wartość z próby,

m - rzeczywista przeciętna wartość populacji generalnej,

n - ilość obserwacji (liczebność próbki),

R - rozstęp,

$$R = X_{max} - X_{min}$$

$\bar{R}_2$ - średni rozstęp par zmiennych w próbce o liczebności n

$$\bar{R}_2 = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} (R_2)_i$$

δ - błąd bezwzględny,

$(R_2)_i$ - rozstęp i-tej pary zmiennych,

k - ilość zmiennych w próbce,

$$k = \frac{n}{2}$$

i - kolejny numer pary.

Liczebność próbki waha się od 4 do 16. Na podstawie wyników próbki, a między innymi i na podstawie obliczonego rozstępu wyliczyć można dopiero ilość obserwacji.

Metoda obserwacji migawkowych [2], [5] polegająca na prowadzeniu obserwacji w ściśle określonych w sposób losowy momentach czasowych, stosowana zamiast obserwacji ciągłej, znacznie zmniejsza nakład czasu na wykonanie badania. Podstawą tej metody jest rachunek prawdopodobieństwa, nowoczesna teoria gier i statystyka matematyczna. Najbardziej znanymi modelami obliczeniowymi w metodzie obserwacji migawkowych są:

- metoda wprowadzona do praktyki przemysłowej przez Tippetta, oparta na założeniu, iż dla dużej liczebności próby badany element podlega rozkładowi normalnemu,
- metoda, dla której wyjściowymi są wyniki H. Steinhausa w dziedzinie teorii gier; różni się ona zasadniczo od poprzedniej tym, że wyodrębnia układy dwufrakcyjne i wielofrakcyjne. Zakłada się też brak informacji, co do zakresu udziału poszczególnych frakcji, tzn., że udział każdej frakcji może się wahać w granicach od 0 do 1.

W modelu obliczeniowym stosowanym przez Tippetta, liczbę n obserwacji oblicza się z wzoru:

$$n = \frac{\lambda_{\alpha}^{2}(1 - p)}{p \cdot \varepsilon^{2}},$$

gdzie:

λ_{α} - wartość krytyczna dla stopnia ufności wynikającego z rozkładu normalnego $P = 1 - \alpha$,

P - stopień ufności,

α - stopień nieufności,

$$P = \Phi(\lambda) \Bigg|_{-\lambda_\alpha}^{+\lambda_\alpha} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\lambda_\alpha}^{+\lambda_\alpha} e^{-\frac{1}{2}\lambda^2} d\lambda$$

p - prawdopodobieństwo zajścia (udział) zdarzenia,

1-p - prawdopodobieństwo zajścia (udział) zdarzenia odmiennego,

ε - błąd względny oszacowania udziału (prawdopodobieństwa zajścia) p zdarzenia

$$\varepsilon = \frac{\delta}{p}$$

δ - błąd bezwzględny oszacowania udziału (prawdopodobieństwa zajścia) p zdarzenia.

Niezbędną ilość n obserwacji migawkowych, w zależności od wymaganej dokładności ε, wielkości udziału p badanego zdarzenia, dla poziomu ufności P, przedstawiono w tablicy 1 [5].

W modelu obliczeniowym opracowanym na podstawie prac H.Steinhausa, liczbę n obserwacji oblicza się z następującego wzoru:

$$n = \left(\frac{\sqrt{\frac{k-1}{k}} - E}{E} \right)^2$$

gdzie:

k - liczba frakcji,

E - standardowy błąd oszacowania

$$E = \sqrt{\sum_{i=1}^{k} b_i^2},$$

b_i^2 - średni błąd kwadratowy frakcji.

Tablica 1

Zestawienie ilości obserwacji migawkowych
$n = f\ (P, \varepsilon\ , p)$, [5]

P	0,95			0,90		
α	0,05			0,10		
λ_α	$1{,}96 \approx 2{,}0$			1,64		
λ_α^2	4,0			2,7		
n	$\frac{4(1-p)}{p\ \varepsilon^2}$			$\frac{2{,}7\ (1-p)}{p\ \varepsilon^2}$		
p% / ε	40	60	80	40	60	80
0,05	2400	1067	400	1620	720	270
0,10	600	267	100	405	180	68
0,15	267	119	45	180	80	30
0,20	150	67	25	102	45	17
0,30	67	30	12	45	20	8

Praktyczne zastosowanie wzoru Steinhausa określone jest dla:

$$0{,}01 \leqslant E \leqslant 0{,}1 \quad \text{i} \quad 2 \leqslant k \leqslant 20$$

Liczba obserwacji n, obliczona wg wzoru Steinhausa przy tym samym sumarycznym błędzie szacowania udziałów frakcji zdarzeń, jest większa od liczby obserwacji wyliczonych wg "wzoru klasycznego" (wzór Tippetta).

Metoda obserwacji migawkowych ma niewątpliwie największe zastosowanie przy badaniu struktury czasu roboczego. Stosowana może być między innymi, do ustalania i sprawdzania norm pracy na określone operacje długotrwałe i powtarzalne. Można wówczas stosować dużą ilość obserwacji, co wyklucza zastrzeżenia wynikające z wpływu małej ilości obserwacji na przyjęte modele obliczeniowe.

Badanie pracy oparte na technice filmowo-telewizyjnej wymaga wyposażenia w drogi sprzęt, a samo badanie przy operacjach długotrwałych jest bardzo kosztowne. Często więc brak możliwości stosowania tej metody, która posiada jednak dużą zaletę, polegającą na możliwości wielokrotnego odtwarzania i analizowania uzyskanych wyników.

Metoda analityczno-szacunkowa, polega na wykonaniu przez doświadczonych informatorów szacunku np. czasu trwania operacji elementów składowych operacji szacunkowej, a następnie na analitycznym obliczaniu wyników dotyczących całej operacji lub przedsięwzięcia jakim jest remont urządzenia. Zespół fachowców skupionych wokół Międzynarodowego Biura Pracy w Genewie [3] uważa, iż metoda ta może być stosowana na szerszą skalę przy ustalaniu norm dla konserwacji maszyn oraz dla robót remontowych; jest ona szczególnie cenna dla ustalania planów remontów zapobiegawczych. Wyniki badań uzyskane metodą analityczno-szacunkową mogą być wykorzystane do tych samych celów, co wyniki ustalone innymi metodami badania pracy, pod warunkiem, że znany jest stopień ich dokładności.

Z przeglądu ww metod badania pracy widać, iż ustalenie stopnia dokładności wyników badania pracy, jest zagadnieniem istotnym, które należy poddać analizie. Ilość obserwacji waha się od 5 do kilku tysięcy, w zależności od charakteru pracy, zastosowanej metody i założonego stopnia dokładności. Operacje technologiczne remontu kapitalnego są w większości, w czasie jednego remontu operacjami niepowtarzalnymi.

Wyników badania pracy, przeprowadzonych w czasie jednego remontu, nie można więc traktować jako średnich wartości zbiorowości ogólnej, gdyż nie można określić przedziału i stopnia ufności. Tak np. przeprowadzone badanie pracy jednego remontu kapitalnego, metodą obserwacji migawkowych, nie dają odpowiedzi na wartości zbiorowości ogólnej, a wyliczona dokładność wyników, wynikająca z ilości obserwacji, dotyczy tylko badanego remontu, który wcale nie musi być reprezentatywny dla całej zbiorowości.

Jak z powyższego wynika, dla ustalenia pracochłonności operacji technologicznych przy jednoczesnym wyznaczeniu przedziału i stopnia ufności, należałoby badać omówione wyżej operacje przy kilku remontach, co pociągnęłoby za sobą znaczne wydłużenie czasu trwania badania, a jednocześnie zwiększyłoby nakład pracy.

Metodą pozwalającą na możliwie szybkie uzyskanie wyników, przy niezbyt dużym nakładzie pracy, jest metoda, którą tutaj nazywać będziemy metodą analityczno-szacunkową; w przeciwieństwie do pozostałych wymienionych metod badania pracy, nie posiada ona w dostępnej literaturze - o ile wiadomo autorowi - modelu obliczeniowego, pozwalającego wyznaczyć przedział i stopień ufności uzyskanych wyników.

Stosowanie więc metody analityczno-szacunkowej dla ustalenia pracochłonności operacji technologicznych remontu urządzenia, wymaga uprzedniego ustalenia dla niej modelu obliczeniowego.

3. Ustalenie modelu obliczeniowego

Pracochłonności poszczególnych operacji technologicznych remontu urządzenia zależą od wielu czynników, a między innymi od:

- warunków eksploatacji,
- subiektywnego sposobu prowadzenia ruchu urządzenia,
- sposobu i jakości ostatnio przeprowadzonego remontu.

Dlatego też pracochłonność całego remontu urządzenia, jak i poszczególnych jego operacji technologicznych, należy traktować jako zdarzenie losowe.

Określając pracochłonność metodą analityczno-szacunkową otrzymujemy n niezależnych wyników, tworzących próbę zmiennych losowych ze zbiorowości generalnej. Od wielkości tej próby zależy przebieg wykonania obliczeń.

Przy większej liczbie wyników ($n > 30$) różnica między odchyleniem standardowym wyliczonym z próby S_x, a odchyleniem standardowym zbiorowości generalnej σ_x, jest nieistotna, a więc:

$$S_x \approx \sigma_x$$

Jednocześnie różnica w obliczeniu wartości całki prawdopodobieństwa rozkładu normalnego, a prawidłowo wyliczonym prawdopodobieństwem dla małej próby jest również nieistotna, a więc przy założeniu, że zmienna losowa X układa się wg krzywej rozkładu normalnego, możemy napisać:

$$P(|X - m| < \lambda\sigma_x) \approx P(|X - m| < \lambda S_x)$$

gdzie:

$P(|X - m| < \lambda \sigma_x)$ - wartość całki rozkładu normalnego w granicach $(-\lambda\sigma_x, \lambda\sigma_x)$, przedstawiającej prawdopodobieństwo, że $|X - m| < \lambda\sigma_x$

m - rzeczywista średnia wartość zbiorowości generalnej,

λ - błąd względny w jednostkach odchylenia standardowego zbiorowości generalnej, określający granice przedziału ufności

$$\lambda = \frac{\delta_{max}}{\sigma_x}$$

δ_{max} - błąd bezwzględny (maksymalny).

Przy małej ilości wyników (małej próbie o $n < 30$) należy uwzględnić różnicę między odchyleniem standardowym zbiorowości generalnej σ_x, a odchyleniem standardowym wyliczonym z małej próby S_x, która jest tym większa, im mniejsza jest liczba wyników n.

$$S_x = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^{n} (X_k - \bar{X})^2}{n - 1}} \tag{1}$$

gdzie:

S_x - odchylenie standardowe zmiennej losowej X_k, wyliczone z próby,

X_k - zmienna losowa ze zbiorowości generalnej,

$\bar{X}$ - średnia arytmetyczna z próby ze zmiennych losowych X_k

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{n=1}^{n} X_k \tag{2}$$

n - ilość wyników (zmiennych losowych) w próbie.

Przy małej próbie możemy zastosować statystykę Studenta t, która pozwala wnioskować o średniej wartości zbiorowości generalnej m, bez znajomości odchylenia standardowego zbiorowości generalnej σ_x. Wykorzystując założenie, iż średnia arytmetyczna z próby $\bar{X}$, jako zmienna losowa ma rozkład normalny, przy niekoniecznym normalnym rozkładzie zmiennej losowej X_k, możemy obliczyć średnią rzeczywistą wartość zbiorowości generalnej m, ze zmiennej losowej Studenta t.

$$t = \frac{\bar{X} - m}{S_{\bar{x}}} \tag{3}$$

gdzie:

t – zmienna losowa statystyki Studenta,

$S_{\bar{x}}$ – odchylenie standardowe zmiennej losowej $\bar{X}$ (średniej arytmetycznej z próby), zwane błędem standardowym

$$S_{\bar{x}} = \frac{S_x}{\sqrt{n - 1}} \tag{4}$$

Podstawiając równanie (4) do (3), otrzymamy:

$$t = \frac{\bar{X} - m}{S_x} \sqrt{n - 1} \tag{5}$$

Prawdopodobieństwo, że zmienna losowa t Studenta o $k = n - 1$ stopniach swobody zawarta jest w przedziale $(-t_s, t_s)$, wynosi:

$$P(|t| < t_s) = \frac{1}{\sqrt{n - 1}\, B\left[\frac{1}{2}, \frac{1}{2}(n-1)\right]} \int_{-t_s}^{t_s} \frac{dt}{\left(1 + \frac{t^2}{n-1}\right)^{\frac{n}{2}}} \tag{6}$$

gdzie:

$P(|t| < t_s)$ - prawdopodobieństwo, że wartość zmiennej losowej t znajdzie się w przedziale $(-t_s, t_s)$,

t_s - maksymalny błąd względny w jednostkach odchylenia standardowego średniej arytmetycznej $S_{\bar{x}}$, określający granice przedziału ufności

$$t_s = \frac{\delta_{max}}{S_{\bar{x}}} \tag{7}$$

$$\delta_{max} = |\bar{X} - m|_{max} \tag{8}$$

$B\left[\frac{1}{2}, \frac{1}{2}(n-1)\right]$ - dystrybuanta rozkładu beta

Prawdopodobieństwo, iż zmienna losowa t Studenta o k stopniach swobody jest, co do bezwzględnej wartości, mniejsza niż t_s, przedstawiono w tablicy 2.

Jako wskaźnika rozbieżności wyników szacunku (wywiadu) użyto odchylenia względnego V_x, które jest miarą dyspersji względnej i nosi nazwę współczynnika zmienności, charakteryzującego rozrzut względny wyników szacunku cechy X.

$$V_x = \frac{S_x}{\bar{X}} \tag{9}$$

gdzie:

V_x - współczynnik zmienności cechy X.

Współczynnik zmienności charakteryzujący rozrzut względny średnich arytmetycznych $\bar{X}$ z prób (względny błąd standardowy), wynosi:

$$V_{\bar{x}} = \frac{S_{\bar{x}}}{\bar{X}} \tag{10}$$

Tablica 2

Wartość prawdopodobieństwa, iż zmienna losowa t Studenta o k stopniach swobody, jest co do bezwzględnej wartości mniejsza niż t_s

t_s	$P(\|t\| < t_s)$							
	Liczba stopni swobody							
	2	4	6	8	10	15	20	∞
0,8	0,492	0,531	0,546	0,553	0,558	0,564	0,567	0,5763
1,0	577	626	644	653	659	667	671	6827
1,2	647	704	725	736	742	751	756	7699
1,4	704	766	789	801	808	818	823	8385
1,6	749	815	839	852	859	870	875	8904
1,8	786	854	878	890	898	908	913	9281
2,0	816	884	908	919	927	936	941	9545
2,2	841	907	930	941	948	956	960	9722
2,4	862	926	947	957	963	970	976	9836
2,6	878	940	959	968	974	980	983	9907
2,8	893	951	969	977	981	987	989	9949
3,0	905	960	976	983	987	991	993	9973

Podstawiając równania (4) i (9) do (10), otrzymamy:

$$V_{\overline{x}} = \frac{V_x}{\sqrt{n-1}} \tag{11}$$

gdzie:

$V_{\overline{x}}$ - względny błąd standardowy.

Maksymalny błąd względny w jednostkach średniej arytmetycznej $\overline{X}$, oznaczony przez ε_{max}.

$$\varepsilon_{max} = \frac{\delta_{max}}{\overline{X}} \tag{12}$$

Podstawiając równania (7) i (10) do (12), otrzymamy:

$$\varepsilon_{max} = V_{\overline{x}} \cdot t_s \tag{13}$$

Przedział ufności zdefiniowano równaniem (6), określającym stopień ufności $P(|t| < t_s)$, dla którego zmienna losowa t Studenta zawarta jest w przedziale $(-t_s, t_s)$, a więc:

$$- t_s < t < t_s$$

Wykorzystując równania (3) i (7), otrzymamy przedział ufności dla rzeczywistej średniej wartości m zbiorowości generalnej cechy X:

$$\overline{X} - \delta_{max} < m < \overline{X} + \delta_{max} \tag{14}$$

Niniejszą nierówność podwójną (14) wyznaczającą przedział ufności, można zastąpić jedną nierównością wyrażoną za pomocą błędu bezwzględnego δ lub częściej używanego kryterium dokładności, błędu względnego ε, a więc:

$$|\delta| < \delta_{max}$$

lub

$$|\varepsilon| < \varepsilon_{max}$$

gdzie:

δ - rzeczywisty błąd bezwzględny

$$\delta = \bar{X} - m$$

ε - rzeczywisty błąd względny

$$\varepsilon = \frac{\bar{X} - m}{\bar{X}}$$

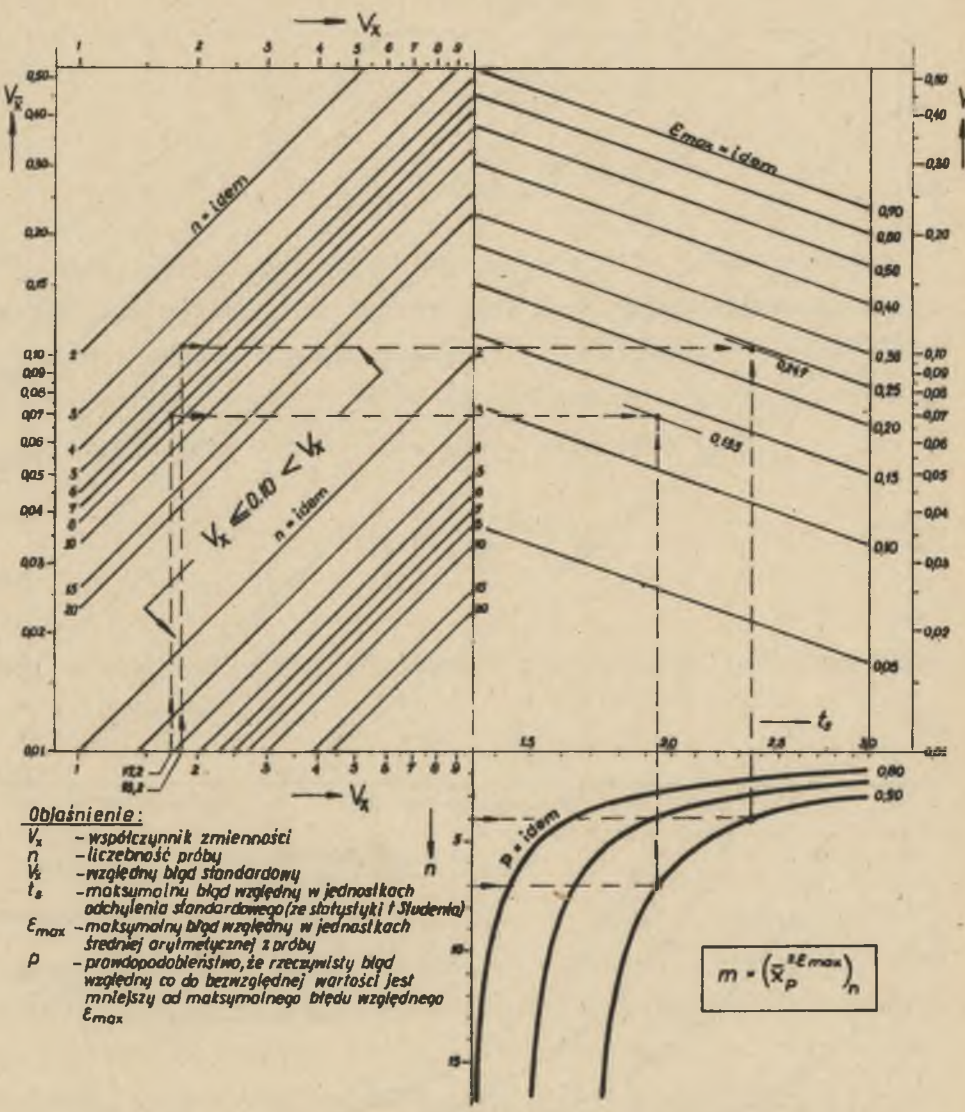
Wyznaczając rzeczywistą wartość średnią m zbiorowości generalnej cechy X za pomocą średniej arytmetycznej $\bar{X}$ z próby o liczebności n i współczynniku V_x, możemy powiedzieć ze stopniem ufności $P(|\varepsilon| < \varepsilon_{max})$, iż popełniony rzeczywisty błąd względny ε jako zmienna losowa jest mniejszy od maksymalnego błędu względnego ε_{max}

$$m = \left(\bar{X}_p \mp \varepsilon_{max}\right)_n \tag{15}$$

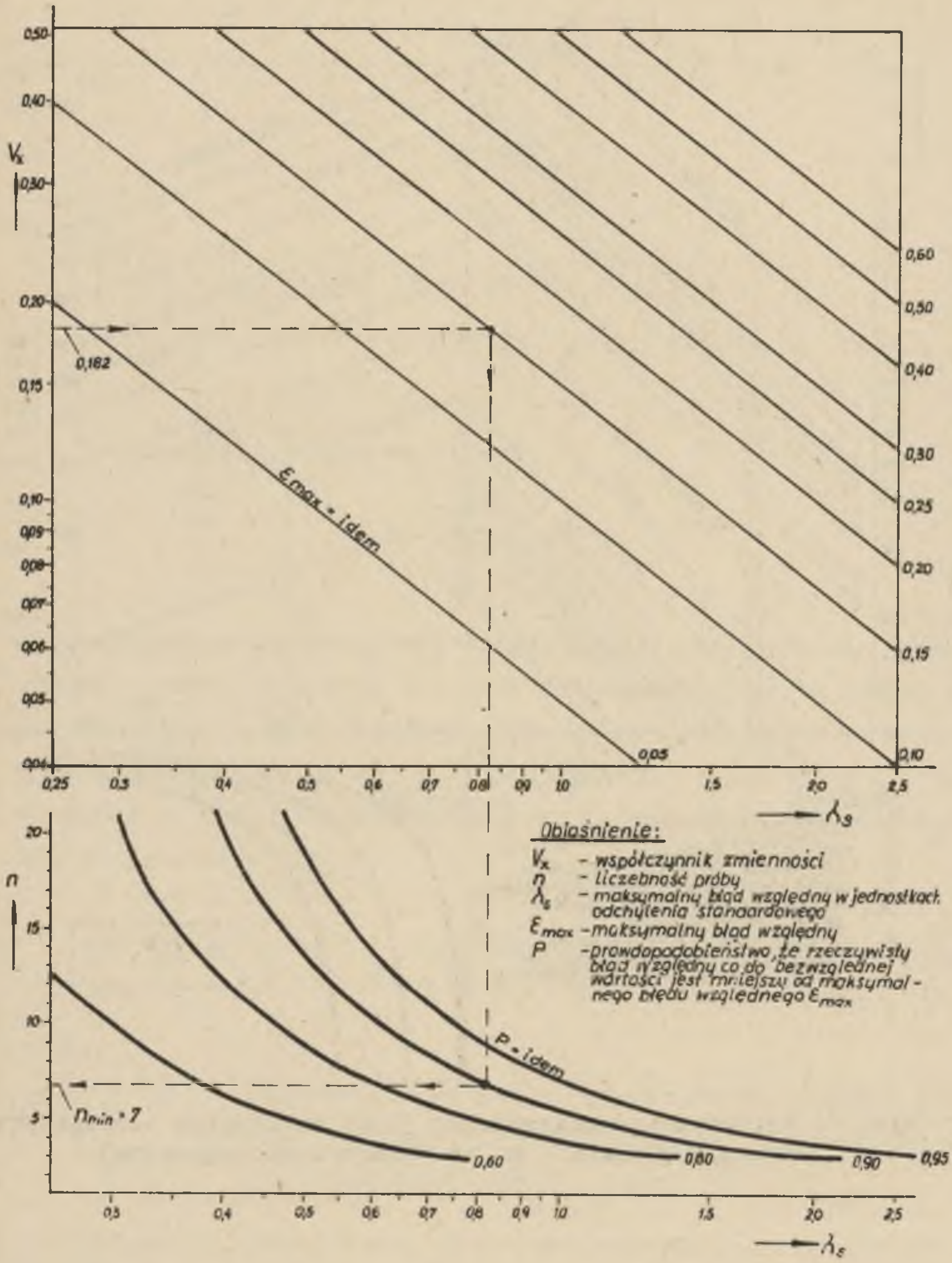
gdzie:

$\bar{X}_p \mp \varepsilon_{max}$ - rzeczywista wartość średnia ze zbiorowości generalnej cechy X, której stopień dokładności z prawdopodobieństwem P, wynosi $\mp \bar{X} \cdot \varepsilon_{max}$.

Graficznym rozwiązaniem przedstawionego modelu obliczeniowego jest sporządzony nomogram (rys. 1), wykorzystujący następujące zależności:



Rys. 1. Wyznaczenie maksymalnego błędu względnego rzeczywistej wartości średniej m ze zbiorowości generalnej



Rys. 2. Wyznaczenie liczebności próby o przewidywanym współczynniku zmienności badanej cechy V_x i założonym maksymalnym błędzie względnym ε_{max}

$$P = f_1\ (n,\ t_s)\ (6),$$

$$V_{\bar{x}} = f_2\ (n,\ V_x)\ (11) \quad \text{oraz}$$

$$V_{\bar{x}} = f_3\ (\varepsilon_{max},\ t_s)\ (13)$$

Ponieważ przedstawiony nomogram (rys. 1) jest uciążliwy w użyciu przy wyznaczaniu liczebności próby o przewidywanym współczynniku zmienności badanej cechy V_x i założonym maksymalnym błędzie względnym ε_{max}, sporządzono nomogram (rys. 2) wykorzystując zależności równań (6), (11), (13) oraz (16)

$$\lambda_s = \frac{t_s}{\sqrt{n-1}} \qquad (16)$$

gdzie:

λ_s - maksymalny błąd względny w jednostkach odchylenia standardowego S_x

$$\lambda_s = \frac{|\bar{X} - m|_{max}}{S_x} \qquad (17)$$

4. Ustalenie kryterium oceny wyników

Możliwość porównania uzyskiwanych z badań wyników jest podstawowym warunkiem ich przydatności do wszelkich analiz. Równanie (15) określa potrzebne informacje do jednoznacznego scharakteryzowania próby ze zbiorowości generalnej i stopnia dokładności wyznaczonej rzeczywistej wartości średniej m badanej cechy X. Przyjęcie jednolitego stopnia ufności P czyli wspólnego poziomu odniesienia, umożliwia dokonanie oceny dokładności uzyskanych wyników i ich wzajemne porównywania. Dla remontu urządzeń przyjmujemy za n o r m a l n y stopień ufności P = 0,90, którą to wielkość można spotkać w literaturze dla jednostkowej produkcji, do której możemy również zaliczyć remont urządzenia wykonywany jednostkowo. Jako kryterium oceny stopnia dokładności dla normalnego stopnia ufności $P = 0,90$, przyjmujemy wielkość przedziału ufności czyli odchylenie od średniej arytmetycznej $\overline{X}$, wyrażone maksymalnym błędem względnym $\pm \varepsilon_{max}$, wg następującej skali ocen:

$\varepsilon_{max} \leqslant 0,05$	- stopień dokładności		b. dobry
$0,05 < \varepsilon_{max} \leqslant 0,10$	- "	"	dobry
$0,10 < \varepsilon_{max} \leqslant 0,15$	- "	"	średni (dostateczny)
$0,15 < \varepsilon_{max} \leqslant 0,20$	- "	"	mały
$0,20 < \varepsilon_{max} \leqslant 0,25$	- "	"	b. mały
$0,25 < \varepsilon_{max} \leqslant 0,30$	- "	"	wyjątkowo mały

Znajomość liczebności próby n jest dopełnieniem do jednoznacznego jej scharakteryzowania przy znanym przedziale i stopniu ufności oraz wyznaczonej z próby wartości średniej badanej cechy X. Poza tym liczebność próby charakteryzuje potencjalną możliwość zwiększenia stopnia dokładności uzyskanego wyniku. Dla remontu urządzeń przyjmujemy za n o r m a l n ą liczebność próby $n = 5$.

Dla powyższych ustaleń, rzeczywista wartość średnia m ze zbiorowości generalnej badanej cechy X, przy warunkach normalnych ($P = 0,90$; $n = 5$), wynosi:

$$m = \overline{X}^{\pm \varepsilon_{max}} \tag{18}$$

5. Wyniki obliczeń

Przedstawiony model obliczeniowy został wykorzystany przy ustalaniu pracochłonności operacji technologicznych remontu kapitalnego turbozespołu ciepłowniczego TC-25. Dla zilustrowania zastosowanej metody obliczeń, wybrano remont układu przepływowego turbiny (bez operacji czyszczenia) o zmiennej liczebności próby.

Ze względu na brak rozeznania co do wielkości współczynnika zmienności V_x badanej cechy X (pracochłonności remontu układu przepływowego turbiny), przyjęto liczebność próby n = 4, dla której algebraiczne obliczenia zestawiono w tablicy 3. Graficzne wyznaczenie maksymalnego błędu względnego (ε_{max} = 0,247) rzeczywistej wartości średniej m ze zbiorowości generalnej, przedstawiono w nomogramie (rys. 1), a więc:

$$m = 506_4^{\pm 0,247} \text{ rbg}$$

Jeśli się przyjmie, że uzyskany stopień dokładności (określony wg przyjętej skali ocen jako b. mały) wyznaczenia pracochłonności remontu układu przepływowego turbiny, z próby o liczebności n = 4 jest niewystarczający, można wyznaczyć minimalną liczebność zbioru n_{min}, dla żądanego stopnia dokładności i znanego już współczynnika zmienności $V_x = 0,182$. Graficzne wyznaczenie minimalnej liczebności zbioru (o przewidywanym współczynniku zmienności V_x), z którego można wyznaczyć rzeczywistą wartość średnią m ze zbiorowości generalnej, z maksymalnym błędem względnym $\varepsilon_{max} \leqslant 0,15$, wynikającym z żądanego średniego stopnia dokładności wg przyjętej skali ocen, przedstawiono w nomogramie (rys. 2).

Tablica 3

Pracochłonność remontu układu przepływowego kadłuba turbiny TC-25, ustalona w wyniku przeprowadzonego szacunku

Lp.	Oznaczenie	Jednostki	Liczebność próby n	
			4	7
1	X_1	rbg	610	610
2	X_2	rbg	554	554
3	X_3	rbg	412	412
4	X_4	rbg	449	449
5	X_5	rbg	-	538
6	X_6	rbg	-	690
7	X_7	rbg	-	579
8	$\bar{X}$	rbg	506	547
9	S_x	rbg	92	94
10	V_x	%	18,2	17,2
11	$S_{\bar{x}}$	rbg	53	38
12	$V_{\bar{x}}$	%	10,5	6,9
13	P	%	90	90
14	t_s	$S_{\bar{x}}$	2,36	1,94
15	δ_{max}	rbg	125	74
16	ε_{max}	%	24,7	13,5
17	Ocena stopnia dokładności		b. mały	średni
18	n_{min} dla śred. dokładn.	szt	7	-
19	m	rbg	$506_4 \mp 0{,}247$	$547_7 \mp 0{,}135$

Wyniki przeprowadzonych obliczeń algebraicznych, dla zbioru o liczebności $n_{min} = 7$, zestawiono w tablicy 3. Graficzne wyznaczenie maksymalnego błędu względnego ($\mathcal{E}_{max} = 0,135$) rzeczywistej wartości średniej m, przedstawiono w nomogramie (rys.1). Ustalona rzeczywista pracochłonność remontu układu przepływowego turbiny (bez operacji czyszczenia) TC-25, wynosi:

$$m = 547_7^{\pm 0,135} \text{ rbg}$$

co oznacza, iż powyższa wartość wyliczona została ze zbioru (próby) o liczebności $n = 7$ i ze stopniem ufności $P = 0,90$; jest ona zawarta w przedziale ufności określonym nierównością:

$$\bar{X} (1 - \mathcal{E}_{max}) < m < \bar{X} (1 + \mathcal{E}_{max}),$$

czyli

$$547 (1 - 0,135) \text{ rbg} < m < 547 (1 + 0,135) \text{ rbg},$$

a więc:

$$473 \text{ rgb} < m < 621 \text{ rbg}.$$

6. Wnioski

Badanie prac remontowych urządzeń metodą analityczno-szacunkową z określeniem stopnia dokładności uzyskanych wyników, zasługuje na powszechne stosowanie.

Ustalona pracochłonność, a także czas trwania operacji technologicznych remontu urządzeń, metodą analityczno-szacunkową, stanowić mogą podstawowe wielkości dla obliczeń czasu trwania remontu w modelu probabilistycznym.

Przedstawiona metoda analityczno-szacunkowa wraz z modelem obliczeniowym, może posłużyć dla wyznaczania innych cech, np. żywotności elementów urządzeń.

LITERATURA

[1] FISZ M.: Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna. PWN, Warszawa 1967 r.

[2] GRUDZEWSKI W.M.: Badanie rezerw wydajności pracy metodą obserwacji migawkowych. PWE, Warszawa 1966 r.

[3] PRACA ZBIOROWA: Badanie pracy. PWE, Warszawa 1967 r.

[4] SZULC S.: Metody statystyczne. PWE, Warszawa 1967 r.

[5] WOŁK R.: Podstawy normowania pracy w przemyśle maszynowym. WNT, Warszawa 1966 r.

АНАЛИТИКО-ОЦЕНОЧНЫЙ МЕТОД ДЛЯ ОПРЕДЕЛЕНИЯ ТРУДОЕМКОСТИ РЕМОНТА ОБОРУДОВАНИЯ

Р е з ю м е

Анализ пригодности методов исследования трудовых процессов для определения трудоемкости технологических операции ремонта оборудования, выбор аналитико-оценочного метода и определение модели для аналитического и графического расчетов степени точности полученных результатов.

THE SETTLEMENT OF THE LABOUR CONSUMPTION
OF THE INSTALLATIONS REPAIRS BY THE USE
OF THE ANALYTIC - ESTIMATED METHOD

S u m m a r y

The analysis of the methods of the work for the sake of the settlement their usability to qualify the labour consumption of the technological operations of the installations repairs choice an analytic - estimated method and the settlement a computational model for it permitting to calculate algebraically or graphically the accuracy of the results recived.