

JACEK M. CZAPLIĆKI

ANALIZA KORELACYJNA NIEKTÓRYCH WŁASNOŚCI
PROCESU EKSPLOATACJI MASZYN WYCIĄGOWYCH

W pracy zaprezentowano wyniki badań nad zależnościami typu korelacyjnego zachodzącymi pomiędzy niezawodnością górniczych maszyn wyciągowych z wybranymi miernikami sposobu i warunków ich eksploatacji.

1. Wstęp

Niniejszy artykuł stanowi ciąg dalszy serii artykułów [2,3,4,5] poświęconych analizie i syntezie wyników badań empirycznych i teoretycznych procesu eksploatacji górniczych maszyn wyciągowych.

Każda maszyna wyciągowa z chwilą zainstalowania jej na zrębie szybu bądź na wieży i rozpoczęcia wydobycia podlega procesowi eksploatacji. Oznacza to, że zainicjowany zostaje celowy proces przebiegający w czasie, w trakcie którego zachodzą zmiany własności obiektu eksploatacji. Zmiany te są uwarunkowane, tak jak dla każdego obiektu technicznego, trzema czynnikami:

- sposobem eksploatacji, tzn. liczbą wyciągów w jednostce czasu, czasem trwania wydobycia w ciągu doby, liczbą przeglądów, remontów itp.,
- warunkami eksploatacji oraz
- cechami własnymi maszyny /określanymi przez parametry techniczno-ekonomiczne/.

Powyższe czynniki mogą wpływać na proces eksploatacji korzystnie jak i niekorzystnie. Również same zmiany własności maszyny mogą być o charakterze pozytywnym, np. proces docierania się elementów składowych na początku eksploatacji, jak i o charakterze negatywnym, np. procesy starzeniowe.

Sposób eksploatacji i warunki eksploatacji oddziałujące w czasie na proces zmian własności maszyny są na ogół wzajemnie uwarunkowane i współzależne tak, iż poznanie prawidłowości rządzących procesem eksploatacji jest nieraz dość trudne.

Jedną z prostszych metod analizy własności procesu eksploatacji jest metoda analizy korelacyjnej pozwalająca poznać istotność i ścisłość

związków typu korelacyjnego pomiędzy interesującymi nas cechami rozważanego procesu zmian własności maszyn wyciągowych i sposobem czy warunkami eksploatacji.

Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie wyników badań nad zależnościami typu korelacyjnego zachodzącymi pomiędzy własnością górniczych maszyn wyciągowych do spełniania stawianych przed nimi wymagań a wybranymi miernikami sposobu i warunków ich eksploatacji.

2. Sformułowanie problemu i analiza wstępna

Przedmiotem badań jest proces eksploatacji maszyn wyciągowych o cztero-, trój- oraz dwustanowym repertuarze eksploatacyjnym. Przyjęty został niezawodnościowy podział stanów, a mianowicie:

- e_1 praca /użytek/,
- e_2 postój /postój użytkowy z przyczyny niewłasnej maszyny wyciągowej/,
- e_3 awaria /obsługa doraźna; postój z przyczyny własnej maszyny wyciągowej/,
- $e_1 + e_2 = e_4$ zdadność,
- e_5 postój koncesyjny /planowany postój maszyny wyciągowej w ciągu doby/.

Obserwacji statystycznej poddano 12 maszyn wyciągowych przez okres około półtoraroczny. W czasie obserwacji notowano czasy trwania stanów. Wyznaczono następujące wskaźniki eksploatacyjno - niezawodnościowe:

- "intensywność" powstawania stanu awarii λ obliczana jako odwrotność średniego czasu zdadności,
- "intensywność" powstawania stanu awarii β obliczana jako odwrotność średniego sumarycznego międzyawaryjnego czasu trwania stanu pracy,
- średnia wartość miernika m wykorzystania maszyny wyciągowej w czasie dyspozycyjnym w ciągu doby [2], zdefiniowana jako średnią wartość ilorazu sumarycznego czasu przebywania maszyny wyciągowej w stanie pracy w czasie doby do czasu dyspozycyjnego, tj. czasu w ciągu doby, w którym maszyna jest w stanie użytku,
- średni sumaryczny czas trwania stanu postoju użytkowego T_0 pomiędzy awariami,
- średni sumaryczny czas trwania stanu postoju koncesyjnego T_k pomiędzy awariami.

Oprócz wyżej wymienionych wskaźników wzięto pod uwagę:

- głębokość ciągnięcia H ,
- rodzaj napędu N .

Typy obserwowanych maszyn, rodzaj wyciągu i napędu, głębokość ciągnięcia oraz wartości zaobserwowanych wskaźników ilustruje tablica 1. Przed przystąpieniem do badania istotności i ścisłości związków korelacyjnych pomiędzy wymienionymi wielkościami przystąpiono do analizy własności dwustanowego procesu zmiany stanów: praca - awaria oraz zdadność - awaria.

TABELA 1

Dane techniczno-eksploatacyjne badanych maszyn wyciągowych

Nr	Typ maszyny	Rodzaj wyciągu	Głębokość ciągnięcia, H	Rodzaj napędu, N	λ	β	m	T_0	T_u
			m		min^{-1}	min^{-1}		min	min
1	4L-3400/2400	skip	613	Ward-L.	$3,27 \cdot 10^{-5}$	$4,13 \cdot 10^{-5}$	0,792	6363	14562
2	4L-4250/2x1900	skip	640	tyrysto- rowy	$5,71 \cdot 10^{-5}$	$9,44 \cdot 10^{-5}$	0,605	6917	4340
3	4L-4250/2x2400	klatka	750	Ward-L.	$4,64 \cdot 10^{-5}$	$7,14 \cdot 10^{-5}$	0,650	7545	14977
4	4L-4250/2x2400	skip	750	Ward-L.	$1,02 \cdot 10^{-4}$	$1,45 \cdot 10^{-4}$	0,704	2888	7430
5	4L-4250/2x2400	skip	790	Ward-L.	$0,88 \cdot 10^{-4}$	$1,10 \cdot 10^{-4}$	0,801	2253	3780
6	K-6500/2400	skipo-kl	668	Ward-L.	$2,31 \cdot 10^{-5}$	$3,25 \cdot 10^{-5}$	0,711	12507	10165
7	4L-4000/3000	skip	400	Ward-L.	$1,96 \cdot 10^{-5}$	$3,18 \cdot 10^{-5}$	0,615	19671	11772
8	4L-4000/3000	skip	500	Ward-L.	$1,30 \cdot 10^{-5}$	$2,03 \cdot 10^{-5}$	0,640	27651	17697
9	4L-4000/2900	skip	950	tyrysto- rowy	$1,37 \cdot 10^{-4}$	$2,62 \cdot 10^{-4}$	0,522	3489	3108
10	4L-4000/2900	skip	1004	tyrysto- rowy	$6,51 \cdot 10^{-5}$	$7,77 \cdot 10^{-5}$	0,838	2488	4566
11	K-6000/1600	skipo-kl	206	Ward-L.	$4,51 \cdot 10^{-5}$	$5,31 \cdot 10^{-5}$	0,850	3324	11802
12	2L-5000/1100	klatka	475	Ward-L.	$2,98 \cdot 10^{-5}$	$3,29 \cdot 10^{-5}$	0,907	3113	11153

W pierwszej kolejności badano stacjonarność ciągów czasów trwania stanów w oparciu o test serii [6]. Poziom istotności przyjęto $\alpha = 0,05$. Weryfikowaną hipotezę H_0 sformułowano następująco: ciąg czasów trwania stanu stanowi próbkę prostą z pewnej populacji, wobec hipotezy alternatywnej H_1 głoszącej, że badany ciąg wykazuje tendencję malejącą bądź rosnącą. Ponieważ hipoteza alternatywna jest dwustronna, dlatego, hipotezę odrzuca się na poziomie istotności co najwyżej $\alpha/2$, gdy zaobserwowana liczba serii l znajduje się poza przedziałem $[l_{n_1, n_2}(\frac{\alpha}{2}), l_{n_1, n_2}(\frac{1-\alpha}{2})]$; gdzie: n_1, n_2 - licznosci jednoimiennych znaków.

Tablica 2 prezentuje wyniki przeprowadzonej weryfikacji. Można stwierdzić, że we wszystkich przypadkach nie było podstaw do odrzucenia weryfikowanej hipotezy H_0 .

Następnie przystąpiono do badania niezależności zajścia stanów pracy i awarii oraz awarii i pracy. Ponieważ wiadomo, że rozkłady czasów trwania stanów mają charakter wykładniczy bądź zbliżony do wykładniczego [1], dlatego obliczono współczynniki korelacji krzywoliniowej Pearsona

$$\eta_{A/P} = \frac{S(A/P)}{S(A)}$$

oraz

$$\eta_{P/A} = \frac{S(P/A)}{S(P)}$$

gdzie: $S(A/P)$ i $S(P/A)$ - warunkowe odchylenia standardowe odpowiednio zmiennych A/P i P/A ,

$S(A)$ i $S(P)$ - odchylenia standardowe odpowiednio zmiennej A i P ,
 A - czas trwania awarii,
 P - czas trwania pracy.

Ponieważ miary te nie pozwalają stwierdzić, czy zależność typu korelacyjnego jest istotna czy nie, dlatego też badanie niezależności uzupełniono testem χ^2 [6]; poziom istotności przyjęto $\alpha = 0,05$.

Wyniki przeprowadzonego badania prezentuje w dalszej części tablica 2.

Łatwo zauważyć, że hipoteza o niezależności zajścia stanów musi być w przypadku maszyny nr 10 odrzucona. Wartości stosunków korelacyjnych świadczą o tym, iż występuje duża korelacja pomiędzy czasem trwania awarii a czasem trwania stanu pracy po tej awarii. Ponadto warto zwrócić uwagę na stosunkowo dużą liczbę serii /w stosunku do górnej wartości krytycznej/.

3. Analiza korelacyjna

Badanie istotności i ścisłości związku korelacyjnego pomiędzy wielko-

TABLICA 2

Wyniki badań stacjonarności ciągów czasów trwania stanów
zdatności, awarii i pracy oraz wyniki badania niezależności
zejścia stanów awarii i pracy oraz pracy i awarii.

Nr	Typ maszyny	Zdatność		Praca		Awaria		P/A	M/P	K ²	N ² kryt.
		1	przedział kryt.	1	przedział kryt.	1	przedział kryt.				
1	4L-3400/2400	6	2,9	7	2,9	4	2,9	0,101	0,308	0,625	5,991
2	4L-4250/2x1900	12	5,15	12	5,15	11	6,15	0,230	0,273	0,752	5,991
3	4L-4250/2x2400	15	10,21	15	10,21	15	10,22	0,343	0,412	1,886	5,991
4	4L-4250/2x2400	18	12,24	17	12,24	20	12,25	0,326	0,516	5,271	5,991
5	4L-4250/2x2400	17	10,22	18	10,21	11	10,21	0,488	0,218	3,191	9,488
6	K-6500/2400	8	5,13	8	5,13	8	5,13	0,490	0,271	0,006	5,991
7	4L-4000/3000	12	7,17	13	7,17	16	7,18	0,270	0,442	0,726	5,991
8	4L-4000/3000	8	5,15	10	5,15	12	5,15	0,225	0,352	0,482	5,991
9	4L-4000/2900	14	12,25	15	12,25	19	13,25	0,394	0,308	1,775	9,488
10	4L-4000/2900	14	6,15	14	6,15	14	6,15	0,211	0,654	10,494	9,488
11	K-6000/1600	22	15,27	24	15,27	21	16,29	0,156	0,239	1,028	5,991
12	2L-5000/1100	11	4,13	9	4,12	10	4,13	0,167	0,372	4,730	9,488

ściami charakteryzującymi dane techniczno-eksploatacyjne badanych maszyn wyciągowych przeprowadzono w oparciu o:

- współczynnik korelacji liniowej Pearsona

$$R_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i ; \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i ; \quad n = 12$$

- współczynniki korelacji cząstkowej

$$R_{xy \cdot z \dots} = \frac{-|c_{xy}|}{\sqrt{|c_{xx}| |c_{yy}|}}$$

gdzie: $|c_{ij}|$ jest dopełnieniem algebraicznym elementu R_{ij} macierzy \mathbf{R} współczynników korelacji z próbki,

- współczynniki korelacji rangowej Spearmana

$$R_{xy} = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (v_{xi} - v_{yi})^2}{n^3 - n}$$

gdzie: v_{xi} , v_{yi} - i - ta ranga zmiennej x, y.

W procesie eksploatacji maszyna wyciągowa może znaleźć się w stanie postoju użytkowego e_2 i raz na dobę znajduje się w stanie postoju konserwacyjnego e_5 . Czasy trwania tych stanów mogą mieć wpływ na niezawodność maszyny; niezawodność reprezentowaną w naszych rozważaniach przez wskaźniki λ oraz β .

Jako pierwsze obliczono współczynniki korelacji pomiędzy intensywnościami powstawania stanów λ oraz β a średnim sumarycznym czasem trwania postoju użytkowego T_0 pomiędzy awariami. Okazało się, że $R_{\lambda T_0} = -0,370$ oraz $R_{\beta T_0} = -0,431$. W związku z tym sformułowano hipo-

tezę głoszącą, że współczynnik korelacji w populacji, z której pochodzi próbka, jest równy zeru, tzn. $H_0: \varrho = 0$, wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \varrho < 0$. Z tablic [6] dla $\nu = n - 2 = 10$ stopni swobody oraz założonego poziomu istotności $\alpha = 0,05$ mamy $R_{kryt} = 0,497$. Ponieważ zaobserwowane w próbkę wartości współczynnika korelacji są, co do wartości bezwzględnych, mniejsze od krytycznej, a zatem nie ma podstaw do odrzucenia weryfikowanej hipotezy.

Z kolei obliczono wartości współczynników korelacji pomiędzy intensywnościami λ oraz β a średnim sumarycznym czasem trwania postępu koncesyjnego T_k pomiędzy awariami. Otrzymano $R_{\lambda T_k} = -0,762$ oraz $R_{\beta T_k} = -0,754$. Przy analogicznie sformułowanej hipotezie podstawowej, tzn. $H_0: \varrho = 0$, wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \varrho \neq 0$ dla znanych warunków badania /tzn. n, α / mamy $R_{kryt} = 0,576$. A zatem są podstawy do odrzucenia hipotezy H_0 - korelacja jest istotna i ujemna.

Zbadano korelację wzajemną czasów T_k oraz T_0 . Wartość współczynnika korelacji $R_{T_0 T_k}$ wyniosła 0,619. Łatwo zauważyć, że czasy te są istotne i dodatkowo skorelowane.

Zbadano również korelację wzajemną intensywności λ oraz β . Wartość współczynnika korelacji $R_{\lambda \beta}$ wyniosła 0,902. A zatem intensywności te są dość silnie dodatnio ze sobą skorelowane. Dalszym etapem badania była korelacja pomiędzy intensywnościami λ oraz β a głębokością ciągnięcia H. Wartości współczynników korelacji wyniosły $R_{\lambda H} = 0,629$ oraz $R_{\beta H} = 0,524$. Przy sformułowanych hipotezach podstawowej $H_0: \varrho = 0$ i alternatywnej $H_1: \varrho > 0$ i znanych wartościach n oraz α $R_{kryt} = 0,497$. Współczynniki empiryczne są więc istotnie dodatnie.

Wiemy już, że istotną i ujemną korelację wykazuje czas T_k oraz wskaźniki λ oraz β . Zbadano zatem korelacje cząstkowe $R_{\lambda H \cdot T_k}$ oraz $R_{\beta H \cdot T_k}$, tzn. eliminując wpływ średniego sumarycznego czasu trwania postępu koncesyjnego pomiędzy awariami. Otrzymano $R_{\lambda H \cdot T_k} = 0,255$ oraz $R_{\beta H \cdot T_k} = 0,049$. Można więc stwierdzić, iż po wyeliminowaniu wpływu czasu T_k głębokość ciągnięcia H nie jest skorelowana ze wskaźnikami λ oraz β . Przy obliczaniu współczynników korelacji cząstkowej obliczono, jako wielkość pomocniczą, wartość współczynnika korelacji pomiędzy czasem T_k a głębokością ciągnięcia H. Okazało się, że $R_{HT_k} = -0,663$. Jest to zatem istotny i ujemny współczynnik korelacji.

Trzecim etapem badania była korelacja pomiędzy intensywnościami λ oraz β a średnią wartością miernika wykorzystania maszyny wyciągowej m. Wartości współczynników korelacji wyniosły $R_{\lambda m} = -0,267$ oraz $R_{\beta m} = -0,363$. Porównując wartości te z wartościami krytycznymi, wnioskujemy, iż korelacje te są nieistotne. Ponieważ wiadomo, że na intensywności λ oraz β ma wpływ czas T_k , obliczono więc korelacje cząstkowe $R_{\lambda m \cdot T_k}$ oraz $R_{\beta m \cdot T_k}$, tzn. eliminując wpływ czasu T_k . Wartości współczynników korelacji $R_{\lambda m \cdot T_k} = -0,316$ oraz $R_{\beta m \cdot T_k} = -0,460$. Łatwo zauwa-

żyć, że i w tym przypadku wartości te są nieistotne. Prowadząc dalej badanie wyeliminowano, oprócz wpływu czasu T_k , wpływ głębokości ciągnienia H na korelacje pomiędzy intensywnościami λ oraz β a miernikiem m .

Współczynniki korelacji

TABLICA 3

Lp.	R_{λ}	R_{β}	$R_{\text{pomocn.}}$	R_{kryt} dla $H_0: \varrho = 0; \alpha = 0,05$	
				$H_1: \text{sgn } \varrho$	$H_1: \varrho \neq 0$
1	$R_{\lambda T_0} = -0,370$	$R_{\beta T_0} = -0,431$		0,497	0,576
2	$R_{\lambda T_k} = -0,762$	$R_{\beta T_k} = -0,754$		0,497	0,576
3			$R_{T_0 T_k} = 0,619$	0,497	0,576
4			$R_{\lambda \beta} = 0,002$	0,497	0,576
5	$R_{\lambda H} = 0,629$	$R_{\beta H} = 0,524$		0,497	0,576
6	$R_{\lambda H \cdot T_k} = 0,255$	$R_{\beta H \cdot T_k} = 0,049$		0,521	0,602
7			$R_{T_k H} = -0,663$	0,497	0,576
8	$R_{\lambda m} = -0,267$	$R_{\beta m} = -0,363$		0,497	0,576
9	$R_{\lambda m \cdot T_k} = -0,316$	$R_{\beta m \cdot T_k} = -0,460$		0,521	0,602
10	$R_{\lambda m \cdot H T_k} = -0,532$	$R_{\beta m \cdot H T_k} = -0,563$		0,549	0,632
11	$R_{\lambda m \cdot H} = -0,638$	$R_{\beta m \cdot H} = -0,659$	$R_{mH} = 0,322$	0,521	0,602
12	$R_{\lambda N} = 0,583$	$R_{\beta N} = 0,583$		0,506	0,591

Otrzymano $R_{\lambda m \cdot T_k H} = -0,532$ oraz $R_{\beta m \cdot H T_k} = -0,563$. Przy klasycznie sformułowanej hipotezie podstawowej, tzn. współczynnik korelacji cząstkowej w populacji równy zero wobec hipotezy alternatywnej H_1 głoszącej, iż korelacja ma znak ujemny odczytano, dla znanych α oraz $\nu = n - 4$ stopni swobody $R_{\text{kryt}} = 0,549$ [6]. Są zatem podstawy do kwestionowania weryfikowanej hipotezy w przypadku współczynnika korelacji cząstkowej $R_{\lambda m \cdot H T_k}$. Zbadano ponadto korelację cząstkową pomiędzy intensywnościami λ oraz β a miernikiem m przy wyeliminowaniu wpływu głębokości ciągnienia H . Wartości współczynników korelacji wyniosły: $R_{\lambda m \cdot H} = -0,638$ oraz $R_{\beta m \cdot H} = -0,659$. Wartość krytyczna dla znanego α oraz $\nu = n - 3$ stopni swobody wyniosła $R_{\text{kryt}} = 0,602$ dla klasycznej hipotezy podstawowej

i hipotezy alternatywnej H_1 będącej zaprzeczeniem H_0 . A zatem wartości empiryczne współczynników korelacji cząstkowej, co do wartości bezwzględnych, są większe od wartości krytycznej. Hipotezę H_0 należy odrzucić na korzyść przypuszczania odnośnie istotnego i ujemnego charakteru związku korelacyjnego pomiędzy wielkościami λ oraz β i miernikiem m z wyeliminowaniem wpływu głębokości ciągnięcia H .

Ostatnim etapem badania była korelacja pomiędzy intensywnościami λ oraz β a rodzajem napędu N . Ponieważ rodzaj napędu jest cechą niemierzalną, dlatego korelację pomiędzy tymi cechami zbadano przy użyciu współczynnika korelacji rangowej Spearmana. Wartość współczynników $R_{\lambda N}$ oraz $R_{\beta N}$ wyniosła 0,583. Dla znanych α oraz n , hipoteza podstawowej $H_0: \rho = 0$ wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \text{sgn } \rho \text{ many}$

$R_{\text{kryt}} = 0,506$. Są więc podstawy do odrzucenia weryfikowanej hipotezy H_0 . Wyniki przeprowadzonej analizy korelacyjnej wraz z wartościami krytycznymi współczynników korelacji przy różnie sformułowanych hipotezach przedstawione są w tablicy 3.

4. Podsumowanie

Wydaje się, iż w wyniku przeprowadzonej analizy korelacyjnej niektórych własności procesu eksploatacji górniczych maszyn wyciągowych można sformułować następujące wnioski:

- proces eksploatacji górniczych maszyn wyciągowych o dwustanowym repertuarze eksploatacyjnym: zdatność - awaria oraz praca - awaria jest na ogół procesem stacjonarnym o niezależnych czasach trwania stanów pracy i awarii; może jednakże się zdarzyć, iż czasy trwania stanów są zależne i wówczas przypadek ten wymaga odrębnej analizy,
- na intensywność powstawania stanu awarii λ rozumianą jako odwrotność średniego sumarycznego czasu trwania zdatności oraz β rozumianą jako odwrotność średniego sumarycznego czasu trwania pracy, nie ma wpływu średni sumaryczny czas trwania stanu postoju użytkowego T_0 pomiędzy awariami; a zatem wskaźnik β jest lepszą miarą niezawodności maszyn niżeli wskaźnik λ ;
- intensywności powstawania stanu λ oraz β są skorelowane ze średnim sumarycznym czasem trwania stanu postoju koncesyjnego T_k pomiędzy awariami; korelacja jest istotna i ujemna, więc intensywności λ oraz β są mniejsze gdy czas T_k rośnie. Można to tłumaczyć tym, że im dłuższy czas T_k , tym dokładniej i rzetelniej przeprowadzony jest codzienny przegląd maszyny i jest wystarczająco dużo czasu na przeprowadzenie zabiegów profilaktycznych, remontowych i innych; maszyna, jak gdyby "wypoczywa" w tym czasie,
- skorelowanie istotne i dodatnie pomiędzy średnimi sumarycznymi czasami trwania postojów: użytkowego T_0 i koncesyjnego T_k można tłumaczyć tym, że jeżeli czas dyspozycyjny jest dłuższy, tzn. większe zadanie transportowe maszyny, to organizacja pracy lepsza i na ogół maszyna krócej

- stoi w czasie trwania wydobycia z przyczyn niewłaściwych,
- ponieważ występuje silna dodatnia korelacja pomiędzy intensywnościami λ oraz β , a w wielu praktycznych badaniach trudno jest o dokładne pomiary międzyawaryjnego czasu trwania pracy, dlatego średni międzyawaryjny czas trwania zdatowności może służyć jako orientacyjna zawyżona ocena czasu pracy; przy znajomości średniej wartości miernika m i ustabilizowanych warunkach i sposobie eksploatacji maszyny można z zadowalającą dokładnością oszacować średni międzyawaryjny czas trwania stanu pracy i wskaźnik intensywności powstawania stanu awarii β ,
 - intensywności powstawania awarii λ oraz β są skorelowane dodatnio z głębokością ciągnięcia H /im głębokość większa, tym intensywność powstawania awarii większa/; może być to spowodowane tym, że im głębokość ciągnięcia większa, tym stosowana maszyna wyciągowa jest na ogół nowocześniejsza o bardziej rozbudowanej części elektrycznej, o większej liczbie elementów - stąd bardziej awaryjna,
 - ponieważ w zaobserwowanej próbie występuje istotna ujemna korelacja pomiędzy średnim sumarycznym czasem trwania postoju koncesyjnego T_k a głębokością ciągnięcia H , tzn. wzrostowi ciągnięcia towarzyszy zmniejszenie średniego sumarycznego czasu trwania postoju koncesyjnego /większe zadania transportowe/, dlatego, po wyeliminowaniu wpływu czasu T_k , korelacja pomiędzy intensywności powstawania stanu awarii a głębokością ciągnięcia staje się nieistotna,
 - średnia wartość miernika m wykorzystania maszyny wyciągowej w czasie dyspozycyjnym nie ma wpływu na intensywność powstawania awarii; skorelowanie istotnie ujemne uwidacznia się dopiero po wyeliminowaniu wpływu głębokości ciągnięcia H ; przyczyna fizyczna tego stanu rzeczy nie jest na razie znaczna,
 - w badanej próbie maszyny wyciągowe o napędzie tyrystorowym są, przeciętnie rzecz biorąc, bardziej awaryjne od maszyn wyciągowych o napędzie Ward - Leonarda.

Ze względu na niezbyt dużą liczbę próbek do powyższych wniosków należy podchodzić z pewną dozą rezerwy.

LITERATURA

- [1] Antoniuk J., Brodziński S., Czaplicki J., Lutyński A.: Badania niezawodnościowe urządzeń wyciągowych z uwzględnieniem badań rozruchowych. /praca nie publ./ IMG, Pol.Śl., Gliwice 1976 - 78.
- [2] Czaplicki J.M.: Analiza wykorzystania czasu dyspozycyjnego w eksploatacji maszyn wyciągowych. Konf.: Modelowanie górniczych maszyn wyciągowych. 9 - 10.12, ZN Pol.Śl., Górnictwo z. 80, Gliwice 1977 r.
- [3] Czaplicki J.M.: Pewien model procesu eksploatacji maszyn wyciągowych. Konf.: Modelowanie górniczych maszyn wyciągowych 9-10.12, ZN Pol. Śl., Górnictwo z. 80, Gliwice 1977 r.

- [4] Czaplicki J., Lutyński A.: Analiza niezawodności działania urządzeń wyciągowych. ZN Pol. Śl., Górnictwo z. 69, Gliwice 1976.
- [5] Czaplicki J.M., Ziemia S.: Próba zbudowania modelu systemowo ujętej problematyki naukowo - technicznej górniczych maszyn wyciągowych. Konf.: Modelowanie górniczych maszyn wyciągowych. 9-10.12, ZN Pol.Śl. Górnictwo z. 80, Gliwice 1977.
- [6] Zieliński R.: Tablice statystyczne. PWN, Warszawa 1972.

КОРРЕЛЯЦИОННЫЙ АНАЛИЗ НЕКОТОРЫХ СВОЙСТВ ЭКСПЛУАТАЦИОННОГО ПРОЦЕССА
ПОДЪЕМНЫХ МАШИН!

В статье представлены результаты исследований над зависимостью корреляционного типа, которая происходит между надёжностью горных подъемных машин с изобретённым мерялом способов и условий их эксплуатации.

A CORRELATIONAL ANALYSIS OF SOME PROPERTIES OF THE PROCESS'
OF WINDING MACHINES EXPLOITATION

In the paper are presented the results of studies on the correlational type dependences occurring between the reliability of mining hoisting machines and the chosen instruments of measuring the method and conditions of their exploitation.