ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1976

Seria: Górnictwo z. 72 Nr kol. 471

Antoni Kurzeja
Włodzimierz Wichowski
Jerzy Grochocki

PRZYKŁAD ZASTOSOWANIA METODY ANALIZY DANYCH DOTYCZĄCYCH NIEZAWODNOŚCI PRZODKOWYCH URZĄDZEŃ ELEKTROMASZYNOWYCH

Streszczenie. W artykule przedstawiono metodykę analizy danych dotyczących niezawodności w aspekcie rozwiązania następujących problemów:

- wyznaczenie niezawodności pracy obiektów oraz elementów w ciągu technologicznym STP (ściana, transport, punkt załadowczy),
- przewidywanie uszkodzeń w celu opracowania warunków dla działalności profilaktycznej,
- ocena niezbędnej ilości części zapasowych dla zbadanych okresów eksploatacyjnych obserwowanych obiektów.

W oparciu o stosowanie przedstawionej metodyki można planować:

- efektywny czas pracy ściany,
- stosowanie profilaktyki w zakresie elementów zużywanych,
- części zamienne, jakie powinny się znaleźć bezpośrednio w przodkach.

Prezentowana praca ma charakter głównie metodyczny, a zamieszczone w niej przykłady ilustrują techniczną stronę obliczeń.

1. Wprowadzenie

Prowadzenie laboratoryjnych badań niezawodnościowych ze względu na złożoność konstrukcji oraz specyfikę warunków pracy przodkowych urządzeń elektromaszynowych może mieć charakter tylko ograniczony. Z tych też względów rozwiązaniem jedynym jest prowadzenie badań niezawodnościowych w warunkach ruchowych kopalni. Do badań niezawodnościowych używa się szeregu teoretycznych rozkładów, w celu odwzorowania z możliwie dużą dokładnością, przebiegów krzywych niezawodnościowych otrzymanych w praktyce. Matematyczne ujęcie zjawisk pozwala z kolei na ich dalsze opracowanie przy użyciu metod statystyki matematycznej i rachunku prawdopodobieństwa.

Dla identyfikacji przebiegu zjawisk związanych z trwałością urządzeń elektromaszynowych oraz ich elementów używa się szczególnie często rozkładu wykładniczego i rozkładu Weibulla [1]. Na szczególną uwagę,ze względu na swą uniwersalność i stosunkowo wierne odwzorowywanie rzeczywistych przebiegów, zasługuje zwłaszcza ten ostatni.

2. Metoda oceny niezawodności pracy obiektów oraz elementów w ciągu technologicznym STP (ściana, transport, punkt załadowczy)

Wcześniejsze badania [2] oraz badania autorów niniejszego opracowania wykazały, że obiekty w ciągu technologicznym STP mają tendencję do stabilizacji uszkodzeń.
Warunek ten charakteryzuje rozkład, który jest szczególnym przypadkiem rozkładu Weibulla, a mianowicie rozkład wykładniczy.

W konsekwencji czas pracy obiektu ma rozkład wykładniczy, a dystrybutanta daje się opisać zależnością:

$$F_s/t/ = 1 - e^{-\lambda t} \tag{2.1}$$

gdzie: λ - intensywność powstawania awarii,
t - czas.

Analogicznie rozkład czasu awarii (usuwania awarii) ujmuje wzór:

$$G_s/t/ = 1 - e^{-\mu t} \tag{2.2}$$

gdzie: μ - intensywność zanikania awarii.

Jak wykazały wcześniejsze badania, intensywność powstawania awarii równa się odwrotności średniego czasu pracy między awariami tego samego obiektu jak i elementu w obiekcie.

$$\lambda_k = \frac{1}{\bar{t}_{pk}} \quad k = 1, 2, 3, \dots n \tag{2.3}$$

gdzie: $\bar{t}_{pk}$ - średnia długość czasu pracy między awariami typu "k".
Intensywność zanikania (usuwania awarii) równa się odwrotności średniej długości awarii danego obiektu lub elementu:

$$\mu_k = \frac{1}{\bar{t}_{ak}} \quad k = 1, 2, 3, \dots n \tag{2.4}$$

Przeprowadzone obliczenia pozwoliły na określenie następującego zapisu na wartość średnią niezawodności:

$$R/T/ = \frac{\mu}{\lambda + \mu} + \frac{\lambda}{(\lambda + \mu)^2 T} - \frac{\lambda}{(\lambda + \mu)^2 T} - e^{-(\mu + \lambda)T} \qquad (2.5)$$

W praktyce górniczej najbardziej interesujący jest wskaźnik niezawodności obiektu przy długim okresie eksploatacji.

Dla $T \longrightarrow \infty$

$$R_{(\infty)} = \frac{\mu}{\mu + \lambda} \qquad (2.6)$$

Wprowadzając do powyższego rozumowania wskaźnik awaryjności definiowany wzorem:

$$H = \frac{\lambda}{\mu} \qquad (2.7)$$

lub wskaźnik pewności pracy:

$$X = \frac{\mu}{\lambda} \qquad (2.8)$$

otrzymuje się:

$$R_{(\infty)} = \frac{1}{1 + H} \qquad (2.9)$$

lub

$$R_{(\infty)} = \frac{X}{1 + \lambda} \qquad (2.10)$$

2.9 i 2.10 noszą nazwę wskaźników niezawodności dla ustalonych warunków pracy.

W literaturze traktującej o niezawodności można często spotkać określenie wskaźnika niezawodności jako stosunku średniego czasu pracy i średniego czasu trwania awarii. Takie określenie jest równoznaczne z rezultatem otrzymywanym z wyrażenia (2.6).

Mnożąc wartość czasu dyspozycyjnego T przez wskaźnik niezawodności obiektu (2.6), otrzymuje się wartość oczekiwaną średniego czasu pracy obiektu lub elementu.

Znając ocenę niezawodności pracy poszczególnych obiektów w ciągu technologicznym STP, można wyznaczyć wskaźnik niezawodności ciągu technologicznego. Będzie nim iloczyn wartości wskaźników niezawodności poszczególnych obiektów.

3. Proponowana metodyka analizy danych dotyczących niezawodności pracy przodkowych urządzeń elektromaszynowych

Proponowaną metodykę opracowano, wykorzystując znane teorie w zakresie analizy niezawodności urządzeń oraz w oparciu o podstawy teoretyczne stosowania profilaktyki opracowane w Ośrodku Energetyzacji Kraju Głównego Instytutu Górnictwa.

Istota metodyki jest następująca:

W pierwszym etapie badania koncentrują się na identyfikacji rozkładu empirycznego z rozkładem teoretycznym przy użyciu istniejących już testów zgodności. Jednym z najsilniejszych testów jest test Pearsona. Zbliżenie częstości empirycznych do teoretycznych w tym teście charakteryzuje się różnicami częstości. W celu ich uogólnienia oblicza się zbiorczą charakterystykę χ^2 (chi kwadrat) wprowadzoną przez Pearsona. Identyfikacja rozkładu pozwala na ocenę wartości intensywności narastania uszkodzeń, intensywności zanikania uszkodzeń, a zatem pozwala określić wskaźnik niezawodności obiektu i elementów i wskaźniki awaryjności obiektu i elementów.

Jednocześnie rozwiązuje problem oceny wartości oczekiwanej czasu średniego efektywnej pracy obiektu oraz przedziału ufności dla tej wielkości oczekiwanej.

W drugim etapie badań rozwiązuje się już zasadnicze cele, a więc przede wszystkim przewidywanie uszkodzeń obiektów oraz ich elementów w celu opracowania warunków dla działalności profilaktycznej.

Opracowana w OEK - GIG metoda jest próbą rozwiązania tego trudnego problemu. Istota proponowanej metody jest następująca:

Zakłada się, że statystyka zmiennej $\bar{X}_1$, którą jest zmierzony czas między kolejnymi uszkodzeniami tego samego elementu, ma rozkład logarytmo-normalny o nieznanych parametrach: średniej m_x i nieznanym odchyleniu standardowym σ_x. Wartości $\bar{X}$ są N-elementową próbą prostą pobraną z populacji o tym rozkładzie. Inaczej mówiąc, każda wartość średnia jest zmienną losową $\bar{X}_1$ o takim samym rozkładzie jak $\bar{X}$. Ustala się, że pobrana próbka jest o liczności $k < N$.

Oznaczenia:

$$\bar{X}_N^{min} = \min_{1 \leqslant i \leqslant N} \bar{X}_1 \qquad \bar{X}_k^{min} = \min_{1 \leqslant i \leqslant k} \bar{X}_i.$$

Buduje się zmienną losową W_α jako funkcję argumentów $X_1, X_2, X_3 \ldots X_n$ w taki sposób, żeby dla każdej pary dodatnich rzeczywistych wartości $(m_x\ \sigma_x)$ był spełniany warunek:

$$P\ / X_N^{min} > W_\alpha\ / = 1 - \alpha \quad ... \tag{3.1}$$

gdzie: α jest dowolnie małą wybraną liczbą.

Przy czym w przepisie funkcyjnym na W_α nie powinny wystąpić nieznane wartości m_x i σ_x (natomiast rozkład W_α i rozkład $\bar{X}_N^{min}$ zależą od m_x i σ_x). Wartość W_α zmiennej losowej W oblicza się znając $\bar{X}_1$, $\bar{X}_2$ ... $\bar{X}_n$ z pomiarów.

Na podstawie W można wydać orzeczenie stwierdzające, że $\bar{X}_N^{min} \geqslant W_\alpha$. Zgodnie z zależnością 1, frakcja błędnych orzeczeń średnio jest równa α.

Konstrukcja zmiennej losowej W

Można by rozpatrzyć problem optymalnej konstrukcji zmiennej losowej W, przyjmując któryś ze znanych modeli statystycznych teorii decyzji. Ze względu na wiele trudności, jakie nastręcza rozwiązanie takich problemów oraz arbitralność wyboru modelu, odrzucono tę drogę postępowania.

Konstrukcję zmiennej losowej W opisuje się tylko jedną z dopuszczalnych funkcji argumentów $\bar{X}_1$, $\bar{X}_2$, $\bar{X}_3$, ... $\bar{X}_n$, to znaczy spełniającą warunek (3.1) i niezależną od (m_x i σ_x).

Oznaczono:

$$Y_i = \log_c \bar{X}_i$$

$$Y_N^{min} = \log_c \bar{X}_i^{min}$$

$$Y_n^{min} = \log_c \bar{X}_k^{min}$$

gdzie: c – dodatnia dowolnie ustalona liczba.

Następnie oblicza się odchylenie standardowe:

$$S_n = \sqrt{\frac{1}{k}\left(\sum_{i=1}^{k} Y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{k} Y_i\right)^2}{k}\right)} \tag{3.2}$$

oraz wprowadza się zmienną:

$$U = \frac{Y_N^{min} - Y_k^{min}}{S_n} \tag{3.3}$$

Zmienne losowe Y_i z założenia mają jednakowe rozkłady normalne o nieznanych parametrach (m_y i σ_y).

Rozkład zmiennej losowej U nie zależy od (m_y i σ_y), jest więc jednakowy przy wszelkim rozkładzie normalnym zmiennej losowej $\log_c \overline{X}_i$.

Gdy $Y_N^{min} = Y_k^{min}$, to $U = 0$, przy czym:

$P/U = 0/ = \frac{k}{N}$. Dla $U < 0$ rozkład jest ciągły.

Jeżeli więc $\frac{k}{N} < 1 - \alpha$, to istnieje liczba ujemna rzeczywista u_α, taka że:

$$P/U > u_\alpha / = 1 - \alpha$$

Tak zdefiniowana wartość u zależy od α, N, k i w pełnym zapisie byłaby:

$$U_{\alpha N k}$$

Odtąd zakłada się, że $\frac{k}{N} < 1 - \alpha$, takie bowiem tylko przypadki są interesujące w praktyce.
Określa się więc funkcję W:

$$P \left| \frac{Y_N^{min} - Y_n^{min}}{S_n} > u_\alpha \right| = 1 - \alpha$$

Po podstawieniu i przekształceniu otrzymamy:

$$W_\alpha = \overline{X}_n^{min} \cdot e^{-S_n \cdot u_\alpha} \tag{3.4}$$

Zależność (3.4) stanowi formułę na obliczenie wartości oczekiwanej czasu minimalnego między kolejnymi awariami naturalnymi tego samego elementu. Rozkład zmiennej losowej U nie jest znany i prawdopodobnie nie da się określić w postaci wyraźnej. Można jednak łatwo dla różnych k i N określić rozkład empiryczny posługując się maszyną cyfrową.

Sposób wyznaczania zapasów i rezerw części zamiennych

Utrzymywanie zapasów części zamiennych dla przodkowych urządzeń elektromaszynowych wpływa na zwiększenie gotowości technicznej ciągu STP. Wielkość zapasów części zamiennych opiera się na pewnym z góry ustalonym prawdopodobieństwie, że zapotrzebowanie na części zamienne nie przekroczy posiadanej rezerwy zapasów. Prawdopodobieństwo to nazywamy współczynnikiem ufności, którego wartość zazwyczaj przyjmuje się 95% lub 99%. Zamiast współczynnika ufności można posłużyć się prawdopodobieństwem zdarzenia przeciwnego, czyli tzw. współczynnikiem ryzyka, który wyraża prawdopodobieństwo, że rezerwa okaże się niewystarczająca na pokrycie zwiększonego zużycia części zamiennych.

Oznaczono przez V wielkość zapotrzebowania na części zamienne w badanym okresie (roboczym, kwartalnym, miesięcznym). S - oznacza wielkość zakupionej partii określonych części zamiennych. Należy wyznaczyć wielkość rezerwy R w ten sposób, aby prawdopodobieństwo p (ryzyko), że rezerwa okaże się niewystarczająca, było równe zadanej wielkości p (np. p = 0,01). Innymi słowy, rezerwa R musi być taka, aby prawdopodobieństwo, że wartość zmiennej losowej V będzie większa od sumy S + R, tj. wielkości zakupionej partii części zamiennych oraz rezerwy, wynosiło p (współczynnik ryzyka).

Powyższe sformułowanie można zapisać:

$$P\left\{V - S > R\right\} = p \tag{3.5}$$

Aby z warunku (3.5) wyznaczyć R, konieczne jest określenie zmiennej losowej V w badanym okresie (miesięcznym, kwartalnym, rocznym). W przypadku kiedy pobrana próbka nie jest dość liczna (np.: za 2 miesiące), aby określić rozkład V, najprościej jest przyjąć, że zmienna losowa V ma rozkład normalny. W rozkładzie tym wartość oczekiwana zmiennej losowej V jest S. Wariancję zmiennej losowej V oznaczamy przez σ.

Przyjęte założenia wyrażamy, pisząc:

$$P\,/V/ = N\,/S, \sigma\,/ \tag{3.6}$$

gdzie:

P [V] jest funkcją gęstości prawdopodobieństwa zmiennej losowej V, zaś N [S, σ] jest symbolem rozkładu normalnego o wartości oczekiwanej S i wariancji σ.

Funkcja gęstości prawdopodobieństwa wyraża się wzorem:

$$P\,/V/ = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left[-\frac{/N-S/^2}{2\sigma^2}\right] \tag{3.7}$$

Jeżeli zamiast pierwotnej postaci zmiennej losowej V wprowadzimy standaryzowaną zmienną losową:

$$U = \frac{V - S}{\sigma}, \tag{3.8}$$

to wzór (3.7) przyjmie postać:

$$P\,/U/ = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \exp - \frac{U^2}{2} \tag{3.9}$$

Chodzi o to, aby wyznaczyć taką wartość standaryzowanej zmiennej losowej $U_p = \frac{V - S}{\sigma}$, zależną od prawdopodobieństwa p, dla której spełniana jest następująca równość:

$$p = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{U_p}^{\infty} \exp /- \frac{U^2}{2}/ \, du \tag{3.10}$$

W praktyce wartość U_p wyznaczamy z tablicy rozkładu normalnego. Np.: dla $p = 0,05$ mamy $U_p = 1,64$, dla $p = 0,01$ $U_p = 2,33$

Uznając $U_p = \frac{V - S}{\sigma}$ można wyznaczyć wysokość rezerwy R.

W myśl przyjętych założeń rezerwa R musi być taka, że niedobór części zamiennych, tj. $V - S \leqslant R$, następuje z prawdopodobieństwem p.

Ponieważ zachodzi:

$$\frac{V - S}{\sigma} = U_p,$$

to rezerwa odpowiadająca współczynnikowi ryzyka p wynosić powinna przynajmniej:

$$R = V - S = U_p \cdot \sigma$$

Zatem:

$$R = U_p \cdot \sigma \, , \quad \text{gdzie} \quad \sigma = \sqrt{\frac{1}{K}\left(\sum V_i^2 - \frac{(\sum V_i)^2}{K} \right)} \tag{3.11}$$

K - ilość okresów badanych (np. miesięcznych).

Zapas części zamiennych (np. dla okresu miesięcznego) wyrazi się wzorem:

$$Z = S + U_p \cdot \sigma \tag{3.12}$$

Wielkość σ z założenia jest znana i szacuje się ją na podstawie fluktuacji zmiennej losowej V.

Przykład obliczeniowy

Przedstawiona w zarysie metodyka analizy danych dotyczących niezawodności przodkowych urządzeń elektromaszynowych jest przedmiotem wdrożenia w KWK "Makoszowy". Obliczenia zatem prowadzono w oparciu o materiał statystyczny zebrany w tej kopalni. W niniejszej pracy zamieszczono tylko przykład prowadzenia obliczeń.

W celu uzyskania wnikliwej analizy statystycznej przeprowadzono weryfikację hipotezy o rozkładzie wykładniczym czasu przerw maszyny urabiającej. Otrzymana wartość statystyki wynosi 1,02788. Ilość stopni swobody wynosi odpowiednio:

$$k = r - m - 1 = 7 - 1 - 1 = 5$$

gdzie:

r - ilość przedziałów klasowych,

m - ilość parametrów rozkładu hipotetycznego, która dla rozkładu wykładniczego wynosi 1.

Z tablicy rozkładu χ^2 (chi) odczytano dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$ wartości krytycznej $\chi^2 = 6,067$.

Wobec tego, że zachowana jest nierówność:

$$\chi^2 = 1,02788 < \chi^2_{\alpha} = 6,067$$

nie ma podstaw, na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, do odrzucenia hipotezy, że rozkład jest wykładniczy. W analogiczny sposób sprawdzono rozkłady narastania i zanikania awarii innych obiektów w ciągu STP.

W następnym etapie obliczono następujące parametry niezawodności pracy:

- intensywność powstawania awarii - λ,
- intensywność zanikania awarii - μ,
- oczekiwana wartość wskaźnika niezawodności pracy obiektu - R,
- wskaźnik awaryjności - H,
- wskaźnik pewności pracy - X.

Wyniki obliczeń dla kombajnu przedstawiono poniżej:

λ	μ	$R_{(\infty)}$	H	X
0,00043	0,03429	0,98762	79,74	0,01254

Podobnych obliczań dokonano dla każdego z obiektów ciągu STP i policzono wartość wskaźnika niezawodności całego ciągu technologicznego. Np.: dla ściany 9 KWK "Makoszowy" wyniosła ona R = 0,9128. Mnożąc tę wartość przez czas dyspozycyjny jednej zmiany, T = 7,5 godz., otrzymano wartość oczekiwaną efektywnego czasu pracy ciągu technologicznego STP.

$$T_e = R_{\infty} \cdot T = 0,9128 \cdot 7,5 = 6,85 \text{ godz.}$$

Przewidywania czasu, po którym element może ulec uszkodzeniu, w tym przykładzie oparto na informacjach dotyczących elementu "pierścień zamka".

Czasy między kolejnymi awariami tego elementu w okresie obserwacji wynoszą w minutach:

1240, 1285, 1280, 1100, 1480, 1385, 1300, 1088, 1280, 1190, 1289, 1370, 1305, 1445, 1415, 1225, 1690, 1300, 1005, 1155, 1010, 1135, 1120, 1390, 1520, 2345, 1890, 1150.

W pierwszym etapie oblicza się odchylenia standardowe logarytmów tych wartości.
W rozpatrywanym przypadku Sn = 0,03310.

Z kolei ustala się rozkład gęstości prawdopodobieństw. O ile liczność próbki jest zbyt mała, można założyć rozkład normalny. W rozpatrzonym przykładzie założono rozkład normalny i wyznaczono:

$$U_{\alpha} = 1{,}28 \quad \text{dla} \quad p = 0{,}9$$

Przyjęto podstawę logarytmu C = 10.
Następnie wykorzystuje się zależność:

$$W = \bar{X}_k^{min} \cdot C^{-Sn \cdot U_{\alpha}}$$

gdzie, jak wynika z podanej statystyki, $X_k^{min} = 1005$ min.
Wówczas czas, po którym należy wymieniać pierścień, będzie wynosił:

$$W = 1005 \cdot 10^{0{,}0331 \cdot 1{,}28}$$

$$W = 966 \text{ min.}$$

Przedstawiony sposób obliczeń daje pozytywne rezultaty pod warunkiem, że informacje statystyczne dotyczą tego samego elementu w niezmienionych warunkach pracy.

Zebrane informacje dotyczące tego elementu pozwoliły na wyznaczenie zapotrzebowania miesięcznego na części zamienne oraz wyznaczanie wielkości rezerwy, jaką należy utrzymać na koniec miesiąca.

Lp.	Wyszczególnienie	Wartość oczekiwana zapotrzebowania na części zamienne /średnia arytm./ V	Standaryzowana zmienna losowa dla p=0,01 U_p	Wariancja σ	Rezerwa części zamiennych na koniec miesiąca R	Zapas części zamiennych na początku miesiąca
1	2	3	4	5	6	7
	Pierścień zamka	52	2,33	18,8	44	96

4. Podsumowanie

- Przedstawiona metoda daje pozytywne rezultaty pod warunkiem, że informacje statystyczne są rzetelne i dotyczą tego samego elementu pracującego w niezmienionych warunkach.
- Metoda może być stosowana wszędzie tam, gdzie koszt wymienianego elementu jest znikomo mały w porównaniu ze stratami wynikającymi z postoju maszyn lub ciągu technologicznego w wyniku awarii tego elementu.
- Metoda w praktycznym wykorzystaniu jest stosunkowo prosta i nie nastręcza dużych trudności rachunkowych, co pozwala na stosowanie jej przez dozór techniczny kopalni (oddziału ściany) do wyznaczenia i utrzymania odpowiedniej ilości części zamiennych bezpośrednio (co jest nowością) w przodkach.

LITERATURA

[1] Fokin I.G.: Niezawodność eksploatacyjna urządzeń technicznych wyd.MON 1972.

[2] Langlois-Berthelot R.: Trwałość, niezawodność, funkcjonalność wyrobów przemysłowych. WNT Warszawa 1972.

[3] Jaźwiński J.: Metodyka badań niezawodności obiektów technicznych. Referat na konferencję "Jakość i niezawodność", W-wa 1971 r.

[4] Badanie i opracowanie środków dla poprawy dyspozycyjności układów energetycznych w wybranych węzłach technologicznych KWK. Praca planowa OEK - GIG 1974 r.

ПРИМЕР ПРИМЕНЕНИЯ МЕТОДА АНАЛИЗА ДАННЫХ, КАСАЮЩИХСЯ НАДЁЖНОСТИ ЭЛЕКТРОМАШИННЫХ ЗАБОЕЧНЫХ УСТАНОВЕК

Р е з ю м е

В статье представлена методика анализа данных, касающихся надёжности, имея в виду решения следующих проблем:

- определение надёжности работы объектов, а также элементов технологического хода ЛТП (лава, транспорт, погрузочный пункт),
- предусматривание повреждений с целью обработки условий для профилактической деятельности,
- оценка необходимого количества запасных частей для обследованных эксплуатационных периодов наблюдаемых объектов.

Опираясь иа применение представленной методики можно планировать:

- эффективное служебное время лавы,
- применение профилактики по отработанным элементам,
- запчасти, которые должны найтись непосредственно в забоях.

Представленная работа имеет исключительно методический характер, а находящиеся в ней примеры иллюстрируют техническую сторону расчётов.

METHOD OF DATA ANALYSIS, CONCERNING RELIABILITY OF MINE-FACE ELECTRIC MACHINES AND EXAMPLES OF ITS APPLICATION

S u m m a r y

In the paper a methodics of data analysis concerning reliability of solution the following problems has been presented:

1. Determination of work reliability of objects and elements in the STP technological draught (wall, transport, loading point).
2. Prediction of damages to work over conditions necessary for preventive activity.
3. Evaluation of the indispensable quantity of spare parts.

Basing on the presented methodics there can be planned:

a) effective time of wall work,
b) application of preventive measures within the range of worn out parts,
c) spare parts, which should be within reach in mine faces.

The presented paper has mainly a methodical character and the included examples illustrate the technical side of calculations.