ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1978

Seria: GÓRNICTWO z. 90 Nr kol. 577

JACEK M. CZAPLICKI

# ANALIZA WSTĘPNA INFORMACJI UZYSKANYCH Z BADANIA NIEZAWODNOŚCIOWEGO URZĄDZEŃ TRANSPORTU CIĄGŁEGO

Streszczenie. W pracy przedstawiono problematykę analizy wstępnej danych, jakie uzyskuje się w wyniku przeprowadzonych badań niezawodnościowych urządzeń transportu ciągłego poprzez rozważanie takich zagadnień, jak: przedmiot i cel analizy, badanie stacjonarności, niezawodności oraz wykładniczego charakteru liczb losowych.

## 1. Wstęp

W podziemnym górnictwie węglowym, w problemach związanych z oceną własności urządzeń transportu ciągłego do spełniania stawianych przed tymi urządzeniami wymagań, zetknąć się można z licznymi, różnego rodzaju analizami niezawodnościowymi. Wykonane analizy stanowią niewątpliwie cenne źródło informacji o niezawodności działania przenośników, poszczególnych typów przenośników czy całych systemów odstawy ciągłej. Jednakże budzą wątpliwości pewne opracowania, w toku których nie dokonano analiz wstępnych uzyskanego, z przeprowadzonego badania niezawodnościowego, materiału statystycznego. Niedokonanie analizy wstępnej może w efekcie dać to, że wyprowadzone zależności będą błędne, wyestymowane wskaźniki i charakterystyki niezawodnościowe nieprawdziwe, a podejmowane decyzje na podstawie informacji uzyskanych z opracowanego materiału statystycznego mogą spowodować poważne straty przede wszystkim natury ekonomicznej.

Dlatego też, w celu zasygnalizowania ważności zagadnienia analizy wstępnej, jak: udzielenia odpowiedzi na pytania, jak i czego powinna ona dotyczyć, przedmiotem rozważań niniejszego artykułu jest omówienie niektórych problemów analizy wstępnej informacji, uzyskanych z badania niezawodnościowego urządzeń transportu ciągłego.

## 2. Przedmiot i cel analizy

W wyniku przeprowadzonego badania niezawodnościowego uzyskuje się różnego rodzaju informacje, które ogólnie można podzielić następująco:
- informacje o zdarzeniach,
- przyczyny i następstwa zdarzeń,
- elementarne charakterystyki zdarzeń, ich przyczyn i następstw,
- informacje o realizacjach charakterystyk technicznych badanych obiektów.

Treść, jaka kryje się w punktach powyższego podziału, jest zależna od tego co stanowi przedmiot badania. I tak, jeżeli przedmiotem badania niezawodnościowego są nienaprawialne części, zespoły i podzespoły przenośników, wówczas zdarzenia, jakie mogą być zaobserwowane w trakcie trwania badania, to przede wszystkim uszkodzenia oznaczające zakończenie czasu życia tych obiektów. Dla naprawialnych części, zespołów i podzespołów przenośników, jak i samych przenośników, zdarzeniami będą zmiany stanów tych obiektów. Elementarne charakterystyki tych zdarzeń to czasy trwania stanów zanotowane bezpośrednio czy też jako wynikające z prowadzonych zapisów. Elementarne natomiast charakterystyki zdarzeń dla obiektów nienaprawialnych to ich czasy życia. Charakterystyki przyczyn zdarzeń to, np. wielkość strumienia urobku, który przepłynął przez przenośnik w czasie poprzedzającym wystąpienie awarii, czy też wielkość zużycia części. która uległa uszkodzeniu na skutek tego zużycia. Charakterystyka następstw zdarzeń to, np. czasy trwania usuwania awarii, czasy wykonywania awarii, liczność brygad naprawczych, niezbędne wyposażenie brygad usuwającej awarię itp.

Jak widać, z powyższego przytoczenia, informacji różnego rodzaju jest bardzo dużo i to zarówno o charakterze jakościowym, jak i ilościowym. Dlatego też, przystępując do opracowywania tych informacji, należy dokonać wstępnej ich klasyfikacji, a następnie wstępnej analizy, która stanowi zarazem przygotowanie do syntezy.

Wstępna klasyfikacja oparta jest na niejako oczywistych podziałach obiektów wynikających z przesłanek natury fizycznej, informacjach natury jakościowej uzyskanych z badań oraz osiągnięcia celu wykonywanego badania niezawodnościowego. Nie ma bowiem sensu rozpatrywać, np. przenośników zgrzebłowych ścianowych razem z przenośnikami odstawy głównej, czy analizować różnego rodzaju awarie razem, w przypadku gdy dla potrzeb realizacji oceny niezawodnościowej celowy jest podział tych awarii. Taka wstępna klasyfikacja nie nastręcza na ogół poważniejszych problemów, jednakże powinna być oparta o wnikliwą analizę przedmiotu i kryterium klasyfikacji i posiadać swoje racjonalne uzasadnienie. Podział ten pozwala na usystematyzowaną niejako, wstępną analizę danych z badań.

Analiza wstępna informacji uzyskanych z badania niezawodnościowego dotyczy przede wszystkim danych o charakterze ilościowym.

Podstawową klasę informacji natury ilościowej stanowią ciągi liczb losowych, w dalszej kolejności szeregi czasowe, a następnie realizacje charakterystyk technicznych badanych obiektów. Przykładem ciągów liczb losowych są, np. czasy trwania stanów niezawodnościowych zaobserwowane w trakcie badania. Przykładem szeregu czasowego może być wielkość strumienia urobku, jaki przepłynął przez system w kolejnych jednostkach czasu. Przykładem natomiast charakterystyki technicznej badanego obiektu może być charakterystyka prądowa silnika elektrycznego przenośnika w funkcji ilości przetransportowanego nosiwa.

Analiza wstępna polega przede wszystkim na badaniu własności ciągów liczb losowych, aby po stwierdzeniu odpowiednimi metodami statystyki matematycznej, jakimi własnościami oznaczają się te badane uporządkowane zbiory liczb, dokonać ich opisu w postaci odpowiednich funkcji - charakterystyk niezawodnościowych oraz odpowiednich liczb - wskaźników niezawodnościowych.

Zasadniczym celem analizy wstępnej jest zatem otrzymanie informacji na temat własności uzyskanych z badania uporządkowanych zbiorów liczb losowych.

Badanie własności ciągów liczb losowych obejmuje:
- badanie stacjonarności,
- badanie jednorodności,
- badanie niezależności.

W dalszej kolejności może pojawić się, co ma miejsce przy analizie niezawodności działania przenośników, badanie wykładniczego charakteru czasów trwania stanów.

Badanie własności szeregów czasowych będzie przedmiotem osobnego artykułu.

3. Badanie stacjonarności

Dysponując dowolnym ciągiem liczb losowych, np. ciągiem czasów trwania danego stanu niezawodnościowego w czasie trwania badania, interesująca jest odpowiedź na pytanie, czy rozpatrywany ciąg jest niezależny od czasu - inaczej mówiąc stacjonarny, czy też można zaobserwować pewne systematyczne zmiany ciągu w czasie.

W zależności bowiem od tego jaką uzyska się odpowiedź w wyniku badania ciągu odpowiednim testem statystycznym, zastosowuje się do dalszego badania tego ciągu albo metody analizy procesów losowych (w przypadku gdy ciąg okaże się niestacjonarny), bądź też można zastosować metody analizy zmiennych losowych (w przypadku gdy ciąg okaże się stacjonarny).

Statystyka matematyczna wypracowała wiele testów pozwalających na sprawdzenie przypuszczenia odnośnie stacjonarności ciągu liczb losowych; testów opartych o różnego rodzaju miary statystycznej współzależności bądź korelacji. Jednym z najprostszych jest test oparty o korelację rangową Spearmana[1/]. Idea powyższego testu jest następująca.

Przypisuje się liczbom ciągu kolejne liczby naturalne (numery) zwane rangami, w zależności od wielkości liczby, np. od najmniejszej do największej. W przypadku gdy występują liczby jednakowe, wówczas przypisuje się im średnią arytmetyczną ich numerów. W ten sposób otrzymuje się pierwszy zbiór rang. Drugi zbiór rang otrzymuje się przypisując liczbom ciągu kolejne liczby naturalne w kolejności pojawienia się tych liczb w czasie. W ten sposób otrzymuje się macierz rang o postaci

$$\begin{bmatrix} v_1 & v_2 & & v_n \\ 1 & 2 & & n \end{bmatrix},$$

[1/] Jako alternatywy proponuje się test serii [5].

gdzie: $v_i$ - ranga i-tej z kolei liczby ciągu.
Oblicza się wartość statystyki

$$R = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^{n} (v_i - i)^2}{n\,(n^2 - 1)} . \tag{1}$$

Jest to empiryczna wartość współczynnika korelacji rangowej Spearmana, którą to wartość porównuje się z wartością krytyczną $R_\alpha(n)$ tej statystyki dla liczności próby równej n i założonego poziomu istotności $\alpha$ [5]. Współczynnik korelacji rangowej przyjmuje wartości z przedziału $[-1, 1]$ i bliska zero jego wartość świadczy o braku zależności badanego ciągu liczb losowych z czasem. Formalnie, sprawdzenie przypuszczenia odnośnie stacjonarności rozpatrywanego ciągu liczb losowych przedstawia się następująco. Weryfikowana jest hipoteza podstawowa H głosząca, że nie istnieje korelacja pomiędzy wartościami liczb w ciągu a kolejnością pojawiania się tych liczb w czasie; $H_0 : q = 0$ q - współczynnik korelacji w populacji generalnej , wobec hipotezy alternatywnej $H_1 : q \neq 0$, głoszącej, iż badany ciąg jest skorelowany z czasem. Jeżeli zachodzi warunek

$$|R| > R_\alpha (n) , \tag{2}$$

wówczas hipotezę $H_0$ odrzucamy na korzyść hipotezy konkurencyjnej $H_1$, tzn. ciąg jest niestacjonarny. W przeciwnym przypadku brak jest podstaw do odrzucenia weryfikowanej hipotezy. W przypadku gdy ciąg okazuje się niestacjonarny (skorelowany z czasem), to konfrontując znak współczynnika korelacji z próby z przyjętym sposobem przypisywania rang liczbom ciągu możemy stwierdzić czy badany ciąg ma tendencję wzrostową, czy też jest malejący. W przypadku gdy przyjęty został sposób przypisywania rang jak powyżej opisano, to: jeżeli $R < 0$, to ciąg maleje, jeżeli $R > 0$, to ciąg jest rosnący[2/].

Stosowanie powyższego testu jest już możliwe dla n 4 na poziomie istotności $\alpha = 0{,}05$ i $n \geq 5$ na poziomie istotności $\alpha = 0{,}01$. Dla dużych n (praktycznie już dla $n > 10$) współczynnik korelacji rangowej Spearmana ma w przybliżeniu rozkład normalny $N(0, [1 : (n-1)]^{1/2})$, zaś statystyka $6 \sum (v_i - i)^2$ ma w przybliżeniu rozkład normalny

$$N \left( \frac{n}{6} (n^2 - 1) , \frac{n}{6} (n + 1) \; (n - 1)^{1/2} \right) .$$

Na marginesie powyższych rozważań warto odnotować fakt, że badania stacjonarności ciągów czasów trwania stanów niezawodnościowych przenośników pracujących w kopalniach głębinowych węgla kamiennego dały podstawę do stwierdzenia, że bardzo rzadko występuje własność niestacjonarności. Na przebadanych dwieściekilkadziesiąt przenośników różnych typów, pracujących na kilkunastu kopalniach, tylko kilka z nich miało niestacjonarne ciągi czasów trwania stanu pracy [1,2].

---

2/ Bardziej poprawnym wnioskowaniem na temat istotności znaku współczynnika korelacji jest budowa jednostronnego obszaru krytycznego i wnioskowanie na podstawie tego obszaru [5].

4. Badanie jednorodności

Dość często w badaniu niezawodnościowym występuje szereg obiektów, np. przenośników danego typu. Nasuwa to przypuszczenie, że ze względu na to, iż obiekty są tego samego typu więc otrzymywane z badania ciągi liczb losowych, przynależne tym obiektom, różnią się między sobą nieistotnie, tzn., że badane ciągi są jednorodne. W języku statystyki matematycznej jednorodności, w tym przypadku, rozumiana jest na ogół jako równość dystrybuant, opisując poszczególne ciągi.

Badanie jednorodności ciągu liczb losowych pozwala nie tylko na weryfikację przypuszczenia, że obiekty nie różnią się istotnie między sobą ze względu na badaną cechę, którą opisują liczby ciągów, lecz także, w przypadku gdy tak jest, istnieje możliwość połączenia wszystkich jednorodnych ciągów liczb w jeden zbiorczy ciąg. Jest to korzystne z uwagi na podniesienie liczności badanego ciągu[3/]. (Wraz z licznością próby maleje wariancja estymatora). Otrzymywane z sumarycznego ciągu wskaźniki i charakterystyki niezawodnościowe stanowią przeciętne miary niezawodności całej jednorodnej zbiorowości obiektów.

Istnieje cały szereg testów statystycznych do badania jednorodności, że wymienione zostaną testy: Wilcoxona, znaków, Smirnowa dla dwóch ciągów liczb losowych, test Smirnowa dla trzech ciągów liczb losowych oraz test Kruskala i Wallisa dla liczby ciągów nie mniejszej od 2, przy czym dla tego ostatniego testu wymaga się, by liczność ciągu zbiorczego była nie mniejsza od 20, a minimalna liczność dowolnego ciągu składowego nie mniejsza od 4. Poniżej zostanie zaprezentowany test, też dla liczby ciągów nie mniejszej od 2, zwany testem sumy rang, a który nie ma takich ograniczeń jak test Kruskala i Wallisa.

Niech będzie danych k obiektów tego samego typu - a zatem k ciągów liczb losowych. Oznaczmy przez $n_i$; i = 1,2,..., k liczność i-tego ciągu. Wszystkim liczbom ciągów nadajemy rangi (np. od najmniejszej do największej). Dla każdego ciągu liczb oddzielnie obliczamy sumę rang. Oznaczmy te sumy przez $v_i$. Obliczamy wartość statystyki:

$$\chi^2_{k-1} = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{v_i^2}{n_i} - 3(n+1) \qquad (3)$$

gdzie:

$$n = \sum_{i+1}^{k} n_i.$$

Jeżeli weryfikowana hipoteza $H_0$ głosząca, że dane są jednorodne (tzn. $F_1(x) = F_2(x) = \ldots = F_k(x)$; $F_i(x)$ - dystrybuanta i-tego ciągu liczb losowych) jest prawdziwa, to statystyka (3) ma asymptotyczny rozkład $\chi^2$ o k-1 stopniach swobody. Z tablic rozkładu $\chi^2$ [5] dla założonego a priori po-

3/ Korzystne zwłaszcza w przypadku badania przenośników taśmowych z uwagi na długi czas międzyawaryjny (rzędu kilku miesięcy) i w czasie trwania badania obserwuje się zwykle niewielką liczbę awarii.

ziomu istotności $\alpha$ i dla k-1 stopni swobody odczytuje się wartość krytyczną $\chi^2(k-1)$ tak, by zachodziło $P\{\chi^2_{k-1} \geqslant \chi^2_\alpha(k-1)\} = \alpha$. Jeżeli zajdzie warunek, iż $\chi^2_{k-1} \geqslant \chi^2_\alpha(k-1)$, to hipotezę weryfikowaną $H_0$ należy odrzucić; w przeciwnym przypadku, tj. gdy $\chi^2_{k-1} < \chi^2_\alpha(k-1)$, nie ma podstaw do jej kwestionowania.

Dla dużych k zmienna losowa $\sqrt{2\chi^2_{k-1}} - \sqrt{2(k-1)-1}$ ma w przybliżeniu rozkład normalny $N(0,1)$.

W celu obliczenia wartości krytycznych $\chi^2_\alpha(k-1)$ można korzystać z następujących przybliżeń:

$$\chi^2_\alpha(k-1) \cong (k-1)\left(1 - \frac{2}{9(k-1)} + u_{1-\alpha}\sqrt{\frac{2}{9(k-1)}}\right)^3 \qquad (4)$$

lub

$$\chi^2_\alpha(k-1) \cong \frac{1}{2}\left(\sqrt{2(k-1)} + u_{1-\alpha}\right)^2,$$

gdzie: $u_{1-\alpha}$ – kwantyl rzędu $1-\alpha$ standaryzowanego rozkładu normalnego $N(0,1)$.

W praktyce badania jednorodności czasów trwania stanów niezawodnościowych dla różnych typów przenośników dają podstawę do stwierdzenia, że na ogół czasy danego stanu dla danego typu przenośnika są jednorodne. Jednakże odstępstwa od tej reguły zdarzają się i to częściej w przenośnikach zgrzebłowych eksploatowanych w różnych systemach, aniżeli w przenośnikach taśmowych. Jest to podyktowane nie tylko tym, że przenośniki zgrzebłowe są dużo bardziej awaryjne aniżeli przenośniki taśmowe, w związku z czym przeprowadzone testy są dla dużych liczności prób i dają bardziej wiarygodne wnioski, lecz także tym, że większe jest zróżnicowanie warunków eksploatacji przenośników zgrzebłowych między sobą aniżeli przenośników taśmowych. Czasem typowe przenośniki mają nietypowe usytuowanie w systemie (np. przenośnik zgrzebłowy ścianowy pracujący jako przenośnik hamujący wśród przenośników taśmowych odstawy głównej) i wtedy badanie zdecydowanie odrzuca przypuszczenie o jednorodności czasów trwania stanów przenośnika z innymi przenośnikami tego typu. Wreszcie, spotkać się można także z przypadkami, gdzie typowy przenośnik usytuowany w sposób typowy w systemie jest bardziej awaryjny aniżeli pozostałe przenośniki tego typu. Przyczyny tego stanu rzeczy mogą być różne. Niekiedy analizując powody okazuje się, że w tym bardziej awaryjnym przenośniku dokonano pewnych modyfikacji czy przeróbek konstrukcyjnych, bądź też zamontowano "doraźnie" pewien zespół nie przynależny temu przenośnikowi. Wydaje się, że wnikliwa analiza przyczyn niejednorodności pozwala znaleźć przyczyny tego stanu rzeczy.

## 5. Badanie niezależności

Badanie niezależności ciągów liczb losowych jest niejako uogólnieniem problemu badania stacjonarności. Badanie to występuje jako integralny składnik identyfikacji procesu eksploatacji, rozumianego jako proces zmiany stanów, przenośników. Zakłada się bowiem, iż proces dwustanowy eksploatacji przenośnika jest procesem odnowy o skończonym czasie odnowy. Jednym z założeń modelu tego procesu jest to, że zmienne losowe czasy trwania stanów przenośnika są niezależne. Mając dane eksploatacyjne i przybliżając rzeczywisty proces tym modelem, należy dokonać weryfikacji założenia niezależności. Innym przykładem zastosowania testu na niezależność jest badanie różnego rodzaju przypuszczeń odnośnie wpływu, jakie mają procesy towarzyszące procesowi eksploatacji systemu czy przenośnika,na proces zmiany stanów. Te procesy towarzyszące to, np. przepływ masy urobku przez przenośnik bądź system, proces nierównomierności przepływu masy itp.

Ogólnie, w przypadku gdy dysponujemy dwoma ciągami liczb losowych, wówczas do badania niezależności tych ciągów można zastosować test $\chi^2$, test oparty o współczynnik korelacji liniowej bądź krzywoliniowej Pearsona, lub też o test oparty o omówiony uprzednio współczynnik korelacji rangowej Spearmana. Stwierdzenie co prawda istnienia związku korelacyjnego pomiędzy dwoma ciągami liczb losowych nie pozwala stwierdzić istnienia związku o charakterze przyczynowo-skutkowym, jednakże sugeruje, iż taki związek może istnieć. Wnikliwa analiza obu cech reprezentowanych przez rozpatrywany ciąg liczb powinna dać jednoznaczną odpowiedź w tej kwestii.

Oszacowaniem współczynnika $\varrho$ korelacji liniowej w zbiorowości jest współczynnik korelacji liniowej r z próby dany wzorem

$$r = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 \sum_i (y_i - \bar{y})^2}}, \qquad (5)$$

przy czym: $x_i$, $y_i$ - i-ta wartość w ciągu x,y,
$\bar{x}$, $\bar{y}$ - wartości średnie w ciągach x,y.

Weryfikuje się hipotezę $H_o$ głoszącą, że ciągi są niezależne, tzn. q=0, wobec hipotezy alternatywnej $H_1$ twierdzącej, iż q $\neq$ 0.
Obliczamy wartość współczynnika korelacji z próby r, a następnie wartość statystyki

$$t_{n-2} = \frac{r}{\sqrt{1 - r^2}} \sqrt{n-2}. \qquad (6)$$

Statystyka ta ma, przy założeniu prawdziwości hipotezy podstawowej $H_o$, rozkład t Studenta o n-2 stopniach swobody. Z tablic rozkładu t Studenta [5] dla założonego a priori poziomu istotności i dla n-2 stopni swobody odczytuje się wartość krytyczną $t_\alpha(n-2)$ tak, by $P\{|t_{n-2}| \geqslant t_\alpha(n-2)\} = \alpha$. Jeżeli $|t_{n-2}| \geqslant t_\alpha(n-2)$, to hipotezę $H_o$ głoszącą brak korelacji należy odrzucić. Gdy natomiast $|t_{n-2}| < t_\alpha(n-2)$, wówczas nie ma podstaw do kwestionowania hipotezy $H_o$[4/].

---

4/ W niektórych zbiorach tablic statystycznych istnieją gotowe tablice wartości krytycznych współczynnika korelacji, np.[5].

Gdy hipoteza alternatywna precyzuje znak współczynnika korelacji (korelacja dodatnia lub ujemna), tzn. gdy $H_1:q<0$ lub $H_1:q>0$, wówczas w teście korzystamy z obszaru krytycznego odpowiednio lewo - bądź prawostronnego. Dla wyznaczenia wartości krytycznych dla dużych n można korzystać z faktu, że statystyka

$$Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} = \operatorname{arc\,tgh} r \tag{7}$$

ma w przybliżeniu rozkład normalny $N(0, 1/(n-3))^{1/}$, jeżeli $H_0$ jest prawdziwe.

Jeżeli związek pomiędzy liczbami w badanych ciągach losowych jest o charakterze krzywoliniowym, wówczas w celu zorientowania się co do ścisłości związku korelacyjnego pomiędzy zmiennymi stosować można współczynnik korelacji krzywoliniowej $\eta$, zwany też stosunkiem korelacyjnym.

Statystyka

$$\eta_{y/x} = \left\{ \frac{\sum_i (\bar{y}/x_i - \overline{\bar{y}/x})^2}{\sum_j (y_j - \bar{y})^2} \right\}^{1/2}, \tag{8}$$

gdzie licznik jest odchyleniem standardowym średniej warunkowej zmiennej X, nazywa się współczynnikiem korelacji krzywoliniowej Y względem X.

Statystyka

$$\eta_{x/y} = \left\{ \frac{\sum_j (\bar{x}/y_j - \overline{\bar{x}/y})^2}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \right\}^{1/2}, \tag{9}$$

gdzie licznik jest odchyleniem standardowym średniej warunkowej zmiennej Y, nazywa się współczynnikiem korelacji krzywoliniowej X względem Y.

Współczynnik korelacji krzywoliniowej jest, tak samo jak inne współczynniki korelacji, miarą niemianowaną i przyjmuje wartości z przedziału [0,1]. Ponieważ zmienna losowa X oraz Y mogą mieć różne rozkłady, dlatego brak jest tablic wartości krytycznych współczynnika korelacji krzywoliniowej. Możemy jedynie twierdzić, że w miarę zwiększenia się jego wartości do jedności rośnie siła związku korelacyjnego. Warto także zauważyć, że miara $\eta$ jest miarą niesymetryczną, tzn.

$$\eta_{y/x} \neq \eta_{x/y}.$$

Eksploatacyjne badanie niezależności czasów trwania stanów awarii i pracy przenośników wskazują, że stany te są istotnie wzajemnie niezależne. Wyniki badań eksploatacyjnych zostały między innymi zaprezentowane w artykule [3].

## 6. Badanie wykładniczego charakteru ciągu liczb losowych

Bardzo często przedmiotem badań niezawodnościowych są przenośniki różnego typu, dla których trzeba wyznaczyć rozkłady czasów trwania stanów. Ponieważ, jak wykazują liczne badania, rozkłady te mają charakter wykładniczy, dlatego korzystnie jest przed przystąpieniem do wyznaczania parametrów rozkładów, szacowania przedziałów ufności parametrów itp. dokonać weryfikacji przypuszczenia, że rozkład czasów trwania stanu ma istotnie charakter wykładniczy.

Istnieje wiele testów pozwalających wnioskować o poprawności wyżej sformułowanego przypuszczenia. Do najczęściej stosowanych należą: test Fishera oparty o statystykę Cochrana, test oparty o statystykę Hartleya dla małych liczności próby, test oparty o statystykę Shermana oraz test $\chi^2$ i F Snedecora dla sprawdzenia hipotezy stałości funkcji intensywności uszkodzeń. Poniżej zaprezentowany zostanie test $\chi^2$.

Oznaczmy przez $t_i$; $i = 1,2,\dots, d$ (gdzie: $d = r$ dla planu badania [N,W,R] lub [N,B,r], lub $d = d(T)$ dla planu badania [N,W,T] lub [N,B,T]); są one zarejestrowanymi w trakcie przeprowadzonych badań chwilami, w których występowała zmiana stanu. W zależności od typu przyjętego badania oblicza się punkty $q_i$ wg wzorów zamieszczonych w tablicy 1.

Tablica 1

| Plan | [N,B,r] | [N,B,T] | [N,W,r] | [N,W,T] |
|---|---|---|---|---|
| $q_i$ | $Q_B(t_i)/Q_B(t_r)$ | $Q_B(t_i)/Q_B(T)$ | $\frac{t_i}{t_r}$ | $\frac{t_i}{T}$ |

gdzie:

$$Q_B(t_i) = \sum_{j=1}^{i} t_j$$

$$Q_B(t_r) = \sum_{i=1}^{r} t_i + (N - r)\, t_r \tag{10}$$

$$Q_B(T) = \sum_{i=1}^{d(T)} t_i + [N - d(T)]\, T.$$

Wiadomo, że jeżeli czasy trwania badanego stanu mają charakter wykładniczy, to statystyka

$$\chi^2_{2d} = -2 \sum_{1}^{d} \ln q_i \tag{11}$$

ma rozkład $\chi^2$ o 2 d stopniach swobody. Stąd wyznaczając przedział ufności dla statystyki $\chi^2_{2d}$ (11) dla założonego wskaźnika ufności $1-\alpha$ można twierdzić, iż w przypadku gdy statystyka ta spełnia podwójną nierówność

$$\chi^2_{\alpha/2}(2d) < \chi^2_{2d} < \chi^2_{1-\alpha/2}(2d), \tag{12}$$

to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy głoszącej, iż funkcja intensywności uszkodzeń jest stała w czasie. Jest to równoznaczne ze stwierdzeniem, że nie kwestionuje się przypuszczenia odnośnie wykładniczego charakteru czasów trwania stanu.

Jeżeli natomiast

$$\chi^2_{2d} > \chi^2_{-\alpha/2}(2d), \qquad (13)$$

to sprawdzoną hipotezę odrzucamy na korzyść hipotezy głoszącej, iż funkcja intensywności uszkodzeń jest monotonicznie malejącą funkcją czasu.

W przypadku gdy

$$\chi^2_{2d} < \chi^2_{\alpha/2}(2d), \qquad (14)$$

wówczas również odrzucamy weryfikowaną hipotezę; tym razem na korzyść hipotezy mówiącej o tym, że funkcja intensywności uszkodzeń jest monotonicznie rosnącą funkcją czasu.

Niekiedy ocena statystyki $\chi^2_{2d}$ (11), obliczona na podstawie danych z badań, przyjmuje wartości leżące na pograniczu wartości krytycznych i zachodzi obawa, iż dobierając różne wartości poziomu istotności można uzyskać różne decyzje w teście. Wtedy można dodatkowo zastosować test Bartletta [5] dla sprawdzenia stałości wariancji $D^2(q_i)$.

Na marginesie rozważań dotyczących analizy ciągów liczb losowych warto zwrócić uwagę na to, że klasa rozkładu gamma, a zatem i klasa rozkładu wykładniczego, są całkowicie nieodporne na odstawanie. Oznacza to, że jeżeli w ciągu liczb losowych zaobserwujemy pojawienie się liczby, która jest bardzo duża bądź bardzo mała tak, że zachodzi obawa, iż jest to rezultatem pomyłki lub błędu, to z uwagi na to, że jest to klasa rozkładu nieodporna na odstawanie, nie ma podstaw do odrzucenia tej liczby. Prawdopodobieństwo pojawienia się takiej liczby jest bliskie jedności [4].

## LITERATURA

[1] Antoniak J., Czaplicki J., Lutyński A. i in.: Analiza niezawodności pracy przenośnikowych układów transportowych dla kopalnianych poziomów o skoncentrowanej produkcji. Pol. Śl., Inst.Mechan. Górn., Gliwice 1973-1975 (niepubl.).

[2] red. Czaplicki J.: Probabilistyczna analiza niezawodności systemów transportowych przenośnikowych dla KWK "Wujek". Sprawozd. z obozu nauk. Katowice-Gliwice 1974 (niepubl.)

[3] Czaplicki J., Lutyński A.: Badania procesu awarii systemów transportu ciągłego. Transport Poziomy. Prace własne. Pol. Śl. Inst. Mechan. Górn., z. 1, 1975.

[4] Neyman J., Scott E.: Optimizing Methods in Statistics. New York 1971.

[5] Zieliński R.: Tablice statystyczne. PWN, Warszawa 1972.

## ПРЕДВАРИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ СВЕДЕНИЙ ПОЛУЧЕННЫХ БЛАГОДАРЯ ИСПЫТАНИЯМ НАДЕЖНОСТИ УСТРОЙСТВ ПОСТОЯННОГО ТРАНСПОРТА

### Р е з ю м е

В статье дается проблематика предварительного анализа данных полученных в результате проведенных испытаний надежности устройств постоянного транспорта в виду рассмотрения таких вопросов как: объект и цель анализа, исследование стационарности, однородности, надежности и показательного характера случайных чисел.

## INITIAL ANALYSIS OF DATA OF RELIABILITY EXAMINATIONS OF CONVEYOR INSTALLATIONS

### S u m m a r y

The paper deals with initial analysis of data obtained through the reliability investigations of the conveyor installations. The problems of subject of analysis and its purpose, examination of stationariness, homogencity, reliability and exponentiality of random numbers are taken under consideration.