ZESZYTY NAUKOWE POLITECHNIKI ŚLĄSKIEJ 1978

Seria: GÓRNICTWO z. 90 Nr kol. 577

JERZY ANTONIAK
JACEK M. CZAPLICKI
ALEKSANDER LUTYŃSKI

OKREŚLENIE LICZNOŚCI PRÓBY W BADANIACH NIEZAWODNOŚCIOWYCH GÓRNICZYCH OBIEKTÓW ODNAWIALNYCH

Streszczenie. W poniższym artykule poddano analizie sposób wyznaczania liczności próby w badaniach niezawodnościowych. Rozpatrzono również określoną technikę pobierania próby przy zastosowaniu analizy sekwencyjnej.

Bardzo często prowadzący badania niezawodnościowe boryka się z trudnością przy odpowiedzi na pytanie: jak liczna powinna być statystyczna próba badania, by osiągnęło ono oczekiwany efekt w postaci wiarygodnego oszacowania wybranych parametrów i charakterystyk niezawodnościowych.

Chcąc uzyskać odpowiedź na postawione pytanie należy zdawać sobie sprawę z faktu, że określając plan badania określamy albo w sposób jednoznaczny, bądź też w sposób pośredni, liczność próby. Liczność ta związana jest w planie badania z dwoma wielkościami: N - liczbą badanych obiektów oraz K - kryterium zakończenia badania. Liczba obiektów wziętych do badań zdeterminowana jest na ogół szeregiem czynników, które umownie podzielić można na dwie grupy. Do pierwszej zaliczyć można czynniki o charakterze statystycznym, do drugiej czynniki o charakterze pozastatystycznym.

W praktyce, czynniki pierwszej grupy sugerują dużą liczność próby, natomiast czynniki drugiej grupy ograniczają tę liczność. Dlatego też ostateczna liczność próby jest "wypadkową" tych dwóch sprzecznych na ogół ze sobą sugestii.

Spośród czynników natury pozastatystycznej najczęściej mamy do czynienia z jednej strony z ograniczonymi możliwościami badawczymi z drugiej zaś - ekonomicznym aspektem badania. Wiadomo bowiem, że badania niezawodnościowe są zwykle badaniami kosztownymi.

Czynniki te mogą wpływać nie tylko na liczbę badanych obiektów, lecz także na decyzję wyboru kryterium zakończenia badania. Czasem bywa tak, że ograniczone możliwości albo wpływają na określenie czasu trwania badania, bez względu na liczbę zaobserwowanych uszkodzeń, bądź też determinują liczbę elementów, które można wymienić w trakcie trwania badania - a zatem określają kryterium ukończenia badania: "do r - tego uszkodzenia". Jednakże rozważając jedynie pozastatystyczną grupą czynników można byłoby zaplanować badanie, w wyniku którego otrzymane informacje nie miałyby większego praktycznego znaczenia. Mogłoby to zaistnieć, np. gdy graniczny błąd szacowania, ocenionego w badaniach wskaźnika niezawodnościowego, byłby zbyt duży względem stawianych wymagań co do jego wartości. Z tego względu niezbędne jest przeanalizowanie wymagań czynników natury statystycznej i pozastatystycznej łącznie.

Rozważmy wymagania statystyki matematycznej. W wyniku badania, które planujemy, mamy uzyskać niezbędne informacje pozwalające na określenie interesujących nas własności badanych obiektów - elementów, zespołów bądź podzespołów, czy też całych systemów. Własności te są na ogół o charakterze statystycznym. Dlatego też albo liczność próby planujemy dla potrzeb estymacji wybranych wskaźników czy też charakterystyk niezawodnościowych, będących miernikami interesujących nas własności, albo dla potrzeb weryfikacji hipotez statystycznych, będących różnego rodzaju przypuszczeniami odnośnie tych własności. W przypadku estymacji wskaźników czy charakterystyk niezawodnościowych liczność próby niezbędną do badań otrzymuje się z przekształcenia relacji zachodzącej pomiędzy założoną wiarygodnością informacji, które mamy uzyskać w wyniku tego badania, założoną dokładnością tych informacji a rozkładem estymatora szacowanego wskaźnika bądź charakterystyki.

W przypadku weryfikacji hipotez liczności próby uzyskuje się zakładając prawdopodobieństwa popełnienia błędów I i II rodzaju i wybierając odpowiednią regułę postępowania, zwaną testem. Rozpatrzmy te kwestie nieco bliżej. Dokonując estymacji punktowej interesującego wskaźnika nie jesteśmy w stanie w sposób bezpośredni określić błędu, jaki popełnia się używając wybranego estymatora wskaźnika. Można nawet powiedzieć, że z prawdopodobieństwem bliskim jedności popełniamy błąd przy użyciu estymacji punktowej. Dlatego też, w celu wyrobienia sobie poglądu na temat wiarygodności oszacowania, posługujemy się estymacją przedziałową. Estymacja ta polega na budowie, dla rozpatrywanego wskaźnika w oparciu o rozkład jego estymatora, przedziału ufności, wewnątrz którego z założonym a priori prawdopodobieństwem mieści się wartość szacowanego wskaźnika. Otrzymany przedział ufności jest nie tylko funkcją zadanego poziomu ufności, będącego miernikiem wiarygodności oszacowania, lecz również zależy od wyników i liczności próby. Łatwo także zauważyć, że otrzymany w wyniku estymacji przedział liczbowy określa maksymalny błąd szacunku wskaźnika, albowiem przyjmując długość przedziału równą $d_1 + d_2$ (przy czym dla rozkładu symetrycznego estymatora $d_1 = d_2$) mamy:

$\varepsilon = \sup \{d_1, d_2\}$ i jest to maksymalny błąd oszacowania. Relacja zachodząca pomiędzy oszacowanym wskaźnikiem, jego wartością w populacji generalnej, wiarygodnością oszacowania i granicznym błędem szacunku ma postać :

$$P\left\{|x - \hat{x}| \leq \varepsilon\right\} = 1 - \alpha,$$

gdzie:

x - wartość wskaźnika w populacji generalnej,

$\hat{x}$ - estymator wskaźnika x,

ε - dopuszczalny błąd szacunku wskaźnika,

$1-\alpha$ - poziom ufności, w prawdopodobieństwo bliskie zero.

Estymator wskaźnika x jest funkcją wyników i liczności próby oraz jest on zmienną losową, a zatem można go scharakteryzować pewną funkcją rozkładu $\hat{x}$: $F\{x_i, \; i = 1,2, \ldots, n; \vartheta\}$,

gdzie: ϑ - parametry rozkładu F.

Stąd też zakładając poziom ufności oszacowania $(1 - \alpha)$ graniczny błąd wskaźnika ε, można wyznaczyć liczność próby w przypadku gdy znane są parametry rozkładu estymatora*:

$$n = h\left\{\varepsilon, \vartheta, k_\alpha\right\},$$

gdzie: h - pewna funkcja,

k_α - kwantyl rozkładu estymatora.

Miernik dokładności oszacowania może być podany także w sposób względny, np: $\delta = \frac{\varepsilon}{\hat{x}}$.

W przypadku gdy nie znamy parametrów rozkładu estymatora, wówczas niezbędne jest przynajmniej zgrubne oszacowanie tych parametrów, wyrobienie sobie poglądu co do przypuszczalnej ich wartości. Osiągamy to poprzez przeprowadzenie tzw. badań pilotujących, wstępnych, tzn. pobranie niewielkiej próbki. Badanie takie ma jeszcze tę zaletę, oprócz możliwości przybliżonego oszacowania wielkości parametrów ϑ, że pozwala wstępnie oszacować interesujący nas wskaźnik, wyrobić sobie pogląd co do rzędu jego wielkości i zweryfikować słuszność wymagań odnoszących się do dokładności jego oszacowania. Ponadto, wyniki uzyskane z próbki pilotującej można uważać, jako pierwszy etap badania i włączyć je do wyników całego badania.

---

* Wartości parametrów ϑ mogą być znane z poprzednich badań obiektów ze względu na interesujący nas wskaźnik bądź charakterystykę. Innym źródłem informacji o wartościach parametrów mogą być badania teoretyczne.

Rozpatrzmy zatem wzory na liczność próby w przypadku gdy szacowane wskaźniki niezawodnościowe są parametrami trzech różnych, dość często spotykanych w praktyce rozkładów. Pomijamy przypadek rozkładu normalnego jako powszechnie znany.

1. Załóżmy, że badamy przenośniki bądź ich elementy, ze względu na cechę o charakterze wykładniczym. Chcemy oszacować nieznany parametr rozkładu λ. Zakładamy a priori współczynnik ufności równy $1-\alpha$ oraz błąd względny szacunku równy δ. Jeżeli kryterium ukończenia badania przyjmujemy $K = r$, wówczas niezbędną liczbę uszkodzeń, które należy zaobserwować, wyznaczamy z zależności

$$1 + \delta = \frac{2r}{\chi^2_{1-\alpha}(2r)}.$$

Jeżeli kryterium ukończenia badania przyjmiemy $K = T$, wówczas niezbędny czas badania wyznaczyć można ze wzoru:

$$N\,T = \frac{\chi^2\,(2r)}{2\lambda_o}$$

2. Załóżmy, że badamy przenośniki, bądź ich elementy, ze względu na cechę o rozkładzie gamma. Chcemy oszacować nieznaną średnią. Zakładamy a priori: współczynnik ufności $1-\alpha$ oraz błąd względny szacunku δ. Liczność próby niezbędną do oszacowania nieznanej średniej można wyznaczyć ze wzoru:

$$n = \frac{u_\alpha^2}{\delta^2 \cdot \gamma_o},$$

gdzie:

γ_o - spodziewana wartość parametru kształtu γ.

Jeżeli nie znamy spodziewanej wartości parametru kształtu γ, wówczas pobierając próbkę pilotującą możemy wstępnie oszacować γ_o ze wzoru:

$$\gamma_o = \frac{\bar{x}^2}{\overline{x^2} - \bar{x}^2},$$

gdzie: $\overline{x^2} = \frac{1}{n_o}\sum x_i^2$ jest momentem zwykłym rzędu drugiego.

3. Załóżmy, że badamy przenośniki, bądź ich elementy, ze względu na cechę o rozkładzie logarytmo - normalnym. Chcemy oszacować nieznaną średnią. Zakładamy a priori: współczynnik ufności $1-\alpha$ oraz błąd względny szacunku równy δ. Liczność próby niezbędną do oszacowania nieznanej średniej, przy powyższych założeniach, można wyznaczyć ze wzoru:

$$n = \frac{u_\alpha^2}{2} \cdot \left(\frac{\hat{S}}{0{,}4343}\right)^2 \cdot \left[1 + \frac{1}{2}\left(\frac{\hat{S}}{0{,}4343}\right)^2\right].$$

Chcąc ustalić niezbędną liczność próby dla weryfikacji hipotezy statystycznej rozpatrzmy kilka podstawowych reguł postępowania, które na podstawie wyników próby doprowadzają do decyzji przyjęcia lub odrzucenia sformułowanej hipotezy jakiegokolwiek przypuszczenia dotyczącego rozkładu badanego wskaźnika niezawodnościowego.

Wprowadźmy kilka oznaczeń. Niech W_n będzie n - wymiarową przestrzenią próby. Budowa reguły postępowania - testu - polega na podzieleniu przestrzeni W na dwa obszary: w_n zwanego obszarem odrzucenia weryfikowanego przypuszczenia i $W_n - w_n$ zwanego obszarem przyjęcia.

Jeżeli $A_n \in w_n$, gdzie $A_n = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ jest punktem w przestrzeni próby, wówczas sprawdzoną hipotezę H_o odrzucamy; w przeciwnym przypadku hipotezę H_o przyjmujemy. Testem najlepszym albo najmocniejszym jest taki test, dla którego, przy założonym prawdopodobieństwie popełnienia błędu I rodzaju (błąd polegający na przyjęciu hipotezy fałszywej) spośród możliwych obszarów w_n spełniających warunek:

$$P\left\{ A_n \in w_n / H_o \right\} = \alpha$$

wybiera się taki obszar $w_o \in w_n$, dla którego prawdopodobieństwo popełnienia błędu II rodzaju (błąd polegający na odrzuceniu hipotezy prawdziwej) jest najniższe; tzn:

$$\min_{w_n} P\left\{ A_n \in (W_n - w_n) / H_1 \right\} = P\left\{ A_n \in (W_n - w_o) / H_1 \right\}.$$

Budowę testu najmocniejszego przeprowadza się w oparciu o lemat Neymana - Pearsona; lemat, którego treścią jest to, że test zbudowany na podstawie obszaru odrzuceń w_n,) spełnia warunki:

$$\prod_{i=1}^{n} f(x_i, \theta_1) \geqslant k \prod_{i=1}^{n} f(x_i, \theta_o) \quad \text{wewnątrz obszaru } W_n,$$

$$\prod_{i=1}^{n} f(x_i, \theta_1) \geqslant k \prod_{i=1}^{n} f(x_i, \theta_o) \quad \text{na zewnątrz obszaru } w_n,$$

gdzie: stała K jest tak dobrana, że

$$P\left\{ A_n \in w_n / H_o \right\} = \alpha$$

jest testem najlepszym, przy czym $H_o : \theta = \theta_o$ wobec $H_1 : \theta = \theta_1$. Dowód lematu można znaleźć w [1]. Ponieważ obszar odrzucenia w_n, a zatem także obszar przyjęcia $W_n - w_n$, są funkcją wyników i liczności próby, dlatego też istnieje możliwość, przyjmując a priori prawdopodobieństwa popełnienia błędów I i II rodzaju równe α oraz β, wyznaczenia niezbędnej liczności próby dla weryfikacji sformułowanej hipotezy. Precedura ogólna wyznaczenia tej liczności przedstawia się następująco. Konstruuje się obszar odrzucenia W_n

$$P\left\{ W_n : g\left(\hat{x}, x_0, \vartheta, n\right) K/H_0 \right\} = \alpha, \qquad (1)$$

gdzie: g - funkcja wiążąca wskaźnik x, jego estymator $\hat{x}$, liczność próby n i ewentualne parametry ϑ przy założeniu prawdziwości hipotezy weryfikowanej H_0.

Łatwo zauważyć, że funkcja g jest zmienną losową. Z tablic rozkładu zmiennej losowej g odczytuje się kwantyl rzędu α, dla którego warunek /1/ jest spełniony. Następnie przekształca się obszar odrzuceń W_n do postaci:

$$W_{n}: \hat{x} \leq g_1\left(x_0, K, \vartheta, n\right).$$

Chcąc, aby prawdopodobieństwo błędu II rodzaju równe było β, należy tak dobrać liczność próby, aby spełniony był warunek

$$P\left\{ \hat{x} \leq g_1\left(x_0, K, \vartheta, n\right)/H_1 \right\} = 1 - \beta. \qquad (2)$$

Przy założeniu, że prawdziwa jest hipoteza H_1 i porównując (1) i (2) możemy zapisać, że:

$$P\left\{ g\left(\hat{x}, x_1, \vartheta, n\right) \leq g_2\left[g_1\left(K, x_0, x_1, \vartheta, n\right)\right]\right\} = 1 - \beta.$$

Przekształcając, otrzymamy:

$$P\left\{ g\left(\hat{x}, x_1, \vartheta, n\right) \leq g_3\left(K, x_0, x_1, \vartheta, n\right) \right\} = 1 - \beta.$$

Z tablic rozkładu zmiennej losowej g odczytuje się kwantyl K_1 rzędu $1 - \beta$, dla którego powyższy warunek zajdzie.

$$K_1 = g_3\left(K, x_0, x_1, \vartheta, n\right)$$

stąd

$$n = g_n\left(K, K_1, x_0, x_1, \vartheta\right).$$

Zilustrujmy powyższe rozważania teoretyczne przykładu. Rozpatrzmy zmienną losową o rozkładzie wykładniczym. Weryfikujmy hipotezę H_o, twierdzącą, że $\lambda = \lambda_o$ wobec hipotezy alternatywnej H_1; $\lambda = \lambda_1$. Jaka powinna być liczność próby, aby najmocniejszy test użyty do sprawdzenia postawionej hipotezy gwarantował prawdopodobieństwo błędu I rodzaju równe α i prawdopodobieństwa błędu II rodzaju-równe β. Wiadomo, że zmienną losową $2\lambda\sum_{i=1}^{n} x_i$ ma rozkład χ^2 o 2n stopniach swobody, jeżeli tylko populacja, z której pobrano n - elementową próbę, ma rozkład wykładniczy z parametrem λ. A zatem, obszar odrzucenia W_n można przyjąć:

$$W_n: 2\lambda n\hat{\lambda} \leq k.$$

Zgodnie z /1/ możemy napisać, że

$$P\left\{2\lambda_o n\hat{\lambda} \leqslant K\right\} = \alpha,$$

z powyższego łatwo zauważyć, że $k = \lambda_{\alpha}^2\left(2_n\right)$.

Przyjmijmy zatem, że znana jest nam wartość k. Kontynuując dalej, mamy:

$$\hat{\lambda} = \frac{\chi_{\alpha}^2(2_n)}{2\lambda_o n}.$$

Wiążąc obecnie założenie, że prawdopodobieństwo popełnienia błębu II rodzaju jest równe β z założeniem prawdziwości hipotezy H_1 mamy:

$$P\left\{\hat{\lambda} \leqslant \frac{\chi_{\alpha}^2\ (2n)}{2\lambda_o\ \ n} / H_1\right\} = 1 - \beta$$

i dalej

$$P\left\{2\lambda_1 n\hat{\lambda} \leqslant 2\lambda_1 n\frac{\chi_{\alpha}^2\ (2n)}{2\lambda_o\ \ n}\right\} = 1 - \beta,$$

co po uproszczeniu daje

$$P\left\{2\lambda_1 n\hat{\lambda} \leqslant \frac{\lambda_1}{\lambda_o}\ \chi_{\alpha}^2\ \left(2_n\right)\right\} = 1 - \beta.$$

Z tablic rozkładu χ^2 należałoby odczytać taką wartość K_1, która spełniałaby powyższe równanie. Ale ponieważ $K_1 = \lambda^2_{1-\beta}(2_n)$ dlatego też przyjmiemy, jak w poprzednim przypadku, że wartość ta jest nam znana. Jeżeli tak, to

$$\chi^2_{1-\beta}(2n) = \frac{\lambda_1}{\lambda_0}\ \chi^2_{\alpha}(2n)$$

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_0} = \frac{\chi^2_{1-\beta}(2n)}{\chi^2_{\alpha}(2n)} \ .$$

Stąd już łatwo można znaleźć taką wartość n, dla której powyższa równość będzie słuszna.

W powyższym teście zakładamy, że rozpatrywana zmienna ma rozkład ciągły, co wyrażone było funkcją gęstości $f(x, \vartheta)$. Łatwo wykazać, że przy tym założeniu, jeśli tylko hipotezy sprawdzane H_0 i alternatywna H_1 są proste, to test najmocniejszy istnieje.
Natomiast w przypadku populacji o rozkładzie skokowym na ogół tak nie jest. Wynika to z faktu, że przestrzeń próby nie jest ciągła. W związku z tym, dla przypadku gdy populacja ma rozkład skokowy, należy zamiast testu najmocniejszego rozpatrywać test zrandonizowany. Zainteresowanych odsyłamy do [1].

Kontynuując nasze rozważenia dotyczące liczności próby rozpatrzmy z kolei specjalną technikę pobierania próby dla weryfikacji hipotez statystycznych. Mowa tu o analizie sekwencyjnej. Jest to technika stopniowego pobierania próby w zależności od decyzji, jaką podejmuje się po uzyskaniu wyników kolejnego badania obiektu, względnie obiektów. Możliwe są dwie decyzje: albo podejmuje się odpowiedni wniosek o badanej zbiorowości, albo odrzuca się podjęcie wniosku i poddaje się badaniom następny obiekt lub obiekty. Łatwo zauważyć, że ponieważ zapadnięcie którejkolwiek z dwu możliwych decyzji zależy od wyników poprzednich obserwacji w próbie, dlatego też liczność próby jest zmienną losową. Powyższe postępowanie wykazuje zalety, zwłaszcza w stosunku do przypadku gdy liczność próby jest ustalona z góry.

Rozpatrujemy wskaźnik niezawodności będący zmienną losową o rozkładzie $f(x, \vartheta)$. Wysuwamy przypuszczenie, iż $\vartheta = \vartheta_0$ wobec hipotezy H_1 twierdzącej, że $\vartheta = \vartheta_1$. Zakładając prawdopodobieństwa popełnienia błędów I i II rodzaju musimy roztrzygnąć w oparciu o próbę, która z weryfikowanych hipotez jest słuszna. Gdyby liczność próby była ustalona, to najlepszym testem byłby test najmocniejszy. Jednakże przyglądając się bliżej procesowi podania punktów $A_n = (x_1, x_2, \ldots, x_n)$, będących wynikami próby w przestrzeni prób W_n, można zauważyć, że czasem punkt A_n leży blisko granicy obszarów odrzucenia i przyjęcia i można mieć wątpliwości czy postępuje się słusznie odrzucając bądź przyjmując hipotezę (w zależności, wewnątrz którego obszaru pada punkt A_n). Otóż jednym z założeń analizy sekwencyjnej jest, aby w tego rodzaju przypadkach nie podejmować ostatecznej decyzji co do przyjęcia lub odrzucenia sprawdzonej hipotezy, lecz zwiększyć próbę. Konstrukcja testu sekwencyjnego polega zatem na dobraniu dwóch liczb A i B $(B < A)$ i na porównaniu z nimi stosunku $f(x, \vartheta_1) : f(x, \vartheta_0)$, przy czym, jeżeli:

1. $B < \dfrac{f(x, \vartheta_1)}{f(x, \vartheta_0)} < A$ to zwiększamy próbę,

2. $\dfrac{f(x, \vartheta_1)}{f(x, \vartheta_0)} \leqslant B$ przyjmujemy hipotezę H_0,

3. $\dfrac{f(x, \vartheta_1)}{f(x_1, \vartheta_0)} \geqslant A$ odrzucamy hipotezę H_0 a więc przyjmujemy H_1.

Liczby A i B są takie, że

$$A = \frac{1-\beta}{\alpha} \quad \text{oraz} \quad B = \frac{\beta}{1-\alpha}.$$

Przyjmując zatem poziom prawdopodobieństwa dla α oraz β i pamiętając o tym, że niezbędna w analizie sekwencyjnej liczność próby jest zmienną losową, wyznaczamy jej wartość oczekiwaną.

Oznaczając przez:

$$z = \ln \frac{f(x, \vartheta_1)}{f(x, \vartheta_0)}$$

możemy wynaczyć

$$E\{z/H_0\} \quad \text{oraz} \quad E\{z/H_1\}.$$

Wartość oczekiwaną liczności próby w zależności, która z weryfikowanych hipotez jest słuszna, obliczamy ze wzorów:

$$E\{n/H_0\} = \frac{1-\alpha \ln \frac{\beta}{1-\alpha} + \alpha \ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{E\{z/H_0\}}$$

$$E\{n/H_1\} = \frac{\beta \ln \frac{\beta}{1-\alpha} - (1-\beta) \ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{E\{z/H_1\}}.$$

Dla wykazania wyższości powyższej techniki pobierania próby rozważmy przykład liczbowy.

Niech $\alpha = 0{,}1$; $\beta = 0{,}05$, zmienna losowa jest o rozkładzie wykładniczym, H_o : $\lambda = \lambda_o = 0{,}010$ wobec H_1 : $\lambda = \lambda_1 = 0{,}016$.

Stosując test najmocniejszy mamy:

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_o} = \frac{\chi^2_{1-\beta}(2n)}{\chi^2_{\alpha}(2n)}$$

$$1{,}6 = \frac{\chi^2_{0{,}05}(2n)}{\chi^2_{0{,}1}(2n)} \, .$$

Korzystając z tablicy mamy:

$$n = 38 .$$

Gdybyśmy natomiast zastosowali test sekwencyjny, to wyznaczając

$$z = (\lambda_o - \lambda_1)\, x + \ln \frac{1}{\lambda_o}$$

$$E\{z/H_o\} = (\lambda_o - \lambda_1)\lambda_o^{-1} + \ln \frac{\lambda_1}{\lambda_o}$$

$$E\{z/H_o\} = (\lambda_o - \lambda_1)\lambda_1^{-1} + \ln \frac{\lambda_1}{\lambda_o} ,$$

mamy:

$$E\{n/H_o\} = 4$$

$$E\{n/H_1\} = 17 .$$

Jak łatwo zauważyć, zaprezentowane w powyższym artykule metody i zależności pozwalają na dość precyzyjne określenie liczności próby badania niezawodnościowego, by osiągnęło ono oczekiwany efekt w postaci wiarygodnego oszacowania wybranych parametrów i charakterystyk niezawodnościowych.

LITERATURA

[1] Sadowski W. : Statystyka matematyczna. PWE, Warszawa 69.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ОБЪЁМА ВЫБОРКИ В ИСПЫТАНИЯХ НАДЁЖНОСТИ
ГОРНЫХ ОБНОВЛЯЕМЫХ ОБЪЁКТОВ

Р е з ю м е

В статье был подвергнут анализу способ определения объёма выборки в испытаниях надёжности. Была рассмотрена определенная техника браная пробы, применяя основной анализ.

DETERMINATION OF SAMPLE SIZE IN THE RELIABILITY EXAMINATIONS
OF MINING RENOVABLE OBJECTS

S u m m a r y

A method to determine sample size in the reliability examinations has been discussed in this paper. The authors have also considered a certain sampling technique based on the sequence analysis.