

**Agnieszka BLOKUS-ROSZKOWSKA, Sambor GUZE,
Bożena KWIATUSZEWSKA-SARNECKA**
Akademia Morska w Gdyni

ZASTOSOWANIE PROGRAMU KOMPUTEROWEGO DO IDENTYFIKACJI CHARAKTERYSTYK BEZPIECZEŃSTWA I NIEZAWODNOŚCI ELEMENTÓW ZŁOŻONYCH SYSTEMÓW TECHNICZNYCH

Słowa kluczowe

Niezawodność, bezpieczeństwo, funkcja niezawodności, intensywność uszkodzeń, estymacja.

Streszczenie

W artykule przedstawione zostały metody estymacji nieznanymi parametrami wykładniczego rozkładu czasów przebywania elementów systemu w podzbiorach stanów niezawodnościowych. Rozważone zostały różne przypadki przeprowadzonych badań empirycznych, włączając mało liczne realizacje oraz badania niedokończone. Ponadto zaprezentowany został program komputerowy oparty na tych metodach wraz z przykładem zastosowania do identyfikacji niezawodności systemów lin w Stoczni Marynarki Wojennej w Gdyni. Program wyznacza oszacowanie nieznanymi warunkowymi intensywności wyjścia z podzbioru stanów niezawodnościowych wykładniczej funkcji niezawodności elementów systemu w różnych stanach eksploatacyjnych, a następnie pozwala na weryfikację hipotezy o wykładniczych dystrybuantach warunkowego czasu przebywania elementów systemu w podzbiorach stanów niezawodnościowych.

Wprowadzenie

Oszacowanie parametrów niezawodności na podstawie danych empirycznych jest celem określających badań niezawodności. Ze względu na losowy charakter wyników badań wartość liczbowa wybranego wskaźnika niezawodności jest zaobserwowaną realizacją pewnej zmiennej losowej nazywanej estymatorem danego wskaźnika niezawodności [3, 4]. Wśród analitycznych metod wyznaczania estymatorów nieznanymi parametrów [6] najczęściej stosowana jest metoda największej wiarygodności, choć w pewnych przypadkach korzystne jest stosowanie innych metod, np. dla rozkładu Weibulla.

W celu uzyskania informacji na temat dystrybuanty elementu $F(t)$ konieczne jest przeprowadzenie testu, w którym przeprowadzonych zostało n identycznych zadań elementu systemu oraz zarejestrowane zostały ich czasy zdatności. Podstawowym przyjętym założeniem jest to, iż czasy zdatności elementów są statystycznie niezależne i o identycznym rozkładzie zgodnym z ciągłą dystrybuantą $F(t)$ [8, 9]. Założenie o identyczności rozkładów czasów zdatności odpowiada założeniu, że elementy są teoretycznie identyczne. Oznacza to, że elementy są tego samego typu oraz narażone są w przybliżeniu na takie samo ryzyko (stres) środowiskowe i eksploatacyjne. Założenie o niezależności oznacza natomiast, że działanie albo uszkodzenie jednego z elementów systemu nie ma wpływu na pozostałe elementy. Jakikolwiek mechanizm oceniający musi także być niezależny, czyli warunek niezależności musi być spełniony także podczas gromadzenia informacji o uszkodzonych wcześniej elementach systemu.

1. Estymacja punktowa parametru λ w rozkładzie wykładniczym

Załóżmy, że $f^{(b)}(t) = f(t, \lambda^{(b)})$ jest funkcją gęstości czasu zdatności elementu systemu do pierwszego uszkodzenia w stanie operacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, z nieznanym parametrem $\lambda^{(b)}$, który chcemy estymować. $R^{(b)}(t) = R(t, \lambda^{(b)})$ jest odpowiednio funkcją niezawodności elementu systemu. Spośród wielu metod wyznaczania estymatorów nieznanymi parametrów rozkładów zmiennych losowych do wyznaczenia estymatora nieznanego parametru rozkładu wykładniczego wykorzystujemy metodę największej wiarygodności. W tym celu tworzymy funkcję wiarygodności, następnie logarytmujemy ją i wyznaczamy jej maksimum, które jest estymatorem poszukiwanego parametru.

Przyjmujemy, że zmiany procesu eksploatacji systemu wielostanowego mają wpływ na funkcje niezawodności jego elementów oraz oznaczymy warunkową wielostanową funkcję niezawodności elementu systemu, podczas gdy system znajduje się w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, przez

$$[R(t, \cdot)]^{(b)} = [1, [R(t, 1)]^{(b)}, \dots, [R(t, z)]^{(b)}],$$

gdzie

$$[R(t, u)]^{(b)} = P(T^{(b)}(u) > t | Z(t) = z_b) \\ \text{dla } t \in < 0, \infty), \quad u = 1, 2, \dots, z, \quad b = 1, 2, \dots, \nu \quad (1)$$

jest warunkową funkcją niezawodności oznaczającą prawdopodobieństwo tego, że warunkowy czas $T^{(b)}(u)$ przebywania elementu systemu w podziorze stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$ jest większy niż t , podczas gdy proces eksploatacji $Z(t)$ tego systemu znajduje się w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

Przyjmujemy dalej, że składowe wektora warunkowej wielostanowej funkcji niezawodności (1) są wykładniczymi funkcjami niezawodności postaci

$$R^{(b)}(t, u) = R(t, \lambda^{(b)}(u)) = \exp[-\lambda^{(b)}(u)t] \quad \text{dla } t \in < 0, \infty), \\ u = 1, 2, \dots, z, \quad b = 1, 2, \dots, \nu \quad (2)$$

Oznacza to, że funkcje gęstości warunkowego czasu $T^{(b)}(u)$ przebywania elementu systemu w podziorze stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, są wykładnicze o postaci

$$f^{(b)}(t, u) = f(t, \lambda^{(b)}(u)) = \lambda^{(b)}(u) \exp[-\lambda^{(b)}(u)t] \quad \text{dla } t \in < 0, \infty), \quad (3)$$

gdzie $\lambda^{(b)}(u)$, $\lambda^{(b)}(u) \geq 0$ jest nieznaną intensywnością wyjścia z tego podzioru stanów niezawodnościowych.

Tę nieznaną intensywność $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia z podzioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, chcemy estymować na podstawie danych eksperymentalnych. Estymatory nieznaney intensywności $\lambda^{(b)}(u)$, tzn. nieznaney intensywności uszkodzeń $\lambda^{(b)}$, w przypadku dwustanowej niezawodności systemów, dla różnorodnych warunków eksperymentalnych, wyznaczone zostały metodą największej wiarygodności w [1]. Zmodyfikowane oraz przeniesione na systemy wielostanowe wyniki uzyskane w pracy [5] są przedstawione poniżej.

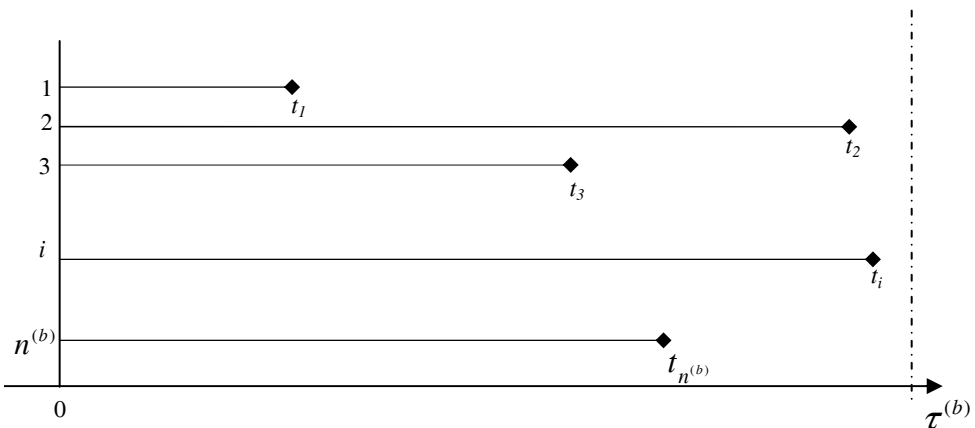
1.1. Estymacja intensywności wyjścia z podzbioru stanów niezawodnościowych

Poniżej przedstawiono wszystkich sześć z rozważanych przypadków przeprowadzanych badań [1,5] z wyszczególnionymi niezbędnymi danymi podawanymi przez użytkownika (dane wprowadzane) i otrzymanymi wynikami.

Przypadek 1.

Estymacja intensywności wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych w oparciu o realizacje czasów do pierwszego wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych na kilku stanowiskach – Badania zakończone, taki sam czas trwania obserwacji na wszystkich stanowiskach.

Przyjmujemy, że w czasie $\tau^{(b)}$, $\tau^{(b)} > 0$ obserwujemy realizacje czasu $T^{(b)}(u)$ przebywania elementu w podzbiorze stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, na $n^{(b)}$ identycznych stanowiskach (rys. 1). Przyjmujemy ponadto, że w ustalonym czasie obserwacji $\tau^{(b)}$ wszystkie elementy wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych oraz oznaczymy przez $t_i^{(b)}(u) = t_i$, $i = 1, 2, \dots, n^{(b)}$ chwilę wyjścia z podzbioru stanów niezawodnościowych elementu na i -tym stanowisku, czyli realizacje czasów $T_i^{(b)}(u)$, $i = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, do pierwszego wyjścia takich samych elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych, które są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym określonym przez funkcję gęstości (3).



Rys. 1. Schemat realizacji czasów do pierwszego wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych na n stanowiskach (badania zakończone, taki sam czas trwania obserwacji na wszystkich stanowiskach)

Estymacja parametru $\lambda^{(b)}(u)$ przebiega według podanego poniżej schematu:

- wyznacznik funkcję wiarygodności

$$\begin{aligned} L(\lambda^{(b)}(u)) &= \prod_{i=1}^{n^{(b)}} f(t_i^{(b)}(u), \lambda^{(b)}(u)) = \prod_{i=1}^{n^{(b)}} (\lambda^{(b)}(u) \exp[-\lambda^{(b)}(u)t_i^{(b)}(u)]) \\ &= (\lambda^{(b)}(u))^{n^{(b)}} \exp[-\lambda^{(b)}(u) \sum_{i=1}^{n^{(b)}} t_i^{(b)}(u)], \end{aligned}$$

- wyznacznik logarytm funkcji wiarygodności

$$\ln L(\lambda^{(b)}(u)) = n^{(b)} \ln \lambda^{(b)}(u) - \lambda^{(b)}(u) \sum_{i=1}^{n^{(b)}} t_i^{(b)}(u),$$

- wyznacznik pochodną logarytmu funkcji wiarygodności i przyrównaj do zera,

$$\frac{d \ln L(\lambda^{(b)}(u))}{d\lambda^{(b)}(u)} = \frac{n^{(b)}}{\lambda^{(b)}(u)} - \sum_{i=1}^{n^{(b)}} t_i^{(b)}(u)$$

$$\frac{n^{(b)}}{\lambda^{(b)}(u)} - \sum_{i=1}^{n^{(b)}} t_i^{(b)}(u) = 0,$$

stąd

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{1}{\bar{t}^{(b)}(u)} \quad (4)$$

gdzie

$$\bar{t}^{(b)}(u) = \frac{1}{n^{(b)}} \sum_{i=1}^{n^{(b)}} t_i^{(b)}(u) \quad (5)$$

Wprowadzane dane:

- liczba stanów eksploatacyjnych systemu ν ,
- liczba stanów niezawodnościowych elementów systemu z ,
- liczba stanowisk $n^{(b)}$, na których prowadzone są obserwacje, w każdym stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

- chwile wyjścia $t_i^{(b)}(u) = t_i$, z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, elementu na i -tym stanowisku, $i = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

Wyniki:

- oszacowanie największej wiarygodności nieznaney intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

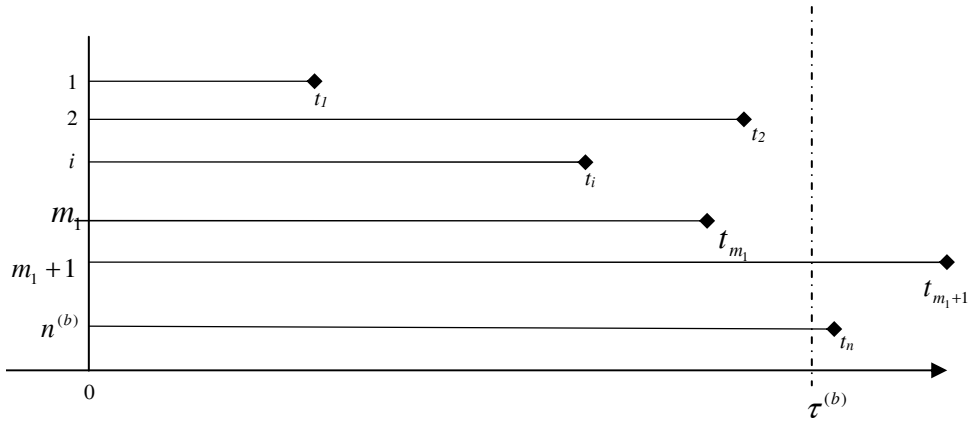
Ponieważ często niepraktyczne bądź zbyt kosztowne w celu przeprowadzenia badań jest oczekiwanie, aż wszystkie elementy uszkodzą się, niezmiernie istotna wydaje się analiza badań niedokończonych [9]. Poniższy przypadek dotyczy właśnie estymacji parametru w sytuacji, gdy nie wszystkie elementy wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych.

Przypadek 2.

Estymacja intensywności wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych w oparciu o realizacje czasów do pierwszego wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych na kilku stanowiskach – Badania niedokończone, taki sam czas trwania obserwacji na wszystkich stanowiskach.

Przyjmujemy, że w czasie $\tau^{(b)}$, $\tau^{(b)} > 0$, obserwujemy realizacje czasu $T^{(b)}(u)$ przebywania elementu w podzbiorze stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, na $n^{(b)}$ identycznych stanowiskach. Przyjmujemy ponadto, że w ustalonym czasie obserwacji $\tau^{(b)}$ nie wszystkie elementy wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych (rys. 2). Oznaczmy przez $m_1^{(b)}(u) = m_1$, $m_1^{(b)}(u) < n^{(b)}$ liczbę elementów, które wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych, natomiast przez $t_i^{(b)}(u) = t_i$, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$, chwile ich wyjścia z podzbioru stanów niezawodnościowych, czyli realizacje czasów $T_i^{(b)}(u)$, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$, do pierwszego wyjścia takich samych elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych, które są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym określonym przez (3).

Estymatory parametru $\lambda^{(b)}(u)$ zostały wyznaczone metodą największej wiarygodności analogicznie jak w przypadku pierwszym.



Rys. 2. Schemat realizacji czasów do pierwszego wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych na n stanowiskach (badania niedokończone, taki sam czas trwania obserwacji na wszystkich stanowiskach)

Wprowadzane dane:

- liczba stanów eksploatacyjnych systemu ν ,
- liczba stanów niezawodnościowych elementów systemu z ,
- liczba stanowisk $n^{(b)}$, na których prowadzone są obserwacje, w każdym stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- czas obserwacji $\tau^{(b)}$, $\tau^{(b)} > 0$, elementów w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- liczbę elementów $m_1^{(b)}(u) = m_1$, $m_1^{(b)}(u) < n^{(b)}$, które wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- chwile wyjścia $t_i^{(b)}(u) = t_i$, z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, elementu na i -tym stanowisku, $i = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

Wyniki:

- oszacowanie największej wiarygodności nieznaney intensywności $\hat{\lambda}^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{m_1^{(b)}(u)}{\sum_{i=1}^{m_1^{(b)}(u)} t_i^{(b)}(u) + \tau^{(b)}(n^{(b)} - m_1^{(b)}(u))} \quad (6)$$

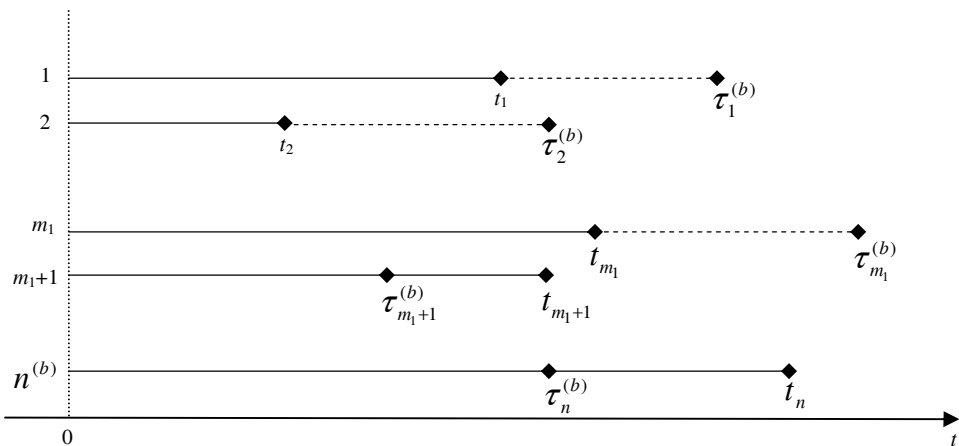
- pesymistyczne oszacowanie intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{n^{(b)}}{\sum_{i=1}^{m_1^{(b)}(u)} t_i^{(b)}(u) + \tau^{(b)}(n^{(b)} - m_1^{(b)}(u))} \quad (7)$$

Przypadek 3.

Estymacja intensywności wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych w oparciu o realizacje czasów do pierwszego wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych na kilku stanowiskach – Badania niedokończone, różne czasy trwania obserwacji na poszczególnych stanowiskach

Przyjmujemy, że obserwujemy realizacje czasu $T^{(b)}(u)$ przebywania elementu w podzbiorze stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, na $n^{(b)}$ identycznych stanowiskach. Przyjmujemy, że czasy obserwacji na poszczególnych stanowiskach są różne i oznaczymy przez $\tau_i^{(b)}$, $\tau_i^{(b)} > 0$, $i = 1, 2, \dots, n^{(b)}$ czas obserwacji odpowiednio na i -tym stanowisku. Przyjmujemy ponadto, że w ustalonych czasach obserwacji $\tau_i^{(b)}$ nie wszystkie elementy wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych oraz oznaczymy przez $m_1^{(b)}(u) = m_1$, $m_1^{(b)}(u) < n^{(b)}$ liczbę elementów, które wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych (rys. 3), natomiast przez



Rys. 3. Schemat realizacji czasów do pierwszego wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych na n stanowiskach (badania niedokończone, różne czasy trwania obserwacji na poszczególnych stanowiskach)

$t_i^{(b)}(u) = t_i$, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$ chwile ich wyjścia z podzbioru stanów niezawodnościowych, czyli realizacje czasów $T_i^{(b)}(u)$, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$, do pierwszego wyjścia takich samych elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych, które są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym określonym przez (3).

Estymatory parametru $\lambda^{(b)}(u)$ zostały wyznaczone metodą największej wiarygodności analogicznie jak w przypadku pierwszym.

Wprowadzane dane:

- liczba stanów eksploatacyjnych systemu ν ,
- liczba stanów niezawodnościowych elementów systemu z ,
- liczba stanowisk $n^{(b)}$, na których prowadzone są obserwacje, w każdym stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- czasy obserwacji $\tau_i^{(b)}$, $\tau_i^{(b)} > 0$, elementów na poszczególnych stanowiskach $i = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- liczbę elementów $m_1^{(b)}(u) = m_1$, $m_1^{(b)}(u) < n^{(b)}$, które wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- chwile wyjścia $t_i^{(b)}(u) = t_i$ i -tego elementu, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$, z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

Wyniki:

- oszacowanie największej wiarygodności nieznaney intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{m_1^{(b)}(u)}{\sum_{i=1}^{m_1^{(b)}(u)} t_i^{(b)}(u) + \sum_{i=m_1^{(b)}(u)+1}^{n^{(b)}} \tau_i^{(b)}} \quad (8)$$

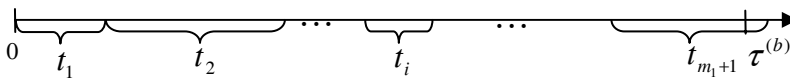
- pesymistyczne oszacowanie intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{n^{(b)}}{\sum_{i=1}^{m_1^{(b)}(u)} t_i^{(b)}(u) + \sum_{i=m_1^{(b)}(u)+1}^{n^{(b)}} \tau_i^{(b)}} \quad (9)$$

Przypadek 4.

Estymacja intensywności wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych w oparciu o realizacje prostego strumienia odnowy elementu na jednym stanowisku.

Przyjmujemy, że obserwujemy realizację czasu $T^{(b)}(u)$ przebywania elementu w podzbiorze stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, na jednym stanowisku, a ponadto zakładamy, że w chwili gdy element ten wyjdzie z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, natychmiast jest zastępowany takim samym nowym elementem znajdującym się w najlepszym stanie niezawodnościowym z . Przyjmujemy, że ten proces wymiany elementów jest kontynuowany w czasie obserwacji $\tau^{(b)}$, $\tau^{(b)} > 0$. Załóżmy, że w tym czasie $m_1^{(b)}(u) = m_1$, $m_1^{(b)}(u) < n^{(b)}$ elementów wyszło z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$ (rys. 4) oraz oznaczmy przez $t_i^{(b)}(u) = t_i$, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$, czasy przebywania tych elementów w tym podzbiorze stanów niezawodnościowych, czyli realizacje czasów $T_i^{(b)}(u)$, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$, do pierwszego wyjścia takich samych elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, które są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym określonym przez (3).



Rys. 4. Schemat realizacji prostego strumienia odnowy elementu na jednym stanowisku

Estymatory parametru $\lambda^{(b)}(u)$ zostały wyznaczone metodą największej wiarygodności analogicznie jak w przypadku pierwszym.

Wprowadzane dane:

- liczba stanów eksploatacyjnych systemu ν ,
- liczba stanów niezawodnościowych elementów systemu z ,

- czas obserwacji $\tau^{(b)}$, $\tau^{(b)} > 0$, elementów w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- liczbę elementów $m_1^{(b)}(u) = m_1$, $m_1^{(b)}(u) < n^{(b)}$, które wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- chwile wyjścia i -tego, $i = 1, 2, \dots, m_1^{(b)}(u)$, elementu $t_i^{(b)}(u) = t_i$ z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

Wyniki:

- oszacowanie największej wiarygodności nieznaney intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{m_1^{(b)}(u)}{\tau^{(b)}} \quad (10)$$

- pesymistyczne oszacowanie intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

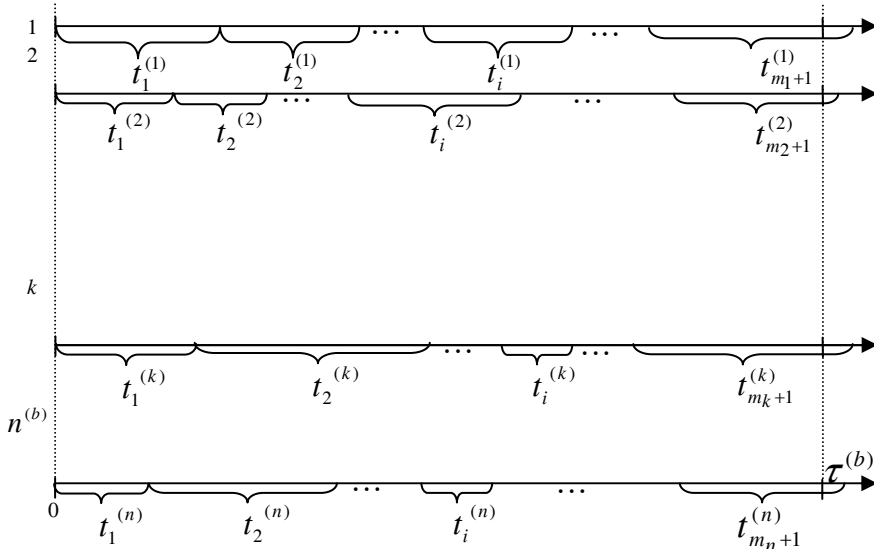
$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{m_1^{(b)}(u) + 1}{\tau^{(b)}} \quad (11)$$

Przypadek 5.

Estymacja intensywności wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych w oparciu o realizacje czasów prostego strumienia odnowy elementu na kilku stanowiskach – Taki sam czas obserwacji na wszystkich stanowiskach.

Przyjmujemy, że obserwujemy realizację czasu $T^{(b)}(u)$ przebywania elementów w podzbiorze stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, na $n^{(b)}$ stanowiskach, a ponadto zakładamy, że w chwili gdy dowolny element wyjdzie z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, natychmiast jest zastępowany takim samym nowym elementem znajdującym się w najlepszym stanie niezawodnościowym z . Przyjmujemy, że ten proces wymiany elementów jest kontynu-

owany w takim samym na wszystkich stanowiskach czasie obserwacji $\tau^{(b)}$, $\tau^{(b)} > 0$. Zakładamy, że w tym czasie na k -tym stanowisku $m_k^{(b)}(u)$, $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, elementów wyszło z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, (rys. 5) oraz oznaczmy przez $[t_i^{(b)}(u)]^{(k)} = t_i^{(k)}$, $i = 1, 2, \dots, m_k^{(b)}(u)$, czasy przebywania tych elementów w tym podzbiore stanów niezawodnościowych, czyli realizacje czasów $[T_i^{(b)}(u)]^{(k)}$, $i = 1, 2, \dots, m_k^{(b)}(u)$, do pierwszego wyjścia takich samych elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, które są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym określonym przez (3).



Rys. 5. Schemat realizacji prostego strumienia odnowy elementu na kilku stanowiskach (taki sam czas trwania obserwacji na wszystkich stanowiskach)

Estymatory parametru $\lambda^{(b)}(u)$ zostały wyznaczone metodą największej wiarygodności analogicznie jak w przypadku pierwszym.

Wczytywane dane:

- liczba stanów eksploatacyjnych systemu v ,
- liczba stanów niezawodnościowych elementów systemu z ,

- liczba stanowisk $n^{(b)}$, na których prowadzone są obserwacje, w każdym stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- czas obserwacji $\tau^{(b)}$, $\tau^{(b)} > 0$, elementów w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, w którym kontynuowany jest proces wymiany elementów,
- liczbę elementów $m_k^{(b)}(u) = m_k$, które wyszły na k -tym stanowisku $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- chwile wyjścia i -tego, $i = 1, 2, \dots, m_k^{(b)}(u)$, elementu $[t_i^{(b)}(u)]^{(k)} = t_i^{(k)}$ z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, na k -tym stanowisku $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

Wyniki:

- oszacowanie największej wiarygodności nieznaney intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{\sum_{k=1}^{n^{(b)}} m_k^{(b)}(u)}{n^{(b)} \tau^{(b)}} \quad (12)$$

- pesymistyczne oszacowanie intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

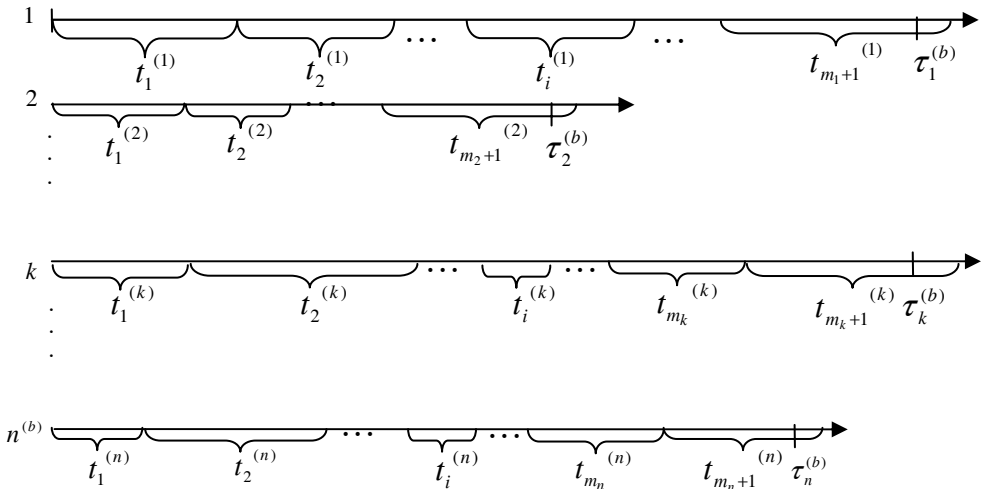
$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{\sum_{k=1}^{n^{(b)}} m_k^{(b)}(u) + n^{(b)}}{n^{(b)} \tau^{(b)}} \quad (13)$$

Przypadek 6.

Estymacja intensywności wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych w oparciu o realizacje czasów prostego strumienia odnowy elementu na kilku stanowiskach – Różne czasy obserwacji na poszczególnych stanowiskach.

Przyjmujemy, że obserwujemy realizacje czasu $T^{(b)}(u)$ przebywania elementów w podzbiorze stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$,

w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, na $n^{(b)}$ stanowiskach, a ponadto zakładamy, że w chwili gdy dowolny element wyjdzie z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, natychmiast jest zastępowany takim samym nowym elementem znajdującym się w najlepszym stanie niezawodnościowym z . Przyjmujemy, że ten proces wymiany elementów jest kontynuowany na k -tym stanowisku w czasie obserwacji $\tau_k^{(b)}$, $\tau_k^{(b)} > 0$, $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$. Zakładamy, że w tym czasie na k -tym stanowisku $m_k^{(b)}(u)$, $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, elementów wyszło z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, (rys. 6) oraz oznaczmy przez $[t_i^{(b)}(u)]^{(k)} = t_i^{(k)}$, $i = 1, 2, \dots, m_k^{(b)}(u)$, czasy przebywania tych elementów w tym podzbiorze stanów niezawodnościowych, czyli realizacje czasów $[T_i^{(b)}(u)]^{(k)} = t_i^{(k)}$, $i = 1, 2, \dots, m_k^{(b)}(u)$, do pierwszego wyjścia takich samych elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, które są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym określonym przez (3).



Rys. 6. Schemat realizacji prostego strumienia odnowy elementu na kilku stanowiskach (różne czasy trwania obserwacji na poszczególnych stanowiskach)

Estymatory parametru $\lambda^{(b)}(u)$ zostały wyznaczone metodą największej wiarygodności analogicznie jak w przypadku pierwszym.

Wczytywane dane:

- liczba stanów eksploatacyjnych systemu ν ,
- liczba stanów niezawodnościowych elementów systemu z ,
- liczba stanowisk $n^{(b)}$, na których prowadzone są obserwacje, w każdym stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- czas obserwacji $\tau_k^{(b)}$, $\tau_k^{(b)} > 0$, $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, elementów na k -tym stanowisku, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$, w którym kontynuowany jest proces wymiany elementów,
- liczbę elementów $m_k^{(b)}(u) = m_k$, które wyszły na k -tym stanowisku $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,
- chwile wyjścia i -tego, $i = 1, 2, \dots, m_k^{(b)}(u)$, elementu $[t_i^{(b)}(u)]^{(k)} = t_i^{(k)}$ z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, na k -tym stanowisku $k = 1, 2, \dots, n^{(b)}$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$.

Wyniki:

- oszacowanie największej wiarygodności nieznaney intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

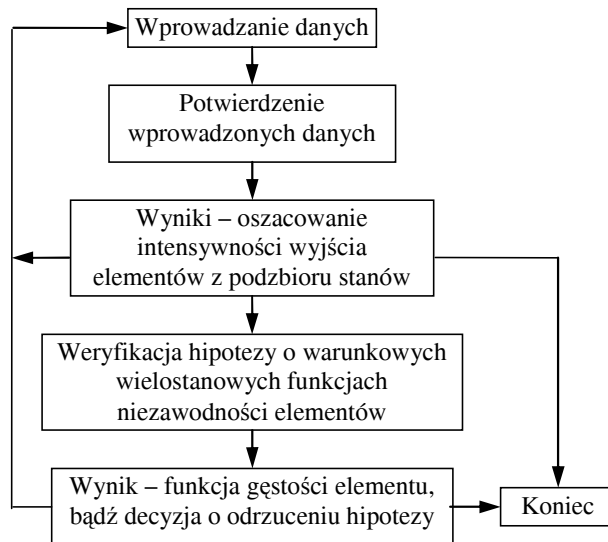
$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{\sum_{k=1}^{n^{(b)}} m_k^{(b)}(u)}{\sum_{k=1}^{n^{(b)}} \tau_k^{(b)}} \quad (11)$$

- pesymistyczne oszacowanie intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w stanie eksploatacyjnym z_b , $b = 1, 2, \dots, \nu$,

$$\hat{\lambda}^{(b)}(u) = \frac{\sum_{k=1}^{n^{(b)}} m_k^{(b)}(u) + n^{(b)}}{\sum_{k=1}^{n^{(b)}} \tau_k^{(b)}} \quad (12)$$

2. Opis i zastosowanie programu komputerowego do oceny intensywności wyjścia elementów systemu z podzbioru stanów niezawodnościowych

Program pozwala estymować wartości nieznanymi intensywności wyjścia $\lambda^{(b)}(u)$ z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u + 1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, na podstawie danych eksperymentalnych. Estymatory nieznanymi intensywności wyjścia $\lambda^{(b)}(u)$ mogą być wyznaczone zarówno dla systemów wielostanowych, jak i w szczególnym przypadku dwustanowych, nazywane wtedy są intensywnościami uszkodzeń $\lambda^{(b)}$. Intensywności te zostały oszacowane w różnych warunkach eksperymentalnych. Program jest oparty na metodach i algorytmach służących do oceny nieznanymi parametrów, w szczególności nieznanymi intensywności wyjścia elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych, przedstawionych w [1, 5]. Program pozwala na automatyczne przeprowadzanie identyfikacji niezawodności elementów złożonych systemów technicznych.

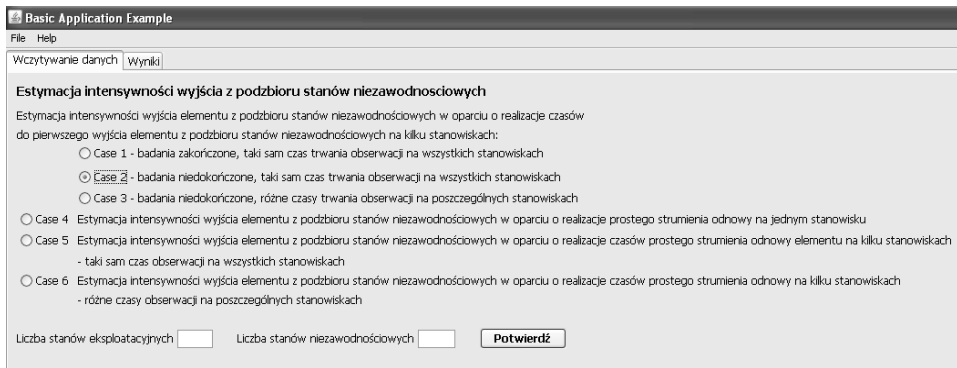


Rys. 7. Schemat programu komputerowego do oceny intensywności wyjścia elementów systemu z podzbioru stanów niezawodnościowych

Przeanalizujemy działanie programu komputerowego na przykładzie liniowego podnośnika statków, eksploatowanego w Stoczni Marynarki Wojennej w Gdyni [2]. Obecnie posiadamy tylko jedną informację dotyczącą wyjścia z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{1, 2, 3\}$ do najgorszego stanu $z = 0$

(uszkodzenie) jednej z dziesięciu lin, z których składa się linowy podnośnik statków. Uszkodzenie (zerwanie liny) nastąpiło po 8 latach. Pozostałe liny w ciągu 9 lat obserwacji nie zostały wymienione i nadal są eksploatowane. Badania nie zostały jeszcze zakończone. Oszacowanie intensywności wyjścia z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{1,2,3\}$ tego uszkodzonego elementu można wyznaczyć za pomocą wzoru (6) z *Przypadku 2*, korzystając z prezentowanego programu komputerowego.

Najpierw po uruchomieniu programu użytkownik powinien wybrać jeden z wyróżnionych przypadków przeprowadzonych badań oraz podać liczbę stanów eksploatacyjnych systemu i liczbę stanów niezawodnościowych elementów systemu.

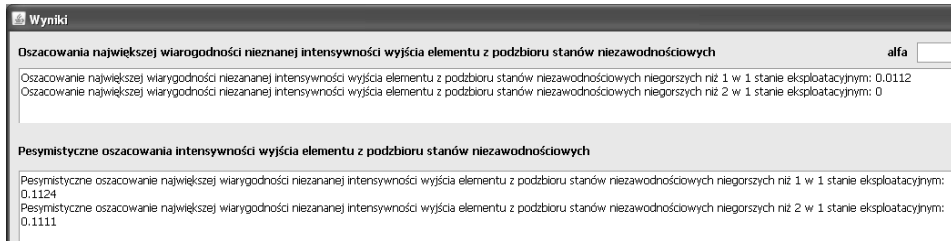


Rys. 8. Okno początkowe programu komputerowego do oceny intensywności wyjścia elementów systemu z podzbioru stanów niezawodnościowych

Po wczytaniu liczby stanów eksploatacyjnych systemu oraz liczby stanów niezawodnościowych elementów systemu pojawia się okno dialogowe proszące użytkownika o podanie pozostałych danych niezbędnych w wybranym przypadku. W wyniku przeprowadzonych badań w stoczni liny były obserwowane na 10 stanowiskach (10 wciągarek elektrycznych jest wyposażonych w 10 identycznych lin). W analizowanym przypadku czas trwania obserwacji wynosi 9 lat. Kolejnym etapem jest wczytywanie przez program liczby elementów, które wyszły z podzbioru stanów niezawodnościowych. Podczas obserwacji rozważanego systemu lin uszkodzeniu uległa 1 lina. Dalej program wczytuje chwile wyjścia elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych. W wyniku przeprowadzonych obserwacji otrzymaliśmy, że lina została zerwana po 8 latach eksploatacji.

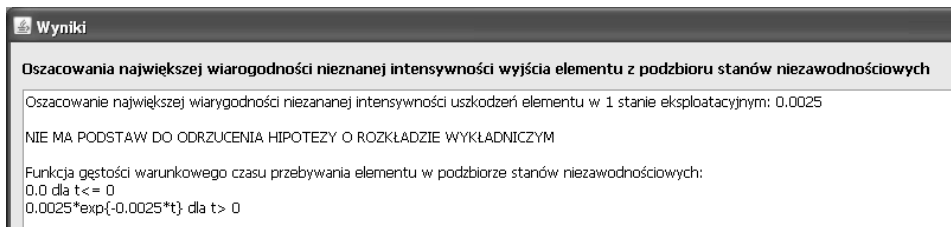
W wyniku otrzymujemy oszacowanie największej wiarygodności nieznaney intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych

wych oraz pesymistyczne oszacowanie intensywności $\lambda^{(b)}(u)$ wyjścia elementu z podzbioru stanów niezawodnościowych $\{u, u+1, \dots, z\}$, $u = 1, 2, \dots, z$, w każdym ze stanów eksploatacyjnych z_b , $b = 1, 2, \dots, v$, wyznaczone zgodnie ze wzorami wcześniej przytoczonymi. Poniżej przedstawione zostały wyniki dla rozważanego systemu lin.



Rys. 9. Przykładowe wyniki programu komputerowego do oceny intensywności wyjścia elementów systemu z podzbioru stanów niezawodnościowych

Program umożliwia także weryfikację hipotezy o warunkowych wielostanowych funkcjach niezawodności elementów systemu, posiadających składowe będące wykładniczymi funkcjami niezawodności. W celu weryfikacji tej hipotezy użytkownik powinien podać poziom istotności testu. Niestety w omawianym przypadku liczba danych realizacji jest zbyt mała, aby zweryfikować hipotezę. W sytuacji gdy liczba realizacji jest wystarczająca do przeprowadzenia weryfikacji, na ekranie pojawia się informacja czy hipoteza została odrzucona czy nie. Jeśli nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy o wykładniczym rozkładzie, na ekranie wyświetlana jest informacja o tym wraz z podaną funkcją gęstości warunkowych czasów przebywania elementów systemu w podzbiorze stanów niezawodnościowych. Poniżej przedstawione zostały przykładowe wyniki.



Rys. 10. Przykładowe wyniki programu komputerowego do oceny intensywności wyjścia elementów systemu z podzbioru stanów niezawodnościowych

Jeśli hipoteza o rozkładzie wykładniczym jest odrzucona i warunkowa wielostanowa funkcja niezawodności elementu ma składowe funkcje niezawodności inne niż wykładnicze, wyświetlany jest odpowiedni komunikat. Otrzymane wyniki mogą zostać zapisane do pliku bądź wydrukowane. Na końcu użytkownik może wyjść z programu lub ponownie go uruchomić.

Podsumowanie

Prezentowany program pozwala na estymację nieznanymi parametrów wykładniczego rozkładu czasów przebywania elementów wielostanowych systemów w podzbiorach stanów niezawodnościowych. Program jest oparty na metodach i algorytmach służących do oceny nieznanymi parametrów, w szczególności nieznanymi intensywności wyjścia elementów z podzbioru stanów niezawodnościowych, przedstawionych w [1, 5]. Do oceny tych intensywności zastosowana została metoda największej wiarygodności. Program może być zastosowany zarówno do dwustanowych, jak i wielostanowych systemów w różnych stanach eksploatacyjnych systemu. Program może być stosowany do identyfikacji funkcji niezawodności elementów rzeczywistych systemów technicznych, tj. portowych oraz stoczniowych systemów transportowych. Program może także zostać wykorzystany do konstrukcji zintegrowanych systemów wsparcia decyzyjnego bezpieczeństwa i niezawodności w różnych sektorach transportu morskiego i przybrzeżnego.

Podziękowania

Artykuł opisuje część prac wykonanych w ramach Polsko-Singapurskiego Wspólnego Projektu "Safety and Reliability of Complex Industrial Systems and Processes" finansowanego z grantu Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego (MNiSW decyzja nr 63/N-Singapur/2007/0) oraz przez Singapurską Agencję Nauki, Techniki i Badań (grant nr 072 1340050).

Bibliografia

1. Blokus-Roszkowska A., Guze S., Kołowrocki K., Kwiatkowska-Sarnecka B., Milczek B., Soszyńska J.: Data mining for identification and prediction of safety and reliability characteristics of complex industrial systems and processes. WP6 – Task 6.1. Methods-algorithms for evaluating unknown parameters of system operation processes, reliability and safety models. WP6 – Task 6.1.2. 2009, Poland-Singapore Joint Research Project, 2007–2010.
2. Blokus-Roszkowska A., Kołowrocki K.: Reliability and availability of a shipyard ship-rope elevator in variable operation conditions. Summer Safety and Reliability Seminars SSARS 2009 Proceedings, 2009, 57–66.

3. Cox D. R., Oakes D.: Analysis of survival data. London, Chapman and Hall, 2003.
4. Kalbfleisch J. D., Prentice R. L.: The statistical analysis of failure time data. New York, Wiley, 2002.
5. Kołowrocki K., Soszyńska J.: Methods and algorithms for evaluating unknown parameters of components reliability of complex technical systems. Summer Safety and Reliability Seminars SSARS 2009 Proceedings, 2009, 223–230.
6. Mann N. R., Schafer R. E., Singpurwalla N. D.: Methods for statistical analysis of reliability and life data. New York, Wiley, 1974.
7. Nelson W.: Accelerated Testing: Statistical Models, Test Plans, and Data Analyses. New York, Wiley, 1990.
8. Zio E.: An introduction to the basics of reliability and risk analysis. New Jersey – London – Singapore – Beijing – Shanghai – Hong Kong – Taipei – Chennai, World Scientific Publishing, 2006.
9. Zio E.: An introduction to the basics of reliability and risk analysis. Series in Quality, Reliability and Engineering Statistics, Vol.13, World Scientific, Singapore, 2007.

Recenzent:
Jerzy WRÓBEL

Application of the computer program for safety and reliability characteristics identification of complex technical systems' components

Key-words

Reliability, safety, reliability function, failure rate, estimation.

Summary

This paper presents methods for estimating unknown parameters of the exponential distribution of the system components of conditional lifetime in the reliability state subsets. There are different cases of performed empirical experiments considered, taking into account small number of realisations and non-completed investigations. Moreover, the paper presents a computer program based on these methods with an example of an application for reliability identification of the rope system in Naval Shipyard in Gdynia. The program determines the evaluation of unknown conditional intensities of departure from the reliability state subsets of the system components' exponential reliability function in variable operation states. Finally, the program allows a verification of the hypothesis about the exponential distribution of the system components' conditional lifetime in the reliability states subset.