

УДК 519.242

С. В. Земляна

*Дніпропетровський національний університет імені Олеся Гончара*

## **ЗАСТОСУВАННЯ ПОСЛІДОВНОГО АНАЛІЗУ ПРИ КОНТРОЛІ НАДІЙНОСТІ В НЕСТАЦІОНАРНИХ РЕЖИМАХ: ЗАГАЛЬНІ ПОЛОЖЕННЯ**

**Розглядаються методи контролю на надійність високонадійних виробів, які працюють у кусково-стаціонарному режимі. Наведено загальні положення про реалізацію методу послідовного аналізу для вибіркової реалізації з неперервним часом на основі сплайн-експоненційного розподілу з одним вузлом.**

**Ключові слова:** *послідовний аналіз, вибіркова реалізація з неперервним часом.*

**Рассматриваются методы контроля на надежность высоконадежных изделий, работающих в кусочно-стационарном режиме. Приводятся общий вид отношения правдоподобия для выборочной реализации с непрерывным временем.**

**Ключевые слова:** *последовательный анализ, выборочная реализация с непрерывным временем.*

**In this paper we considered methods to control the reliability of highly reliable products that work in the piecewise stationary mode. We present a general view of the likelihood ratio for a sample realization in continuous time.**

**Key words:** *sequential analysis, sample realization of continuous time.*

**Постановка проблеми в загальному вигляді.** В даній роботі розглядаються методи контролю на надійність високонадійних виробів, які працюють у кусково-стаціонарному режимі (це значить, що нестаціонарність викликана раптовими змінами в деякі моменти часу: які при цьому не завжди наперед відомі). Контролюються як самі моменти «розладу», так і параметри надійності на стаціонарних дільницях при невідомих точних значеннях цих параметрів, а також меж інтервалів стаціонарності.

Під «високою надійністю» розуміють ситуацію, при якій під час проведення випробувань спостерігається мало відмов, або вони довгий час зовсім відсутні і тоді єдиною інформацією про надійність виробу є час неперервної безвідмовної роботи, що далі в тексті буде називатись

«використанням неперервних реалізацій» протягом випробувань на надійність. Прикладами таких виробів можуть бути різні енергетичні установки, електроприводи у системах автоматики, відмови яких призводять до катастрофічних наслідків, ракетна техніка, медична апаратура, вузли рухомого складу на залізничному транспорті та ін.

**Аналіз останніх досягнень.** Основний внесок до теорії планування випробувань вніс А. Вальд, який запропонував метод послідовного аналізу. В наступних роботах Дж.Кифера, Дж.Вольфовиця, Б.Марченко [1–3] ці методи набули подальшого розвитку. Запропоновано точні формули обчислень для вибіркової реалізації з неперервним часом на основі експоненційного закону розподілу часу напрацювання до відмови. Слід зазначити, що в даний час при вирішенні різних задач обробки статистичних даних знайшли широке застосування сплайн-розподіли [4], які найбільш адекватно і достовірно описують реальні процеси. Тому актуальним є використання сплайн-розподілів при розробці обчислювальних схем планування випробувань.

**Мета роботи.** Необхідно розробити обчислювальну технологію планування випробувань на основі сплайн-експоненційного розподілу з одним вузлом для вибіркової реалізації з неперервним часом.

**Основна частина.** Припустимо, що щільність розподілу часу безвідмовної роботи об'єкта, який підлягає випробуванню на надійність, має сплайн-експоненційний закон з одним вузлом [4], тобто

$$p(t; \lambda_1, \lambda_2, T) = \begin{cases} \lambda_1 \exp(-\lambda_1 t) I_t(0, T) + \lambda_2 \exp(-\lambda_2 t - (\lambda_1 - \lambda_2)T) I_t(T, \infty), & t > 0; \\ 0, & t \leq 0, \end{cases} \quad (1)$$

де  $\lambda_1 > 0, \lambda_2 > 0, T > 0$  параметри,  $T$  – момент «розладу», а  $I_t(a, b]$  та  $I_t(a, b)$  індикатори:

$$I_t(a, b] = \begin{cases} 1, & t \in (a, b]; \\ 0, & t \notin (a, b). \end{cases} \quad I_t(a, b) = \begin{cases} 1, & t \in (a, b); \\ 0, & t \notin (a, b). \end{cases}$$

Представимо (1) при  $t > 0$ , як

$$p(t) = \exp\left(\int_0^t \beta(\tau) d\tau\right),$$

$$\ln p(t) = (\ln \lambda_1 - \lambda_1 t) I_t(0, T) + (\ln \lambda_2 - \lambda_2 t - (\lambda_1 - \lambda_2)T) I_t(T, \infty),$$

$$\beta(t) = \frac{d}{dt} \ln p(t) = -\lambda_1 I_t(0, T] - \lambda_2 I_t(T, \infty).$$

Таким чином,

$$p(t; \lambda_1, \lambda_2, T) = \exp\left(-\int_0^t (\lambda_1 I_t(0, T] + \lambda_2 I_t(T, \infty)) dt\right) = \exp(\Lambda(t)). \quad (2)$$

З аналізу (2) видно, що процес відмов описується узагальненим процесом Пуассона з ведучою функцією

$$\Lambda(t) = -(\lambda_1 I_t(0, T] + \lambda_2 I_t(T, \infty))t.$$

Позначимо цей процес через  $x(t)$ . Значимо, що  $x(t)$  – це кількість відмов, що виникли до моменту часу  $t$ .

Тепер сформулюємо гіпотези про стан об'єкта у вигляді:

$$H_0: \lambda_1 = \lambda_1', \lambda_2 = \lambda_2', T = T'; \quad p(t; \lambda_1', \lambda_2', T'),$$

$$H_1: \lambda_1 = \lambda_1'', \lambda_2 = \lambda_2'', T = T''; \quad p(t; \lambda_1'', \lambda_2'', T'').$$

де  $H_0$  – основна гіпотеза – об'єкт приймається, а  $H_1$  – конкуруюча гіпотеза – об'єкт бракується.

У випадку використання вибіркової реалізації процесу відмов  $x(t)$  з неперервним часом логарифм відношення правдоподібності записується у вигляді:

$$z(t) = \ln \frac{p_1(x(t), t)}{p_0(x(t), t)}, \quad z(0) = 0, \quad (3)$$

де функції правдоподібності

$$p_0(x(t), t) = \lambda_1'^{x(t)} \exp(-\lambda_1' t) I_t(0, T'] + \lambda_2'^{x(t)} \exp(-\lambda_2' t - (\lambda_1' - \lambda_2') T') I_t(T', \infty) \quad \text{та}$$

$$p_1(x(t), t) = \lambda_1''^{x(t)} \exp(-\lambda_1'' t) I_t(0, T''] + \lambda_2''^{x(t)} \exp(-\lambda_2'' t - (\lambda_1'' - \lambda_2'') T'') I_t(T'', \infty)$$

визначаються з врахуванням неперервності часу спостережень.

$z(t)$  – це неперервний процес на інтервалі  $[0, t]$ , на відміну від випадкової послідовності, яка характерна для дискретної вибірки відмов. При такому підході використовується вся інформація, що отримується на інтервалі часу випробувань  $[0, t]$ , а у випадку з дискретною вибіркою використовувалась лише інформація про відмови. Це дозволяє скоротити середню кількість випробувань.

Вираз (3) можна записати у вигляді:

$$1) T' < T''$$

$$z(t) = \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_1''}{\lambda_1'} - (\lambda_1'' - \lambda_1') t \right] I_t(0, \Gamma') + \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_1''}{\lambda_2} - (\lambda_1'' - \lambda_2') t + \right. \\ \left. + (\lambda_1' - \lambda_2') \Gamma' \right] I_t(\Gamma', \Gamma'') + \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_2''}{\lambda_2} - (\lambda_2'' - \lambda_2') t - \right. \\ \left. - (\lambda_1'' - \lambda_2'') \Gamma'' + (\lambda_1' - \lambda_2') \Gamma' \right] I_t(\Gamma'', \infty), \quad (4')$$

2)  $\Gamma' > \Gamma''$

$$z(t) = \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_1''}{\lambda_1'} - (\lambda_1'' - \lambda_1') t \right] I_t(0, \Gamma'') + \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_2''}{\lambda_1'} - (\lambda_2'' - \lambda_1') t - \right. \\ \left. - (\lambda_1'' - \lambda_2'') \Gamma'' \right] I_t(\Gamma'', \Gamma') + \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_2''}{\lambda_2} - (\lambda_2'' - \lambda_2') t - \right. \\ \left. - (\lambda_1'' - \lambda_2'') \Gamma'' + (\lambda_1' - \lambda_2') \Gamma' \right] I_t(0, \Gamma'), \quad (4'')$$

3)  $\Gamma' = \Gamma'' = \Gamma$

$$z(t) = \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_1''}{\lambda_1'} - (\lambda_1'' - \lambda_1') t \right] I_t(0, \Gamma) + \left[ x(t) \ln \frac{\lambda_2''}{\lambda_2} - (\lambda_2'' - \lambda_2') t - \right. \\ \left. - (\lambda_1'' - \lambda_2'' + \lambda_1' - \lambda_2') \Gamma \right] I_t(\Gamma, \infty). \quad (4''')$$

Введемо позначення:  $a = \ln A$ ;  $b = \ln B$ . Використавши результати [1], можна стверджувати, що

$$b = \ln \frac{\beta}{1 - \alpha}, \quad (5)$$

$$a \leq \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}. \quad (6)$$

Таким чином, вираз (5) дає точну формулу для знаходження  $b$ , на відміну від виразу (6).

Для визначення точного значення  $a$  потрібно розглянути процес  $R(t)$  наступного вигляду (залежно від випадків 1) – 3)):

1)  $T_0' < T_0''$

$$a) t \in (0, T_0'] \quad R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_1} = x(t) - c_1 t, \quad r_1 = \frac{\lambda_1''}{\lambda_1'}, \quad c_1 = \frac{\lambda_1'' - \lambda_1'}{\ln r_1};$$

$$б) t \in (T_0', T_0'']$$

$$R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_2} = x(t) - c_2 t + d_2, \quad r_2 = \frac{\lambda_1''}{\lambda_2'}, \quad c_2 = \frac{\lambda_1'' - \lambda_2'}{\ln r_2}, \quad d_2 = \frac{\lambda_1' - \lambda_2'}{\ln r_2} T_0';$$

$$в) t \in (T_0'', \infty) \quad R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_3} = x(t) - c_3 t + d_3, \quad r_3 = \frac{\lambda_2''}{\lambda_2'}, \quad c_3 = \frac{\lambda_2'' - \lambda_2'}{\ln r_3},$$

$$d_3 = \frac{\lambda_1' - \lambda_2'}{\ln r_3} T_0' - \frac{\lambda_1'' - \lambda_2''}{\ln r_3} T_0'';$$

$$2) T_0' > T_0''$$

$$a) t \in (0, T_0''] \quad R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_1} = x(t) - c_1 t, \quad r_1 = \frac{\lambda_1''}{\lambda_1'}, \quad c_1 = \frac{\lambda_1'' - \lambda_1'}{\ln r_1};$$

$$б) t \in (T_0'', T_0'] \quad R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_2} = x(t) - c_2 t + d_2, \quad r_2 = \frac{\lambda_2''}{\lambda_1'}, \quad c_2 = \frac{\lambda_2'' - \lambda_1'}{\ln r_2},$$

$$d_2 = -\frac{\lambda_1'' - \lambda_2''}{\ln r_2} T_0'';$$

$$в) t \in (T_0', \infty) \quad R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_3} = x(t) - c_3 t + d_3, \quad r_3 = \frac{\lambda_2''}{\lambda_2'}, \quad c_3 = \frac{\lambda_2'' - \lambda_2'}{\ln r_3},$$

$$d_3 = \frac{\lambda_1' - \lambda_2'}{\ln r_3} T_0' - \frac{\lambda_1'' - \lambda_2''}{\ln r_3} T_0'';$$

$$3) T_0' = T_0'' = T$$

$$a) t \in (0, T] \quad R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_1} = x(t) - c_1 t, \quad r_1 = \frac{\lambda_1''}{\lambda_1'}, \quad c_1 = \frac{\lambda_1'' - \lambda_1'}{\ln r_1};$$

$$б) t \in (T, \infty) \quad R(t) = \frac{z(t)}{\ln r_2} = x(t) - c_2 t + d_2, \quad r_2 = \frac{\lambda_2''}{\lambda_2'}, \quad c_2 = \frac{\lambda_2'' - \lambda_2'}{\ln r_2},$$

$$d_2 = \frac{\lambda_1' - \lambda_2' - \lambda_1'' + \lambda_2''}{\ln r_2} T.$$

**Висновки та перспективи подальшого розвитку.** Представлено загальні положення про реалізацію методу послідовного аналізу, отримано вигляд відношення правдоподібності для вибіркової реалізації з неперервним часом. Надалі представляється доцільним розглянути окремо часткові випадки в залежності від взаємного розташування вузлів сплайн-розподілу.

### **Бібліографічні посилання**

1. **Dvoretzky A., Kiefer J., Wolfowitz J.** Sequential decision problems for process with continuous time parameter. Testing Hypotheses. // The Annals of Mathematical Statistics, – June, 1953, – 24, 2. –P.254–264.

2. **Kiefer J., Wolfowitz J.** Sequential Tests of Hypothesis about the mean occurrence time of continuous parameter Poisson process // Naval research Logistics quarterly – 3, 3 (1956). –P.205–219.

3. **Броди С.М.** Расчет и планирование испытаний систем на надежность. / С.М. Броди, О.Н. Власенко, Б.Г. Марченко – К., 1970. –192 с.

4. **Приставка А.Ф.** Сплайн-распределения в статистическом анализе. / А.Ф. Приставка – Днепропетровск, 1995. – 152 с.

*Надійшла до редколегії 26.09.11*