УДК 519.242

А.Ф.Приставка, О.Г.Байбуз, С.В.Земляная

Днепропетровский национальный университет имені Олеся Гончара

МЕТОД И ВЫЧИСЛИТЕЛЬНАЯ ТЕХНОЛОГИЯ ПЛАНИРОВАНИЯ ИСПЫТАНИЙ НА НАДЕЖНОСТЬ НА ОСНОВЕ СПЛАЙН-РАСПРЕДЕЛНИЯ ВЕЙБУЛЛА

Пропонується технологія планування випробувань технічних систем на основі послідовного аналізу для сплайн-розподілу Вейбулла з двома вузлами.

Ключові слова: *розподіл Вейбулла, випробування надійності, моніторинг технічних систем, сплайни, планування випробувань.*

Предлагается технология планирования испытаний технических систем на основе последовательного анализа для сплайн-распределения Вейбулла с двумя узлами.

Ключевые слова: *распределение Вейбулла, испытание надежности, мониторинг технических систем, сплайны, планирование испытаний.*

Planning tests of technical systems technology based on sequential analysis for spline Weibull distribution with two nodes is proposed.

Keywords: *Weibull distribution, reliability testing, monitoring, technical systems, splines, planning tests.*

Постановка проблемы в общем виде. Мониторинг технических систем является необходимой частью их жизненного цикла. Однако современные методы и средства, которые используются при планировании проведения мониторинга, не обеспечивают его эффективность как с точки зрения экономических затрат, так и качества получаемых выводов. Поэтому актуальной является алгоритмизация и разработка современной информационной технологии планирования испытаний и принятия решений при мониторинге.

В особенности актуальной является задача повышения эффективности мониторинга технических систем. При оценке показателей надежности и эффективности функционирования технических изделий используются различные методы обработки массивов данных об особых случаях, возникающих в процессе эксплуатации. К таким особым случаям относятся, например, отказы бортовых систем наблюдаемой техники. При обработке массивов

отказов используют различные вычислительные схемы восстановления параметров функций распределений времени непрерывной наработки до отказа, достоверность которых зачастую имеет только качественную оценку. Для выбора наиболее достоверного результата по оценке параметров авторами предлагается применить аппарат теории планирования испытаний.

Анализ последних достижений. Основной вклад в теорию планирования испытаний внес А. Вальд [1], который предложил метод последовательного анализа, развитый в последующих работах Б. Шора, О. Ширяєва, Ю. Беляева. Вычислительные схемы рассмотрены на основе экспоненциального закона распределения времени наработки до отказа. В результате последующих исследования, проведенные Р. Судаковым и О. Тескиным, была сформулирована вычислительная технологий испытаний, основанная на биноминальном распределении. Разработано множество ГОСТов, регламентирующих планы испытаний. Однако существующие ГОСТы, среди которых следует выделить 18242-72, 27.410-83, 24660-81, 20736-75, СТ СЭВ 1192-78, 27.410-87, 27.402-95, регламентируют планы испытаний для нормального, биномиального, экспоненциального и Вейбулла распределений, приводят к заниженным оценкам показателей надежности.

Следует отметить, что в настоящее время при решении разных задач обработки статистических данных нашли широкое применение сплайн-распределения [2], которые наиболее адекватно и достоверно описывают реальные процессы. Поэтому актуальным является использование сплайн-распределений при разработке вычислительных схем планирования испытаний.

При испытаниях дорогостоящих изделий огромное значение приобретает возможность сокращения количества наблюдений, которую предоставляют методы на основе последовательного анализа. Кроме того, методы планирования испытаний с использованием последовательного анализа обладают еще одним преимуществом: они позволяют повысить достоверность получаемых выводов о показателях мониторинга для заданного количества испытаний. В известных на сегодняшний день работах специалистов в области планирования испытаний такая область применения метода последовательного анализа не рассматривалась, также не рассматривались распределения, отличные от классических. Программные комплексы (НАДІС, СПК, ДИАНА, АТСТАТ-ПРП, QSTAT, PLANK, STATISTICA и др.), в которых реализованы известные вычислительные схемы планирования испытаний, не отвечают современным требованиям, которые предъявляются к программному продукту.

Таким образом, в данное время не существует информационной технологии оптимизации процесса мониторинга технических систем, в частности изделий авиационно-космической техники, которая соответствует современному уровню методов планирования испытаний, принятия решений и программного обеспечения компьютерной техники.

Цель работы. Необходимо разработать метод и вычислительную технологию планирования испытаний на основе сплайн-распределения Вейбулла с двумя узлами [3]

$$f(x,\bar{\theta})=\begin{cases}\lambda\beta_1 x^{\beta_1-1}\exp\left(-x^{\beta_1}\lambda\right), & 0\le x\le x_0;\\ \lambda\beta_2 X_0^{\beta_1-\beta_2}x^{\beta_2-1}\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\dfrac{x}{X_0}\right)^{\beta_2}\right), & x_0\le x\le x_1;\\ \lambda\beta_3 X_0^{\beta_1-\beta_2}x_1^{\beta_2-\beta_3}x^{\beta_3-1}\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\dfrac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\left(\dfrac{x}{x_1}\right)^{\beta_3}\right), & x\ge x_1,\end{cases}\quad(1)$$

на основе последовательного анализа, полученных при оценке показателей надежности авиационно-космической техники. Следует отметить, что впервые указанные вычислительные схемы для сплайн-распределения Вейбулла с одним узлом

$$F(x,\lambda,\beta_1,\beta_2,x_0)=\begin{cases}1-\exp\left(-x^{\beta_1}\lambda\right), & 0\le x\le x_0\\ 1-\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\dfrac{x}{x_0}\right)^{\beta_2}\right), & x\ge x_0\end{cases}$$

были рассмотрены А.Ф.Приставкой [3]. Дальнейшее изложение соответствует методологии представленной в указанной работе.

Основная часть. Для выбора наиболее достоверного результата по оценке параметров предлагается метод последовательного анализа, суть которого заключается в следующем. Пусть по результатам наблюдений случайной величины проведено восстановление распределения. Имеется выборка $t=\left\{t_i,\ i=\overline{1,n}\right\}$ из распределения $f\left(t,\bar{\theta}\right)$ и две оценки вектора параметров распределения (вектор $\overline{\theta_1}$ и

АКТУАЛЬНІ ПРОБЛЕМИ АВТОМАТИЗАЦІЇ ТА ІНФОРМАЦІЙНИХ ТЕХНОЛОГІЙ. Том 14. 2010

$\overline{\theta_2}$). Гипотезы о параметрах распределений сформулируем следующим образом

H_0: $f(t,\bar{\theta})=f(t,\overline{\theta_1})$, H_1: $f(t,\bar{\theta})=f(t,\overline{\theta_2})$.

В методе последовательной проверки отказываются от постоянного объема выборки, и ограничивают эту величину в процессе эксперимента в зависимости от результатов уже выполненных наблюдений. Устанавливается некоторое правило, которым руководствуются при принятии на каждой стадии эксперимента одного из трех решений: принять гипотезу H_0; отвергнуть гипотезу H_0; продолжить эксперимент и провести дополнительное наблюдение.

Таким образом, проверка проводится последовательно. На основе первого наблюдения (выборка $\{t_1\}$ размера n=1) принимается одно из трех решений, указанных выше. Если принимается первое или второе решение, то на этом эксперимент заканчивается. Если принимается третье решение, то производится второе наблюдение. На основании выборки $\{t_1,t_2\}$ размера n=2 либо принимается гипотеза H_0, либо она отвергается, либо считается, что эта выборка недостаточна для принятия окончательного решения. Если принимается третье решение, то производится третье наблюдение и указанная процедура повторяется относительно выборки $\{t_1,t_2,t_3\}$ и т.д. Проверка продолжается до тех пор, пока не будет принято первое или второе решение. Количество *n* необходимых наблюдений при такой методике проверки является случайной величиной, поскольку зависит от исхода наблюдений.

Очевидно, на каждом *m*-м этапе *m*-мерное пространство выборок разбивается не на две, а на три попарно непересекающиеся области: критическую G_1, допустимую G_0 и промежуточную $G_{пр}$. Если выборочное значение попадает в критическую область G_1, то гипотеза H_0 отвергается; если – в допустимую область G_0, то она принимается, и если выборочное значение попадает в промежуточную область $G_{пр}$, то испытания продолжаются.

Число способов разбиения пространства выборок не ограничено, поэтому существуют самые разнообразные правила выбора решения, сравнить которые можно с помощью критериев качества. Критерием качества часто выбирают минимальную среднюю стоимость эксперимента. Если считать, что стоимость эксперимента пропорциональна размеру выборки *n*, то критерием качества последовательного правила выбора решения служит минимум среднего значения размера выборки, необходимый для принятия окончательного решения при условии, что уровень значимости не превышает α, а мощность не меньше $1\text{-}\beta$.

Как показал А. Вальд [1], среди всех правил выбора решений (последовательных и непоследовательных), для которых условные вероятности ошибок не превосходят величин α и β, последовательное правило выбора решения, состоящее в сравнении отношения правдоподобия $L(t_1,...,t_n)$ с двумя порогами C_0 и C_1, приводит к наименьшим значениям $E\{n(H_0\}$ и $E\{n(H_1\}$.

$$C_0 \ge \frac{\beta}{1-\alpha}, \; C_1 \le \frac{1-\beta}{\alpha}.$$

В данной статье рассматриваются вычислительные схемы метода последовательного анализа с использованием сплайн-распределения Вейбулла с двумя узлами склеивания.

Считаем, что случайная величина ξ имеет сплайн-Вейбулла распределение с двумя узлами с плотностью распределения вида (1).

Для принятия решения о совпадении параметров распределений необходимо разработать планы испытаний и определить среднее число наблюдений для принятия окончательного решения. Для последовательного анализа, согласно общей теории, разработанной А. Вальдом, запишем отношение правдоподобия:

$$L(x)=\frac{\prod\limits_{i=1}^{s''}\lambda''\beta_1'' x_i^{\beta_1''-1}\exp(-x_i^{\beta_1''}\lambda'')\prod\limits_{i=s''+1}^{k''}\lambda''\beta_2'' x_0''^{\beta_1''-\beta_2''}x_i^{\beta_2''-1}\exp\left(-x_0''^{\beta_1''}\lambda''\left(\frac{x_i}{x_0''}\right)^{\beta_2''}\right)}{\prod\limits_{i=1}^{s'}\lambda'\beta_1' x_i^{\beta_1'-1}\exp(-x_i^{\beta_1'}\lambda')\prod\limits_{i=s'+1}^{k'}\lambda'\beta_2' x_0'^{\beta_1'-\beta_2'}x_i^{\beta_2'-1}\exp\left(-x_0'^{\beta_1'}\lambda'\left(\frac{x_i}{x_0'}\right)^{\beta_2'}\right)}\times$$

$$\times\frac{\prod\limits_{i=k''+1}^{n}\lambda''\beta_3'' x_0^{\beta_1''-\beta_2''}x_1''^{\beta_2''-\beta_3''}x_i^{\beta_3''-1}\exp\left(-x_0''^{\beta_1''}\lambda''\left(\frac{x_1''}{x_0''}\right)^{\beta_2''}\left(\frac{x_i}{x_1''}\right)^{\beta_3''}\right)}{\prod\limits_{i=k'+1}^{n}\lambda'\beta_3' x_0^{\beta_1'-\beta_2'}x_1'^{\beta_2'-\beta_3'}x_i^{\beta_3'-1}\exp\left(-x_0'^{\beta_1'}\lambda'\left(\frac{x_1'}{x_0'}\right)^{\beta_2'}\left(\frac{x_i}{x_1'}\right)^{\beta_3'}\right)}.$$

$$\ln L(x)=s''\ln\lambda''+s''\ln\beta_1''+\sum_{i=1}^{s''}\left(\beta_1''-1\right)\ln x_i+\left(k''-s''\right)\ln\lambda''+\left(k''-s''\right)\ln\beta_2''+$$

$$+(k''-s'')(\beta_1''-\beta_2'')\ln x_0''+(\beta_2''-1)\sum_{i=s''+1}^{k''}\ln x_i-\lambda''\sum_{i=1}^{s''}x_i^{\beta_1''}-\lambda''x_0''^{\beta_1''}\sum_{i=s''+1}^{k''}\left(\frac{x_i}{x_0''}\right)^{\beta_2''}+$$

$$+(n-k'')\ln\lambda''+(n-k'')\ln\beta_3''+(n-k'')(\beta_1''-\beta_2'')\ln x_0''+$$

$$(n-k'')(\beta_2''-\beta_3'')\ln x_1''+\sum_{i=k''+1}^{n}(\beta_3''-1)\ln x_i-\lambda''x_0''^{\beta_1''}\left(\frac{x_1''}{x_0''}\right)^{\beta_2''}\sum_{i=k''+1}^{n}\left(\frac{x_i}{x_1''}\right)^{\beta_3''}-$$

$$-[s'\ln\lambda'+s'\ln\beta_1'+(\beta_1'-1)\sum_{i=s'+1}^{k'}\ln x_i-\lambda'\sum_{i=1}^{s'}x_i^{\beta_1'}+(k'-s')\ln\lambda'+(k'-s')\ln\beta_2'+$$

$$+(k'-s')(\beta_1'-\beta_2')\ln x_0'+(\beta_2'-1)\sum_{i=s'+1}^{k'}\ln x_i-\lambda'x_0'^{\beta_1'}\sum_{i=s'+1}^{k'}\left(\frac{x_i}{x_0'}\right)^{\beta_2'}+(n-k')\ln\lambda'+$$

$$(n-k')\ln\beta_3'+(n-k')(\beta_1'-\beta_2')\ln x_0'+(n-k')(\beta_2'-\beta_3')\ln x_1'+$$

$$+(\beta_3'-1)\sum_{i=k'+1}^{n}\ln x_i-\lambda'x_0'^{\beta_1'}\left(\frac{x_1'}{x_0'}\right)^{\beta_2'}\sum_{i=k'+1}^{n}\left(\frac{x_i}{x_1'}\right)^{\beta_3'}]=$$

$$=n\ln\frac{\lambda''}{\lambda'}+s''\ln\beta_1''+(k''-s'')\ln\beta_2''+(n-k'')\ln\beta_3''-s'\ln\beta_1'-(k'-s')\ln\beta_3'-$$

$$-(n-k')\ln\beta_3'+(n-s'')\ln x_0''-(n-s')\ln x_0'+(n-k'')(\beta_2''-\beta_3'')\ln x_1''-$$

$$-(n-k')(\beta_2'-\beta_3')\ln x_1'+(\beta_1''-1)\sum_{i=1}^{s''}\ln x_i+(\beta_2''-1)\sum_{i=s''+1}^{k''}\ln x_i+(\beta_3''-1)\sum_{i=k''+1}^{n}\ln x_i-$$

$$-(\beta_1'-1)\sum_{i=1}^{s'}\ln x_i-(\beta_2'-1)\sum_{i=s'+1}^{k'}\ln x_i-(\beta_3'-1)\sum_{i=k'+1}^{n}\ln x_i-\lambda''\sum_{i=1}^{s''}x_i^{\beta_1''}+\lambda'\sum_{i=1}^{s'}x_i^{\beta_1'}-$$

$$-\lambda''x_0''^{\beta_1''}\sum_{i=s''+1}^{k''}\left(\frac{x_i}{x_0''}\right)^{\beta_2''}+\lambda'x_0'^{\beta_1'}\sum_{i=s'+1}^{k'}\left(\frac{x_i}{x_0'}\right)^{\beta_2'}-\lambda''x_0''^{\beta_1''}\left(\frac{x_1''}{x_0''}\right)^{\beta_2''}\sum_{i=k''+1}^{n}\left(\frac{x_i}{x_1''}\right)^{\beta_3''}+$$

$$+\lambda'x_0'^{\beta_1'}\left(\frac{x_1'}{x_0'}\right)^{\beta_2'}\sum_{i=k'+1}^{n}\left(\frac{x_i}{x_1'}\right)^{\beta_3'}.$$

Область продолжения испытаний задается неравенством

$$\ln\frac{\delta}{1-\gamma}<\ln L(x)<\ln\frac{1-\delta}{\gamma},$$

где γ-ошибка 1 рода, δ – ошибка 2 рода, или

$$B_n<D_n<A_n,$$

$$D_n=(\beta_1''-1)\sum_{i=1}^{s''}\ln x_i+(\beta_2''-1)\sum_{i=s''+1}^{k''}\ln x_i+(\beta_3''-1)\sum_{i=k''+1}^{n}\ln x_i-(\beta_1'-1)\sum_{i=1}^{s'}\ln x_i-$$

$$-(\beta_2' - 1)\sum_{i=s'+1}^{k'} \ln x_i - (\beta_3' - 1)\sum_{i=k'+1}^{n} \ln x_i - \lambda'' \sum_{i=1}^{s''} x_i^{\beta_1''} + \lambda' \sum_{i=1}^{s'} x_i^{\beta_1'} - \lambda'' x_0''^{\beta_1''} \sum_{i=s''+1}^{k''} \left(\frac{x_i}{x_0''}\right)^{\beta_2''} +$$

$$+\lambda' x_0'^{\beta_1'} \sum_{i=s'+1}^{k'} \left(\frac{x_i}{x_0'}\right)^{\beta_2'} - \lambda'' x_0''^{\beta_1''} \left(\frac{x_1''}{x_0''}\right)^{\beta_2''} \sum_{i=k''+1}^{n} \left(\frac{x_i}{x_1''}\right)^{\beta_3''} + \lambda' x_0'^{\beta_1'} \left(\frac{x_1'}{x_0'}\right)^{\beta_2'} \sum_{i=k'+1}^{n} \left(\frac{x_i}{x_1'}\right)^{\beta_3'},$$

$$B_n = \ln\frac{\delta}{1-\gamma} - n\ln\frac{\lambda''}{\lambda'} - s''\ln\beta_1'' - (k''-s'')\ln\beta_2'' - (n-k'')\ln\beta_3'' + s'\ln\beta_1' +$$

$$+(k'-s')\ln\beta_2' + (n-k')\ln\beta_3' - (n-s'')\ln x_0'' + (n-s')\ln x_0' -$$

$$-(n-k'')(\beta_2'' - \beta_3'')\times \ln x_1'' + (n-k')(\beta_2' - \beta_3')\ln x_1',$$

$$A_n = \ln\frac{1-\delta}{\gamma} - n\ln\frac{\lambda''}{\lambda'} - s''\ln\beta_1'' - (k''-s'')\ln\beta_2'' - (n-k'')\ln\beta_3'' + s'\ln\beta_1' +$$

$$+(k'-s')\ln\beta_2' + (n-k')\ln\beta_3' - (n-s'')\ln x_0'' + (n-s')\ln x_0' -$$

$$-(n-k'')(\beta_2'' - \beta_3'')\times \ln x_1'' + (n-k')(\beta_2' - \beta_3')\ln x_1'.$$

Если $D_n \ge A_n$, то гипотеза H_0 отклоняется, если $D_n \le B_n$, то гипотеза H_0 принимается.

При $n = n_0$ происходит усечение:

если $B_{n_0} + \ln\frac{1-\delta}{\gamma} \le D_{n_0} < A_{n_0}$, то гипотеза H_0 принимается;

если $B_{n_0} < D_{n_0} < A_{n_0} + \ln\frac{\delta}{1-\gamma}$, то принимается гипотеза H_1.

Проведено исследование для определния среднего числа наблюдений для проверки гипотез H_0 и H_1 при шести переменных параметрах. Математическое ожидание числа наблюдений для принятия решения о принятии гипотезы вычисляется по формуле

$$E\{n\} = \frac{z(\overline{\theta})\ln B - [1 - z(\overline{\theta})]\ln A}{E\{z\}} = \frac{(1-\gamma)\ln\frac{\delta}{1-\gamma} + \gamma\ln\frac{1-\delta}{\gamma}}{E\{\ln L(x)\}}$$

где $A = \frac{1-\delta}{\gamma}$, $B = \frac{\delta}{1-\gamma}$, $z(\overline{\theta})$ – оперативная характеристика для истинных значений параметров $\overline{\theta}$, $E\{z\}$ – математическое ожидание величины z,

где $z = \ln\frac{f(x,\theta_2)}{f(x,\theta_1)} = \ln\frac{f(x,\lambda'',\beta_1'',\beta_2'',\beta_3'',x_0'',x_1'')}{f(x,\lambda',\beta_1',\beta_2',\beta_3',x_0',x_1')}$.

Введем обозначения:

$$f_1(x,\overline{\theta}) = \lambda\beta_1 x^{\beta_1 - 1}\exp(-x^{\beta_1}\lambda);$$

$$f_2(x,\overline{\theta}) = \lambda\beta_2 x_0^{\beta_1-\beta_2} x^{\beta_2 - 1}\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x}{x_0}\right)^{\beta_2}\right);$$

$$f_3(x,\overline{\theta}) = \lambda\beta_3 x_0^{\beta_1-\beta_2} x_1^{\beta_2-\beta_3} x^{\beta_3 - 1}\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\left(\frac{x}{x_1}\right)^{\beta_3}\right).$$

Рассмотрим возможное расположение узлов x_0', x_0'', x_1', x_1'' относительно друг друга. Возможны следующие варианты

$x_0' < x_0'' < x_1' < x_1''$; $x_0' < x_0'' < x_1'' < x_1'$; $x_0' < x_1' < x_0'' < x_1''$; $x_0'' < x_0' < x_1' < x_1''$;

$x_0'' < x_0' < x_1'' < x_1'$; $x_0'' < x_1'' < x_0' < x_1'$;

$x_0' = x_0'', x_1' = x_1'', x_0' < x_1'$.

Если узлы совпадают, т.е. $x_0' = x_0''$, $x_1' = x_1''$, то для $E\{z\}$ имеем

$$E\{z\} = \int_0^{\infty} z f(x,\overline{\theta})dx =$$

$$= \int_0^{x_0} \ln\frac{f_1(x,\overline{\theta}_2)}{f_1(x,\overline{\theta}_1)} f_1(x,\overline{\theta})dx + \int_{x_0}^{x_1} \ln\frac{f_2(x,\overline{\theta}_2)}{f_2(x,\overline{\theta}_1)} f_2(x,\overline{\theta})dx +$$

$$+ \int_{x_1}^{\infty} \ln\frac{f_3(x,\theta_2)}{f_3(x,\overline{\theta}_1)} f_3(x,\overline{\theta})dx.$$

$$E\{z\} = \ln\frac{\lambda''\beta_1''}{\lambda'\beta_1'}(1 - \exp(-x_0^{\beta_1}\lambda)) - (\beta_1'' - \beta_1')\frac{\ln\lambda}{\beta_1}\times$$

$$\times(1 - \exp(-x_0^{\beta_1}\lambda)) + (\beta_1'' - \beta_1') - \frac{\partial}{\partial k}\gamma\left(\frac{k}{\beta_1}, x_0^{\beta_1}\lambda\right)\Big|_{k=\beta_1} -$$

$$-\frac{\lambda''}{\lambda^{\beta_1''/\beta_1}}\gamma\left(\frac{\beta_1''}{\beta_1} + 1, x_0^{\beta_1}\lambda\right) + \frac{\lambda'}{\lambda^{\beta_1'/\beta_1}}\gamma\left(\frac{\beta_1'}{\beta_1} + 1, x_0^{\beta_1}\right) +$$

$$+\left(\ln\frac{\lambda''\beta_2''}{\lambda'\beta_2'}+(\beta_1''-\beta_2'')\ln x_0''-(\beta_1'-\beta_2')\ln x_0'\right)\times$$

$$\times\left(\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\right)-\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)\right)+\frac{\beta_2''-\beta_2'}{\beta_2}\times$$

$$\times\left(\beta_2\ln x_0\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\right)-\beta_2\ln x_1\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)-\right.$$

$$\left.-E_i\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\right)+E_i\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)\right)-$$

$$-\frac{\lambda'' x_0''^{\beta_1''}}{\lambda^{\beta_1''/\beta_2}x_0^{\beta_1\beta_2''/\beta_2}}\left(\gamma\left(\frac{\beta_2''}{\beta_2}+1,x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)-\right.$$

$$\left.-\gamma\left(\frac{\beta_2''}{\beta_2}+1,\mathrm{x}_0^{\beta_1}\lambda\right)\right)+\frac{\lambda'\mathrm{x}_0'^{\beta_1'}}{\lambda^{\beta_1'/\beta_2}\mathrm{x}_0^{\beta_1\beta_2'/\beta_2}}\times$$

$$\times\left(\gamma\left(\frac{\beta_2'}{\beta_2}+1,x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)-\gamma\left(\frac{\beta_2'}{\beta_2}+1,x_0^{\beta_1}\lambda\right)\right)+$$

$$+\left(\ln\frac{\lambda''\beta_3''}{\lambda'\beta_3'}+\left(\beta_1''-\beta_2''\right)\ln x_0''+(\beta_2''-\beta_3'')\ln x_1''-\right.$$

$$-(\beta_1'-\beta_2')\ln x_0'-(\beta_2'-\beta_3')\ln x_1')\exp\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)-$$

$$-\frac{\beta_3''-\beta_3'}{\beta_3}E_i\left(-x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)-$$

$$-\frac{\lambda'' x_0''^{\beta_1''-\beta_2''}x_1''^{\beta_2''-\beta_3''}x_1^{\beta_3''(1-\beta_2+\beta_3)/\beta_3}}{\lambda^{\beta_3''/\beta_3}x_0^{\beta_3''(\beta_1-\beta_2)/\beta_3}}\times$$

$$\times\tilde{A}\left(\frac{\beta_3''}{\beta_3}+1,x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right)+\frac{\lambda' x_0'^{\beta_1'-\beta_2'}x_1'^{\beta_2'-\beta_3'}x_1^{\beta_3'(1-\beta_2+\beta_3)/\beta_3}}{\lambda^{\beta_3'/\beta_3}x_0^{\beta_3'(\beta_1-\beta_2)/\beta_3}}\times$$

$$\times\tilde{A}\left(\frac{\beta_3'}{\beta_3}+1,x_0^{\beta_1}\lambda\left(\frac{x_1}{x_0}\right)^{\beta_2}\right).$$

В том случае, когда узлы не совпадают, например, $x_0' < x_0'' < x_1' < x_1''$, имеем

$$E\{z\}=\int_0^{\infty} zf(x,\overline{\theta})dx=$$

$$=\int_0^{x_0'}\ln\frac{f_1(x,\overline{\theta}_2)}{f_1(x,\overline{\theta}_1)}f_1(x,\overline{\theta})dx+\int_{x_0'}^{x_0''}\ln\frac{f_1(x,\overline{\theta}_2)}{f_2(x,\overline{\theta}_1)}f_2(x,\overline{\theta})dx+$$

$$+\int_{x_0''}^{x_1'}\ln\frac{f_2(x,\overline{\theta}_2)}{f_2(x,\overline{\theta}_1)}f_2(x,\overline{\theta})dx+\int_{x_1'}^{x_1''}\ln\frac{f_3(x,\overline{\theta}_2)}{f_2(x,\overline{\theta}_1)}f_2(x,\overline{\theta})dx+$$

$$+\int_{x_1''}^{\infty}\ln\frac{f_3(x,\overline{\theta}_2)}{f_3(x,\overline{\theta}_1)}f_3(x,\overline{\theta})dx.$$

Выводы и перспективы дальнейшего развития. Таким образом, авторами предложена технология проведения сравнительного анализа показателей надежности технических изделий с использованием метода последовательного анализа. В дальнейшем представляется целесообразным привлечение и других методов теории планирования испытаний, а также разработка их модификаций применительно к данной задаче.

Библиографические ссылки

1. **Вальд А.** Последовательный анализ / А. Вальд – М., 1960. – 328 с.
2. **Приставка А. Ф.** Сплайн-распределения в статистическом анализе / А. Ф. Приставка – Днепропетровск, 1995. – 152 с.
3. **Приставка А. Ф.** Правдоподобная оценка сплайн-распределения Вейбулла / А. Ф. Приставка, О. Г. Байбуз, Я. М. Царёва // Актуальні проблеми автоматизації та інформаційних технологій. – Дніпропетровськ, 2002.– Т.6 – с. 122 – 132.

Надійшла до редколегії 03.12.10