ИЗВЕСТИЯ ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ ЗАВЕДЕНИЙ
№ 4 ЛЕСНОЙ ЖУРНАЛ 1998

УДК 630*36.001.57

В.И. КУЧЕРЯВЫЙ, В.Д. ЧАРКОВ

Ухтинский индустриальный институт

Кучерявый Василий Иванович родился в 1953 г., окончил в 1977 г. Ленинградскую лесотехническую академию, в 1991 г. Ленинградский государственный университет, кандидат технических наук, доцент кафедры теоретической механики и сопротивления материалов Ухтинского индустриального института. Имеет около 70 печатных работ в области разработки новых методов расчета прочности и прогнозирования надежности лесозаготовительных машин (ЛЗМ), вероятностного проектирования и статистической динамики конструкций ЛЗМ, моделирования на ПЭВМ ресурса деталей и прогнозирования их потребности.

Чарков Владимир Дмитриевич родился в 1939 г., окончил в 1964 г. МВТУ им. Н.Э. Баумана, кандидат технических наук, доцент кафедры теоретической механики и сопротивления материалов Ухтинского индустриального института. Имеет более 40 научных трудов по численным методам расчета прочности конструкций.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЕРОЯТНОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИК КОЭФФИЦИЕНТА ЗАПАСА ПРОЧНОСТИ ДЕТАЛЕЙ ЛЕСНЫХ МАШИН

Методом статистического моделирования на ПЭВМ найдены математическое ожидание, его доверительные интервалы и дисперсия коэффициента запаса прочности для ножей сучкорезной головки машины ЛП-30Б, когда предел прочности и напряжение в детерминированной формуле коэффициента запаса подчинены трехпараметрическому распределению Вейбулла.

Mathematical expectancy, its confidence intervals and variance of safety factor for the knives of delimbing head of LP-30B mashine have been found out by the method of statistical modelling on PC, the strength limit and tension in the deteministic formula of strength coefficient following the three-parameter Weibull distribution.

Из-за изменчивости условий эксплуатации детали сучкорезных, валочно-трелевочных и валочно-пакетирующих машин испытывают случайные напряжения $\tilde{\sigma}$. В связи с неоднородностью материала случайной величиной (СВ) является и предел прочности детали $\tilde{\sigma}_0$. В этом случае мера прочностной надежности – коэффициент запаса $\tilde{n}$, который представляет собой функцию двух независимых СВ:

$$\tilde{n} = f\left(\tilde{\sigma}_0, \tilde{\sigma}\right) = \tilde{\sigma}_0 / \tilde{\sigma} . \qquad (1)$$

Допускаем, что в выражении (1) величины $\tilde{\sigma}_0$ и $\tilde{\sigma}$ подчинены трехпараметрическому распределению Вейбулла, функции распределения (ФР) которого имеют вид

$$F(\sigma_0) = 1 - \exp\left\{-\left[(\sigma_0 - \theta_0) / (\theta_0 - \delta_0)\right]^{\beta_0}\right\}; \qquad (2)$$

$$F(\sigma) = 1 - \exp\left\{-\left[(\sigma - \theta\ ) / (\theta - \delta)\right]^{\beta}\right\}, \qquad (3)$$

где θ_0, θ; δ_0, δ; β_0, β – параметры формы, усечения и масштаба предела прочности и напряжения соответственно.

Распределение Вейбулла является исключительно гибким и может принимать самые различные формы. Для прогноза надежности и требуемого числа запасных частей на этапе проектирования нужно знать основные вероятностные характеристики коэффициента запаса прочности (КЗП): математическое ожидание (МО) $\bar{n}$ и дисперсию s^2. Для определения $\bar{n}$ и s^2 применяем метод статистического моделирования*, реализация которого возможна на ПЭВМ.

Описание алгоритма. Методом обратной ФР $F^{-1}(r_i)$, по (2) и (3) находим моделирующие формулы возможных значений для $\tilde{\sigma}_0$ и $\tilde{\sigma}$:

$$\left\{\sigma_{0i}\right\}_m = (-\ln\left\{r_i\right\}_m)^{1/\beta_0} (\theta_0 - \delta_0) + \delta_0; \qquad (4)$$

$$\left\{\sigma_i\right\}_m = (-\ln\left\{r_i\right\}_m)^{1/\beta} (\theta - \delta\ ) + \delta\ , \qquad (5)$$

где m – число испытаний (объем смоделированной выборки);

$\{r_i\}_m$ – последовательность случайных чисел, равномерно распределенных от 0 до 1 (генерируются на ПЭВМ оператором *RND*[*x*]).

Подставляя выражения (4) и (5) в (1), получаем моделирующую формулу возможных значений КЗП:

$$\left\{n_i\right\}_m = [(-\ln\left\{r_i\right\}_m)^{1/\beta}\ \ (\theta_0 - \delta_0) + \delta_0]/[(-\ln\left\{r_i\right\}_m)^{1/\beta}(\theta - \delta) + \delta]. \qquad (6)$$

На основании выражения (6) написана вычислительная программа (язык Тубро-Бейсик). Реализуем предложенный алгоритм для моделирования вероятностных характеристик КЗП ножей сучкорезной машины ЛП-30Б при следующих исходных данных: θ_0 = 400 МПа, θ = 300 МПа; δ_0 = 300 МПа, δ = 150 МПа; β_0 = 3, β = 3.

При этих данных по уравнению (5) смоделирована случайная последовательность $\{n_i\}_m$ и вычислено выборочное МО: $\bar{n} = \sum_{i=1}^{m} n_i$. Моде-

* Ермаков С.М., Михайлов Г.А. Статистическое моделирование. - М.: Наука, 1982. - 296 с.

Таблица 1

Номер прогона	Выборочное среднее коэффициента запаса прочности $\bar{n}$ при числе испытаний m							
	100	200	500	1000	2000	5000	10 000	15 000
1	1,3762	1,4040	1,4080	1,3805	1,3906	1,3930	1,3937	1,3919
2	1,3853	1,3979	1,3975	1,4018	1,3886	1,3903	1,3920	1,3898
3	1,3595	1,3721	1,3797	1,3986	1,3976	1,3953	1,3910	1,3912
4	1,3983	1,3939	1,3797	1,3926	1,3910	1,3916	1,3881	1,3911
5	1,3969	1,3915	1,3895	1,3883	1,3970	1,3904	1,3908	1,3922
6	1,4103	1,3858	1,3891	1,3900	1,3926	1,3930	1,3910	1,3897
7	1,4206	1,3784	1,3969	1,3873	1,3982	1,3916	1,3871	1,3930
8	1,3638	1,4180	1,3945	1,3851	1,3926	1,3942	1,3903	1,3935
9	1,3840	1,4050	1,3912	1,3970	1,3907	1,3839	1,3923	1,3903
10	1,3721	1,3850	1,4002	1,3831	1,3941	1,3942	1,3918	1,3925

лирование $\bar{n}$ выполнено при m, равных 100, 200, 500, 1000, 2000, 5000, 10 000 и 15 000. При каждом m вычисление $\bar{n}$ повторяли k раз (в данном случае $k = 10$), при различной последовательности случайных чисел из интервала (0, 1). Полученные результаты моделирования представлены в табл. 1.

Из таблицы видно, что величина $\bar{n}$ случайная, поэтому находили усредненное МО $\bar{n}_*$ и усредненную дисперсию s_*^2:

$$n_* = (1/k)\sum_{i=1}^{k}\bar{n}_i\ ;\ s_*^2 = [1/(1-k)]\sum_{i=1}^{k}(\bar{n}_i - \bar{n}_*)^2\ . \qquad (7)$$

Вычисленные по (7) $\bar{n}_*$ и s_*^2 меняются от объема смоделированной выборки m, т. е. продолжительности прогона модели. На рис. 1 показано изменение $\bar{n}_*$ от m, на рис. 2 – s_*^2 от m. Эти зависимости получены с помощью ПЭВМ. Из рисунков видно, что с увеличением m числовые характеристики $\bar{n}_*$ и s_*^2 стабилизируются.

Затем находим 100(1 – α) %-е доверительные интервалы ($0 \leq \alpha \leq 1$) для усредненного МО коэффициента запаса, которые задаем как

$$\bar{n}_* - (s_* / \sqrt{k-1})\, t_{\alpha/2, k-1} \leq n \leq n_* + (s_* / \sqrt{k-1})\, t_{\alpha/2, k-1}\ , \qquad (8)$$

где $t_{\alpha/2,\, k-1}$ – (100α/2) %-я точка t - распределения с (k – 1)-ми степенями свободы.

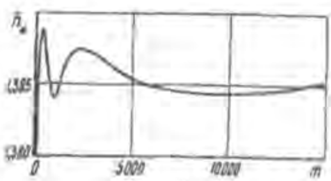

Рис. 1.

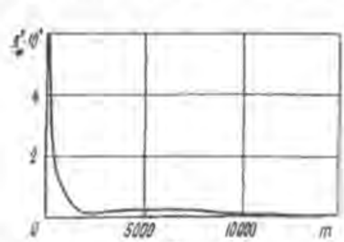

Рис. 2.

Таблица 2

Число испытаний	Доверительные интервалы для $\bar{n}_*$, соответствующие $k = 10$		
	99 %-й	95 %-й	90 %-й
100	1,3652...1,4082	1,3718...1,4016	1,3746...1,3988
200	1,3784...1,4080	1,3829...1,4035	1,3849...1,4015
500	1,3830...1,4022	1,3860...1,3993	1,3872...1,3980
1 000	1,3150...1,4658	1,3850...1,3957	1,3862...1,3946
2 000	1,3897...1,3969	1,3908...1,3958	1,3913...1,3953
5 000	1,3882...1,3952	1,3893...1,3941	1,3897...1,3937
10 000	1,3887...1,3929	1,3893...1,3923	1,3896...1,3920
15 000	1,3901...1,3930	1,3905...1,3925	1,3907...1,3923

Найденные по выражению (8) 99-, 95- и 90 %-е доверительные интервалы для $\bar{n}_*$ приведены в табл. 2. Из таблицы видно, что доверительные интервалы сокращаются с ростом числа испытаний m, т. е. разброс становится меньше и оценки уточняются. Результаты моделирования являются исходной информацией для определения вероятности безотказной работы деталей лесных машин и прогноза требуемого числа запасных частей как в сфере эксплуатации, так и на этапе проектирования.

Таким образом, в результате имитационного статистического эксперимента на ПЭВМ получены устойчивые значения числовых характеристик коэффициента запаса, которые невозможно получить сбором статистических данных по отказам. Аналогично выполняется моделирование КЗП и для других ответственных деталей лесных машин. Разработанную методику использовали на заводе «Ухталесмаш» для оценки надежности вновь проектируемых конструкций лесных машин.

Поступила 29 мая 1995 г.