

түйіспесінің күрделі жүйесіз қондыру мүмкін емес, сондықтан да осьтерді санау жүйесі тиімді [2].

Қорытынды

Жалпы әлемдік көлемде қолданысқа енген осьтерді санау жүйесінің датчиктерін кең көлемде еліміздің темір жол автоматикасы және телемеханикасына енгізу барысында көптеген экономикалық артықшылықтарын көре аламыз.

ӘДЕБИЕТ

1. Экспресс – информация: Железнодорожный транспорт за рубежом; М., Вып. 2-3, 1999 г.
2. Зыков В.Н. Применение аппаратуры счета осей Az350 фирмы “SIEMENS” в проектах автоблокировки //М., Автоматика, телемеханика и связь, 1995, №11, с. 33–34.
3. Теег Г. Системы счета осей на зарубежных железных дорогах //М., Автоматика, телемеханика и связь, 2009, №7, с. 45 – 48.

УДК 51:330.115

Ташев Азат Арипович – д.т.н., доцент (Алматы, КазАТК)

Доштаев Кунтуган Жубанышович – к.т.н., доцент (Алматы, КазАТК)

Кенжебаева Жанат Елубаевна – соискатель (Алматы, КазНТУ)

ОЦЕНКА ВРЕМЕНИ ВЫПОЛНЕНИЯ КОМПЛЕКСА ВЗАИМОСВЯЗАННЫХ РАБОТ МЕТОДОМ ИМИТАЦИОННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

Имитирование является случайным процессом. Поэтому результаты имитации также являются случайными величинами. В связи с этим, оценки которые мы получаем, являются точечными и не позволяют говорить о точности этих оценок.

При решении практических задач наибольший интерес представляет собой оценка математического ожидания и построение доверительных интервалов.

Оценка математического ожидания \hat{x} при имитации получается как среднее от наблюдений $x_i, i = \overline{1, n}$

$$\hat{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}, \quad (1)$$

то есть как сумма независимых с.в. Поэтому \hat{x} в соответствии с центральной предельной теоремой распределено по нормальному закону. Если обозначим через m – истинное значение среднего \hat{x} , то величина (статистика)

$$z = \frac{\hat{x} - m}{\sigma_{\hat{x}}}, \quad (2)$$

когда $\sigma_{\hat{x}}$ известно, распределено нормально с математическим ожиданием равным 0 и дисперсией σ^2 .

Тогда с вероятностью α

$$-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \eta \leq z_{\frac{\alpha}{2}},$$

где $z_{\frac{\alpha}{2}}$ берется из функции Лапласа

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{z_{\frac{\alpha}{2}}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = \frac{\alpha}{2}.$$

Подставляя сюда значение η согласно (2), имеем

$$-z_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{\hat{x} - m}{\sigma_{\bar{x}}} \leq z_{\frac{\alpha}{2}}$$

или

$$\hat{x} - \sigma_{\bar{x}} z_{\frac{\alpha}{2}} \leq m \leq \hat{x} + \sigma_{\bar{x}} z_{\frac{\alpha}{2}}.$$

Если СКО $\sigma_{\bar{x}}$ неизвестно, то в качестве его оценки можем использовать несмещенную оценку

$$\hat{S}_{\bar{x}} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \hat{\sigma}_{\bar{x}}^2.$$

Тогда случайная величина (статистика)

$$t = \frac{\bar{x} - m}{\sqrt{\hat{S}_{\bar{x}}}}$$

подчиняется t – распределению Стьюдента с $n-1$ степенями свободы.

В этом случае доверительный интервал для m имеет вид

$$\hat{x} - t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \sqrt{\hat{S}_{\bar{x}}} \leq m \leq \hat{x} + t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \sqrt{\hat{S}_{\bar{x}}}, \quad (3)$$

где $t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}$ - критическое значение для t статистики.

Если x_i независимые и одинаково распределенные случайные величины, то

$$\sigma_{\bar{x}} = \sigma_{x_i} / \sqrt{n} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}}, \quad \sqrt{\hat{S}_{\bar{x}}} = \frac{\hat{\sigma}_x}{\sqrt{n}}.$$

Тогда соотношения (2) и (3) имеют вид

$$\hat{x} - z_{\frac{\lambda}{2}} \frac{\sigma_{\bar{x}}}{\sqrt{n}} \leq m \leq \hat{x} + z_{\frac{\lambda}{2}} \frac{\sigma_{\bar{x}}}{\sqrt{n}} \quad (4)$$

и

$$\hat{x} - t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \frac{\hat{\sigma}_{\bar{x}}}{\sqrt{n}} \leq m \leq \hat{x} + t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \frac{\hat{\sigma}_{\bar{x}}}{\sqrt{n}}, \quad (5)$$

соответственно.

Формулы (4) и (5) позволяют также определить количество экспериментов для получения математического ожидания с точностью ε с вероятностью λ , из соотношений:

в случае, когда σ_x известно

$$z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma_{\bar{x}}}{\sqrt{n}} = \varepsilon \quad \text{или} \quad n = \frac{z_{\frac{\alpha}{2}}^2 \sigma_{\bar{x}}^2}{\varepsilon^2},$$

в случае, когда σ_x неизвестно

$$t_{\frac{\alpha}{2}, n-1} \frac{\hat{\sigma}_{\bar{x}}}{\sqrt{n}} = \varepsilon \quad \text{или} \quad n = \frac{t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \hat{\sigma}_{\bar{x}}}{\varepsilon^2} \quad (6)$$

Пример 1. Допустим, что известны двадцать значений случайной величины ξ : $x[i], i = 1, 20$: $-4, -1.9, 1.1, -0.82, -0.59, -0.45, -0.46, -0.98, -0.32, -0.18, -1.4, -0.05, -1.5, 1, -1.6, -0.53, 1.4, -0.33, 0.76, -0.44, -0.51, 1.2$.

Необходимо определить оценку математического ожидания и СКО для с.в., а также определить доверительный интервал для математического ожидания для доверительной вероятности $\alpha=0.95$.

Решение. Оценка математического ожидания \hat{Mx} есть

$$\hat{Mx} = \sum_{i=1}^{20} x[i] / 20 = 0.51.$$

Оценка среднеквадратического отклонения $\hat{\sigma}_x$ есть

$$\hat{\sigma}_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{20} (x[i] - \hat{Mx})^2}{20}} = 1.2.$$

Доверительный интервал для математического ожидания (так как $t_{0.9} = 1.645$) определяется по формуле (4):

$$0.51 - 1.645 \frac{1.2}{\sqrt{20}} \leq m \leq 0.51 + 1.645 \frac{1.2}{\sqrt{20}}$$

или

$$0.07 \leq m \leq 0.96.$$

Пример 2. Найти аналитически и имитационным моделированием (число имитации положить равным 40) оценку вероятности безотказной работы схемы, показанной на рис. 10.1. При этом необходимо оценить число экспериментов, чтобы ошибка была меньше, чем $\varepsilon = 0.1$, с доверительной вероятностью 0.95.

Решение. Аналитически вероятность безотказной работы схемы P равна вероятности безотказной работы элементов 1 и 2 (P_{12}) умноженной на вероятности безотказной работы элемента 3 (p_3), то есть

$$P = P_{12} p_3 = (1 - (1 - p_1)(1 - p_2)) p_3 = (1 - (1 - 0.7)(1 - 0.8)) 0.9 = 0.846.$$

Для определения этой вероятности имитируем работу каждого элемента схемы по равномерному закону и результаты представим в табл.1. При этом считаем, что элементы 1 и 2 не вышли из строя (т.е. состояние элементов равны 1), если случайные числа, сгенерированные для 1-го и 2-го элементов больше соответственно $p_1 = 0.7$ и $p_2 = 0.8$. В противном случае считается, что элементы отказали (т.е. состояния элементов равны 0). Аналогично будем считать, что элемент 3 схемы работает, если случайные числа, сгенерированные для 3-го элемента больше, чем $p_3 = 0.8$. Из таблицы видно, что из 40 случаев схема находилось в рабочем состоянии 33 раза. Поэтому оценка вероятности безотказной работы схемы есть $\hat{P} = 33 / 40 = 0.825$. Оценка СКО вероятности безотказной работы есть

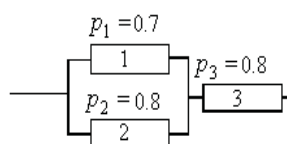


Рисунок 10.1

$$\sigma = \sqrt{\frac{33(1-0.825)^2 + 7(0-0.825)^2}{40}} = 0.38.$$

На основе (4) с доверительной вероятностью $\alpha = 0.95$ истинное значение вероятности P лежит в интервале:

$$\hat{P} - z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq P \leq \hat{P} + z_{\frac{\alpha}{2}} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

или

$$0.825 - 1.96 \frac{0.38}{\sqrt{40}} \leq P \leq 0.825 + 1.96 \frac{0.38}{\sqrt{40}},$$

$$0.825 - 0.118 \leq P \leq 0.825 + 0.118, \\ 0.707 \leq P \leq 0.943.$$

Число имитации определим по формуле (6):

$$n = \frac{t_{\frac{\alpha}{2}, n-1}^2 \hat{\sigma}_{\bar{x}}}{\varepsilon^2} = n = 1.96^2 * 0.38 * 100 \approx 145.$$

Таблица 1-

1	2	3	Состояние элементов 1,2	Состояние элемента 3	Состояние схемы
0.0314	0.8610	0.2026	1	1	1
0.4748	0.0706	0.8409	1	0	0
0.8442	0.7180	0.3066	1	1	1
0.1492	0.8743	0.2873	1	1	1
0.1435	0.5008	0.0217	1	1	1
0.2060	0.6811	0.5929	1	1	1
0.7723	0.4953	0.8817	1	0	0
0.9889	0.7740	0.7496	1	1	1
0.2878	0.0936	0.6289	1	1	1
0.1571	0.2681	0.1775	1	1	1
0.0804	0.0763	0.0598	1	1	1
0.4939	0.3413	0.8189	1	0	0
0.2275	0.5704	0.2545	1	1	1
0.3186	0.4787	0.2965	1	1	1
0.8805	0.6689	0.1124	1	1	1
0.9217	0.8387	0.6814	0	1	1
0.2300	0.9465	0.3649	1	1	1
0.6972	0.1007	0.6689	1	1	1
0.3472	0.3538	0.4878	1	1	1
0.8924	0.4032	0.2075	1	1	1
0.4483	0.2268	0.1847	1	1	1
0.1487	0.2329	0.8803	1	0	0

0.3788	0.3949	0.3638	1	1	1
0.2534	0.3724	0.5826	1	1	1
0.3639	0.6217	0.7800	1	1	1
0.7755	0.2675	0.2955	1	1	1
0.3228	0.8629	0.7631	1	1	1
0.5077	0.4227	0.0003	1	1	1
0.2930	0.0769	0.7056	1	1	1
0.8850	0.6846	0.0323	1	1	1
0.7623	0.5703	0.2308	1	1	1
0.8037	0.5213	0.4187	1	1	1
0.9544	0.1151	0.2134	1	1	1
0.5111	0.6601	0.9996	1	0	0
0.3660	0.3197	0.0747	1	1	1
0.4883	0.6891	0.3781	1	1	1
0.1010	0.9902	0.0241	1	1	1
0.4985	0.4854	0.9960	1	0	0
0.8004	0.4643	0.1683	1	1	1
0.2217	0.5772	0.8826	1	0	0

Выводы

Результаты имитации являются случайными величинами. Поэтому при решении практических задач очень важна оценка математического ожидания и построение доверительных интервалов.

В работе мы привели конкретные примеры по аналитическим и имитационным моделированиям и оценку вероятности безотказной работы приведенной схемы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Акулиничев и др. Математические методы в эксплуатации ж/д. М., Транспорт, 1971, 208 с.
2. Акулич И.Л. Математическое программирование в примерах и задачах. М., Высшая школа, 1974, 319 с.
3. Бикел П., Доксам К. Математическая статистика / Пер. с англ., вып.1. М., Финансы и статистика, 1983, 278 с.
4. Ташев А.А., Каракулов А.К. Математическое программирование. Алматы, Бастау, 2001, 198 с.
5. Прицкер А. Введение в имитационное моделирование и язык СЛАМ II., Пер. с англ. М., Мир, 1987, 646 с.

УДК 681.3.06

Утепбергенов Ирбулат Туремуратович – д.т.н., профессор (Алматы, КазАТК)

Коновалова Аза Павловна – соискатель (Алматы, КазАТК)

Кенжебаева Жаннат Елубаевна – соискатель (Алматы, КазНТУ)

АЛГОРИТМ РЕШЕНИЯ ЗАДАЧИ СИНТЕЗА ОПТИМАЛЬНОЙ СТРУКТУРЫ ПРОГРАММНЫХ МОДУЛЕЙ ПО ОБЩЕСИСТЕМНОМУ КРИТЕРИЮ

Для решения оптимизационной задачи синтеза оптимальной структуры программных модулей по общесистемному критерию возможно применение следующих методов:

- переборного;
- локально-градиентного;
- генетических алгоритмов.