

ГОРНЫЕ МАШИНЫ И КОМПЛЕКСЫ

УДК 622.647.1

Б. Л. Герике, В. А. Ившин

ПРИНЦИПЫ ИССЛЕДОВАНИЯ РЕЖИМОВ РАБОТЫ ПЕРЕГРУЖАТЕЛЯ КАК СОВОКУПНОСТИ МАШИН С РАЗЛИЧНЫМИ ВИДАМИ СОСТОЯНИЯ

Традиционные статистические методы обработки данных при экспериментальном исследовании горных машин в рабочих условиях базируются на сглаживании и простой аппроксимации распределений моделями законов. Такой подход обедняет результаты и ведет к потере важной информации, прежде всего, об условиях проведения испытаний.

В то же время в технической диагностике накоплен опыт обработки экспериментальных данных с отражением особенностей их распределений [1], особенно таких как:

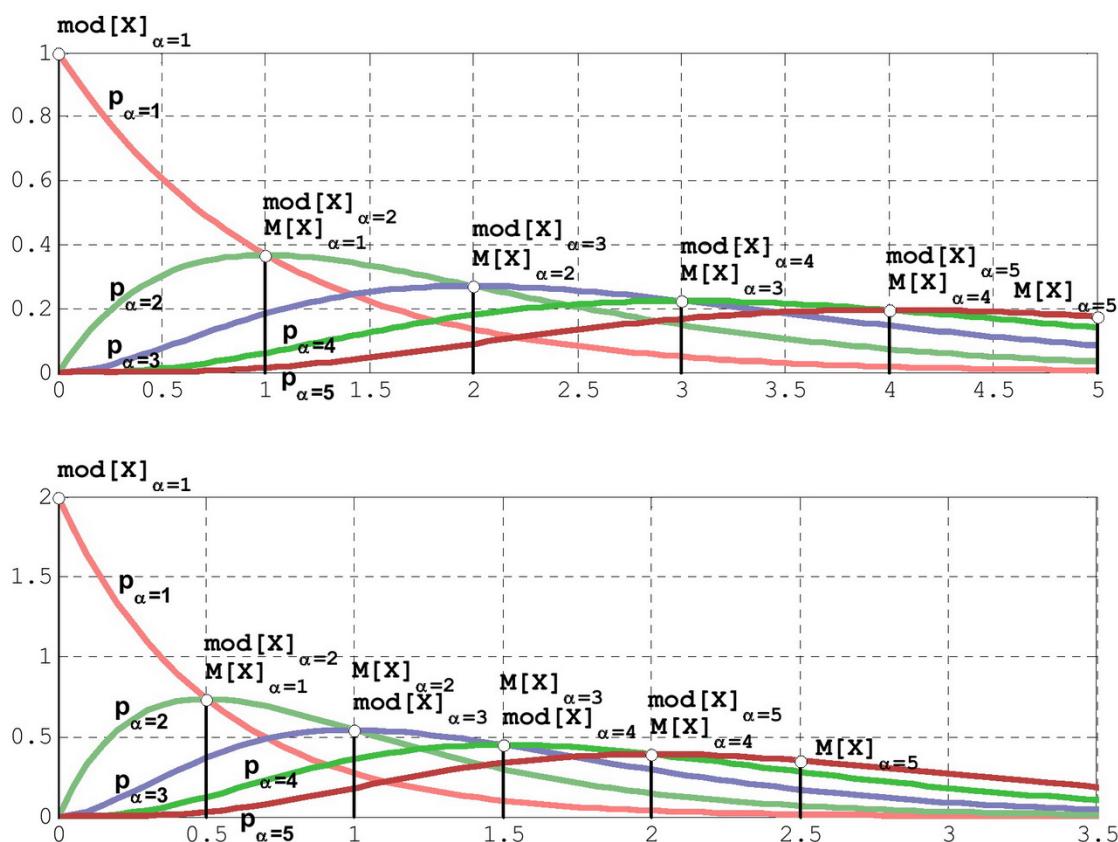
- наличие нескольких локальных пиков или наиболее вероятных в интервале значений;

- чередование их с локальными минимумами, т.е. с наименее вероятными значениями измеряемого (наблюдаемого) параметра.

Продуктивная схема обработки неоднородных данных, трактуемых как результаты эксперимента с совокупностью машин разных видов состояния в различных условиях. Остающуюся неизменной «порцией» случайного функционального показателя X_1 выбираем по модели Пуассона, описывая ее экспоненциальным распределением:

$$p(x_1) = \beta \cdot \exp(-\beta x_1), x_1 \geq 0.$$

Если просуммировать две случайные величины такого типа $Y = X_1 + X_1$, то по общим пра-



*Рис.1 . Совокупность моделей, образуемая при изменении параметра $\alpha=1 \dots 5$
1) при $\beta=1$ 2) при $\beta=2$*

вилам можно получить выражение для результирующей плотности распределения

$$\begin{aligned} p(y) &= \beta^2 \int_0^y \exp(-\beta x) \cdot \exp[-\beta(y-x)] dx = \\ &= \beta^2 \exp(-\beta y) \int_0^y dx = \beta^2 y \cdot \exp(-\beta y). \end{aligned}$$

Целесообразно ввести обозначение случайной характеристики по числу элементарных слагаемых $Y=X_2$, тогда получим

$$p(x_2) = \beta^2 \cdot x_2 \cdot \exp(-\beta x_2).$$

Можно доказать, что в произвольном случае для α слагаемых получается общее выражение плотности распределения

$$p(x_\alpha) = \frac{\beta^\alpha}{(\alpha-1)!} x_\alpha^{\alpha-1} \exp(-\beta x_\alpha), \alpha=2,3,\dots$$

Таким образом, введенная модель подчиняется гамма - распределению (или при целочисленном параметре – закону Эрланга), иллюстрация которого дана на рис.1.

Дифференцируя выражение плотности вероятностей, можем получить, что максимумы функции, соответствующие модам распределений

$$x_{\alpha,\max} = \text{mod}[X_\alpha] = \frac{\alpha-1}{\beta},$$

образуют последовательность пиков, удобную на

практике для выбора параметров модели.

Далее рассмотрим правила практического суммирования: если случайные величины распределены с разными структурными параметрами X_k при $\alpha=k$ и Y_l при $\alpha=l$, но принадлежат к одной совокупности с масштабным параметром

$$M[X_1]=M[Y_1]=\mu$$

и имеют плотности распределения

$$\begin{aligned} p(x_k) &= \frac{1}{\mu(k-1)!} \left(\frac{x_\alpha}{\mu} \right)^{k-1} \cdot \exp\left(-\frac{x_\alpha}{\mu}\right); \\ p(y_l) &= \frac{1}{\mu(l-1)!} \left(\frac{y_l}{\mu} \right)^{l-1} \cdot \exp\left(-\frac{y_l}{\mu}\right), \end{aligned}$$

то их сумма $Z=Z_{k+l}=X_k+Y_l$ также принадлежит к этой совокупности и имеет плотность распределения

$$\begin{aligned} p(z) &= p(z_{k+l}) = \int_0^{z_{k+l}} p(x_k) \cdot p(z_{k+l}-x_k) dx = \\ &= \frac{1}{\mu(k+l-1)!} \left(\frac{z_{k+l}}{\mu} \right) \exp\left(-\frac{z_{k+l}}{\mu}\right). \end{aligned}$$

Таким образом, машина с функциональной характеристикой Z_{k+l} может рассматриваться как статистическая сумма машин с характеристиками X_k и Y_l . Соответственно, положение моды результирующей характеристики определяется суммой мод исходных распределений (рис.2).

В основу развиваемого подхода можно полу-

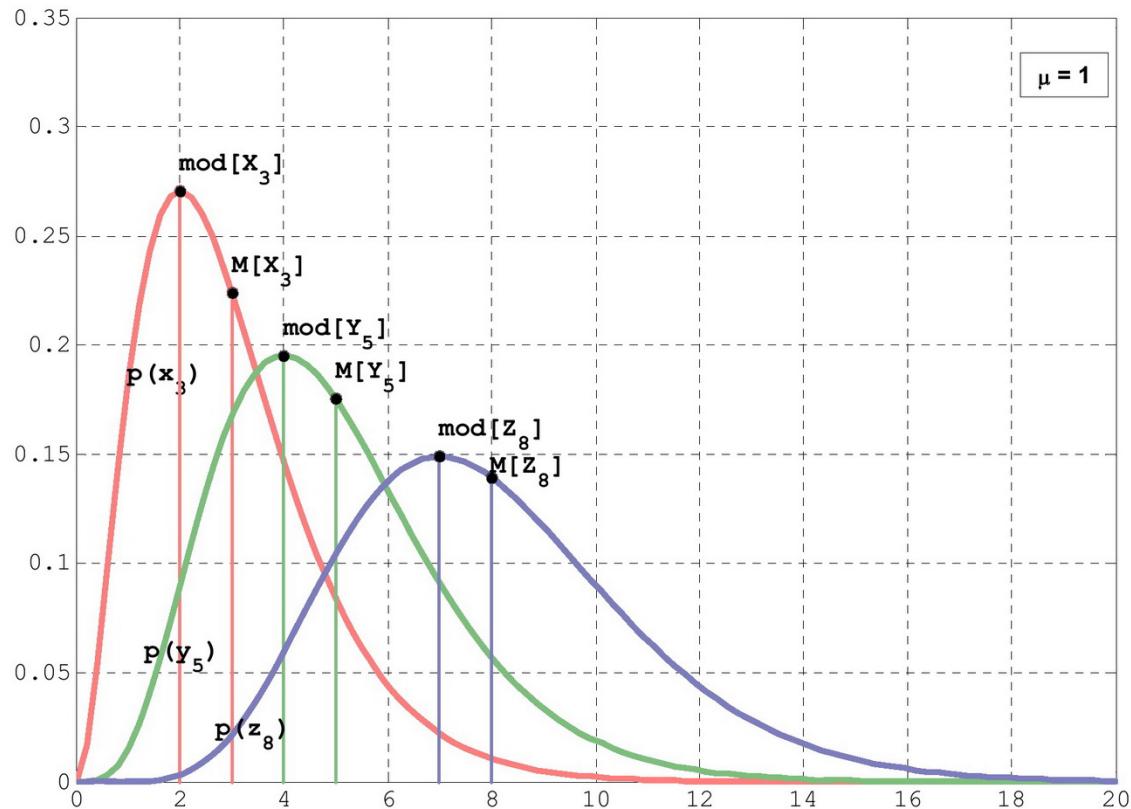


Рис. 2. Иллюстрация результата суммирования случайных функциональных показателей машин

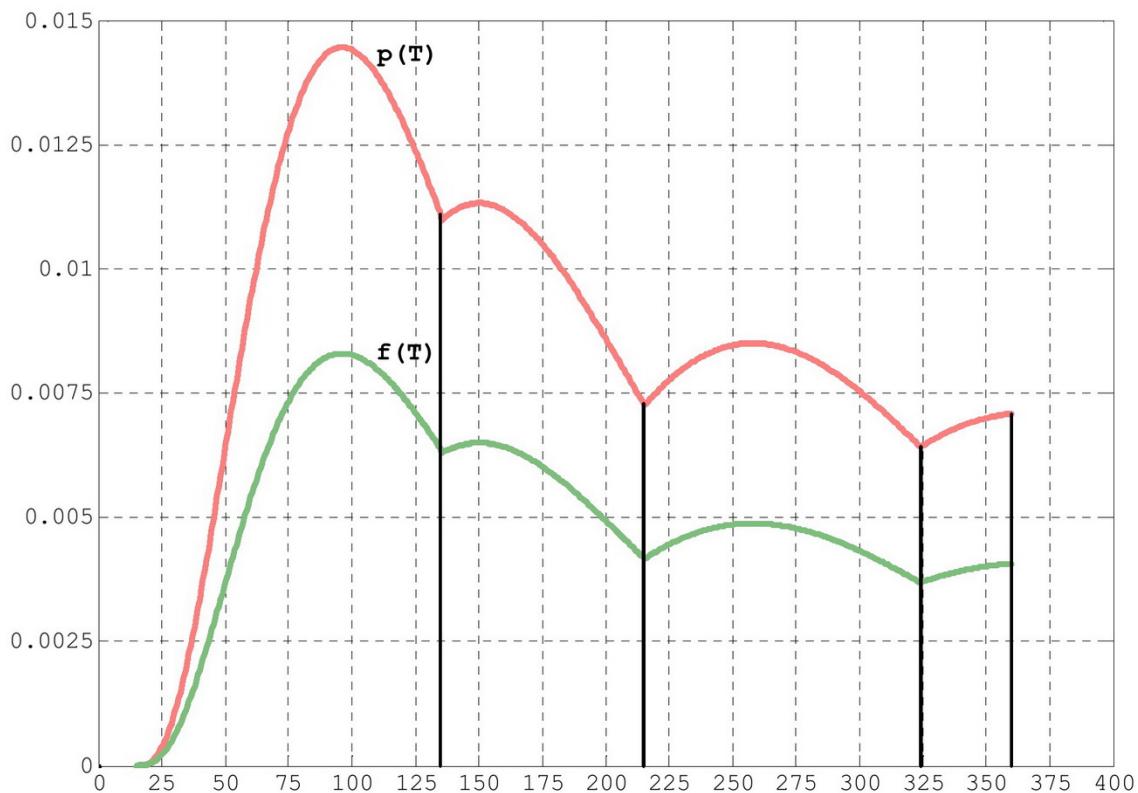


Рис. 3 .Модель распределения машинного времени работы перегружателя по экспериментальным данным

жить принцип наибольшего правдоподобия, согласно которому определяется точка пересечения плотностей распределения альтернативных моделей. Например, в виде

$$p(Q_\alpha = Q_{\alpha; \alpha+1}) = p(Q_{\alpha+1} = Q_{\alpha; \alpha+1})$$

или

$$p(Q_\alpha = Q_{\alpha; \alpha+2}) = p(Q_{\alpha+2} = Q_{\alpha; \alpha+2})$$

$$p(Q_\alpha = Q_{\alpha; \alpha+3}) = p(Q_{\alpha+3} = Q_{\alpha; \alpha+3})$$

и т.д. Тогда принимается правило: до границы $Q_{\alpha, \alpha+k}$ случайной характеристикой служит модель Q_α , а после – некоторая модель $Q_{\alpha+k}$.

Построение такой композиции требует дополнительного нормирования, чтобы общая вероятность равнялась единице. Например, при $k=1$ итоговая модель для двух классов машин (бимодальная модель) приводится к виду:

при $Q < Q_{\alpha, \alpha+1} = Q_{min} + \alpha M[Q_1]$

$$p(Q) = \frac{1}{1 + \frac{\alpha^{\alpha+1}}{(\alpha+1)} \exp(-\alpha)} \cdot \frac{1}{(\alpha-1)! M[Q_1]} \times$$

$$\times \left(\frac{Q_{\alpha; \alpha+1} - Q_{min}}{M[Q_1]} \right)^{\alpha-1} \cdot \exp \left(-\frac{Q_{\alpha; \alpha+1} - Q_{min}}{M[Q_1]} \right);$$

при $Q \geq Q_{\alpha, \alpha+1} = Q_{min} + \alpha M[Q_1]$

$$p(Q) = \frac{1}{1 + \frac{\alpha^{\alpha+1}}{(\alpha+1)} \exp(-\alpha)} \cdot \frac{1}{\alpha! M[Q_1]} \times \\ \times \left(\frac{Q_{\alpha; \alpha+1} - Q_{min}}{M[Q_1]} \right)^\alpha \cdot \exp \left(-\frac{Q_{\alpha; \alpha+1} - Q_{min}}{M[Q_1]} \right).$$

Здесь Q_{min} – нижняя граница показателя; $M[Q_1]$ – оценка математического ожидания элементарной характеристики, играющая роль масштабного параметра модели.

При экспериментальном исследовании машинного времени работы перегружателя:

– выделено 4 локальных максимума – наиболее часто встречающиеся значения времени работы

$$T_{A\text{MAX}} \approx 95; T_{B\text{MAX}} \approx 145;$$

$$T_{C\text{MAX}} \approx 255; T_{D\text{MAX}} \approx 370 \text{ (мин.);}$$

– оценено 3 промежуточных минимума – наименее часто встречающиеся значения времени работы

$$T_{AB} \approx 135 \text{ мин}; T_{BC} \approx 215 \text{ мин}; T_{CD} \approx 325 \text{ мин.};$$

– установлено абсолютно меньшее в выборке значение $T_{min} = 14$ мин.

На этой основе с шагом квантования $\Delta T = 3$ мин построена аппроксимирующая модель с определением 4-х классов состояний и следующих

основных параметрах:

- минимальное значение показателя
 $T_0 \approx f_{min} \approx 15$ мин; ;
- масштабный параметр
 $M[T] \approx 27$ мин; ;
- структурные параметры
 $\alpha = 4; \alpha_B = 6; \alpha_C = 10; \alpha_D = 14.$

Отсюда получаем модельные значения пиков распределения(мин)

$$\begin{aligned} mod T_A &= (\alpha_A - 1) \cdot M[T] + T_0 \approx 3 \cdot 27 + 15 = 96; \\ mod T_B &= (\alpha_B - 1) \cdot M[T] + T_0 \approx 5 \cdot 27 + 15 = 150; \\ mod T_C &= (\alpha_C - 1) \cdot M[T] + T_0 \approx 9 \cdot 27 + 15 = 258; \\ mod T_D &= (\alpha_D - 1) \cdot M[T] + T_0 \approx 13 \cdot 27 + 15 = 366. \end{aligned}$$

Оценка границ между моделями дает (мин)

$$\begin{aligned} T_{AB} &\approx 4,4721 \times 27 + 15 \approx 120 + 15 = 135; \\ T_{BC} &\approx 7,4156 \times 27 + 15 \approx 200 + 15 = 215; \\ T_{CD} &\approx 11,4454 \times 27 + 15 \approx 309 + 15 = 324. \end{aligned}$$

Таким образом, можно отметить хорошее приближение модели к результатам наблюдений. Среднее соотношение показателей классов составляет

$$M[T_A] : M[T_B] : M[T_C] : M[T_D] \approx 1,0 : 1,44 : 2,32 : 3,20,$$

а статистическое соотношение классов

$$\alpha_A : \alpha_B : \alpha_C : \alpha_D = 2,0 : 3,0 : 5,0 : 7,0.$$

Можно говорить, что худшая в выборке группа машин работает с регулярностью 4-х элементарных объектов. В некотором смысле это иллюстрирует степень опасности, которая может возникнуть при старении машин – условный предел составляет 15 мин. Лучшая группа машин заменяет 14 элементарных или 7 наблюдаемых худших машин.

Столь высокий разброс свидетельствует о сильном влиянии внешних условий и других машин комплекса на работу перегружателя: у тех, которые работают не более 135 минут в смену, есть примерно 7-ми кратный статистический «запас».

Понятно, что такой запас не может быть реализован на верхней границе (135 мин), а только в

среднем.

С другой стороны, данное заключение говорит об ограниченной целесообразности дальнейших, затратных мер по повышению надежности перегружателей, поскольку в сложившихся условиях они могут не дать общего эффекта.

Окончательно модель распределения описывается выражением

$$p(T) \approx \frac{1}{15,4936} \begin{cases} \frac{1}{6} \left(\frac{T-15}{27} \right)^3 \exp\left(-\frac{T-15}{27}\right) & \text{при } 15 \leq T < 135; \\ \frac{1}{120} \left(\frac{T-15}{27} \right)^5 \exp\left(-\frac{T-15}{27}\right) & \text{при } 135 \leq T < 215; \\ \frac{1}{3024} \left(\frac{T-15}{27} \right)^9 \exp\left(-\frac{T-15}{27}\right) & \text{при } 215 \leq T < 324; \\ \frac{1}{51891840} \left(\frac{T-15}{27} \right)^{13} \exp\left(-\frac{T-15}{27}\right) & \text{при } 324 \leq T. \end{cases}$$

В итоговом результате каждый класс представлен с вероятностью

$$\begin{aligned} P(T_A) &\approx 0,3720; \quad P(T_B) \approx 0,2643; \\ P(T_C) &\approx 0,2827; \quad P(T_D) \approx 0,0810. \end{aligned}$$

Верхняя линия представляет вспомогательную функцию без нормировки и иллюстрирует необходимость этой процедуры.

Показатель машинного времени является наиболее детальной характеристикой функционирования перегружателя и выделяет по данным эксперимента 4 класса состояний.

Статистическое соотношение показателя между классами составляет

$$\alpha_A : \alpha_B : \alpha_C : \alpha_D = 2,0 : 3,0 : 5,0 : 7,0.$$

Это позволяет оценивать резервы и целесообразные меры улучшения конструкций.

Класс худших машин реализован в условиях работы всего комплекса при испытаниях с вероятностью более 37%.

Два других класса: В и С практически равновероятны – 26,4 и 28,3%. Наконец, без внешних ограничений перегружатели работали только немногим более, чем в 8% случаев.

□ Авторы статьи:

Герике

Борис Людвигович

- докт. техн. наук, проф.,
главный научный сотрудник Инсти-
тута угля и углехимии СО РАН,
проф. каф. "Стационарные и транс-
портные машины" КузГТУ

Ившин

Виктор Александрович

- соискатель Института угля
и углехимии СО РАН