

$$p(X) \approx \frac{1}{3,575} \begin{cases} \frac{1}{11} \left(\frac{X-3,5}{11} \right) \exp\left(-\frac{X-3,5}{11} \right) & 3,5 \leq X < 53,541; \\ \frac{1}{8! \cdot 11} \left(\frac{X-3,5}{11} \right)^8 \exp\left(-\frac{X-3,5}{11} \right) & 53,541 \leq X < 172,748; \\ \frac{1}{23! \cdot 11} \left(\frac{X-3,5}{11} \right)^{23} \exp\left(-\frac{X-3,5}{11} \right) & 172,748 \leq X < 325,758; \\ \frac{1}{35! \cdot 11} \left(\frac{X-3,5}{11} \right)^{35} \exp\left(-\frac{X-3,5}{11} \right) & 325,758 \leq X. \end{cases}$$

В итоговом результате каждый класс представлен с вероятностью $P(X_A) \approx 0,263307; P(X_B) \approx 0,259258; P(X_C) \approx 0,233345; P(X_D) \approx 0,244089$

Таким образом, в Кузбассе сложилась ситуация почти равновероятной реализации каждого из четырех классов значимо различающихся по мощности региональных электрических сетей.

Общая протяженность ЛЭП приводит к модели из 3-х видов систем с параметрами $\alpha_A = 2; \alpha_B = 5; \alpha_C = 10$.

Окончательная модель распределения описывается выражением

$$p(X) \approx \frac{1}{2,2755} \begin{cases} \frac{1}{250} \left(\frac{L-50}{250} \right) \exp\left(-\frac{L-50}{250} \right) & 50 \leq L < 771; \\ \frac{1}{4! \cdot 250} \left(\frac{L-50}{250} \right)^4 \exp\left(-\frac{L-50}{250} \right) & 771 \leq L < 1763; \\ \frac{1}{9! \cdot 250} \left(\frac{L-50}{250} \right)^9 \exp\left(-\frac{L-50}{250} \right) & 1763 \leq L. \end{cases}$$

Таким образом, выявлены существенные различия в формировании стохастических показателей функционирования электрических сетей Кузбасса, заключающиеся в изменении структуры и причинно-следственных связей. Различное число видов состояния региональных сетей не позволяет установить достоверные корреляционные связи между функциональными показателями и требует развить методику для ранжирования сетей по совокупности характеристик.

Риск эксплуатации систем электроснабжения

А.Б. Логов, Б.В. Лукьянов

Институт угля и углехимии СО РАН

Моделирование состояния региональных сетей электроснабжения осложняется следующими обстоятельствами: 1) изучаются уникальные

объекты, для которых не найдены надежные эмпирические эталоны видов состояния; 2) совокупность элементов не является системой, а список – неупорядочен в строгом смысле; 3) элементы представлены показателями различной размерности.

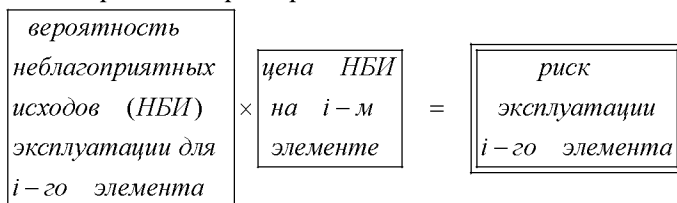


Рисунок – Структура определения риска эксплуатации элемента

Необходимость учесть в анализе наборы показателей $Q(j)$ при $j=1,2,\dots,B$ и характеристик $R(k)$ при $k=1,2,\dots,C$ различной размерности обосновала применение моделей энтропийного типа

$$V_1(i/j) = -\frac{Q(i/j)}{\sum_{i=1}^A Q(i/j)} \ln \frac{Q(i/j)}{\sum_{i=1}^A Q(i/j)}; \quad V_2(i/k) = \ln R(i/k).$$

Соответственно, даны определения удельного веса и цены (удельной)

$$\Omega(i/j) = \frac{V_1(i/j)}{\sum_{i=1}^A V_1(i/j)}; \quad \varphi(i/k) = \frac{V_2(i/k)}{\sum_{i=1}^A V_2(i/k)}.$$

По мощности ($j=1$) и протяженности ($j=2$) сетей оценены удельные веса элементов i и меры вероятности неблагоприятных исходов эксплуатации

$$\Omega(i/1;2) = 0,5[\Omega(i/1) + \Omega(i/2)] = 0,5 \left[\frac{\ln q(i/1)}{\sum_{i=1}^{25} \ln q(i/1)} + \frac{\ln q(i/2)}{\sum_{i=1}^{25} \ln q(i/2)} \right];$$

$$i = 1, 2, \dots, 25; \quad j = 1, 2,$$

где $q(i/j) = \frac{Q(i/j)}{\sum_{i=1}^{25} Q(i/j)}$ – прямые вклады сетей в совокупный

показатель.

Сложность гистограмм характеризуется величиной энтропии $H = \sum_{i=1}^{25} h(i/j) < < H_{MAX} = \ln 25$, где $h(i/j) = -\Omega(i/j) \ln \Omega(i/j)$. Для показателя $\Omega(i/1)$ получено $\hat{H} \approx 2,9308$ Нит $\approx 91,05\% H_{MAX}$. Соответственно, для характеристики $\Omega(i/2)$ находим $\hat{H} \approx 3,0715$ Нит $\approx 95,42\% H_{MAX}$. Этим доказывается заключение о том, что второй показатель менее пригоден для деления элементов и по видам состояния и выбора из-за большей степени неопределенности. Параметры результирующего распределения дают $\hat{H} \approx 3,0181$ Нит $\approx 93,76\% H_{MAX}$.

Модель рисков эксплуатации $\Omega(i/1-7;8-9)$ лучше соответствует задачам выбора, чем модели компонент – удельных весов $\Omega(i/j = 1;2)$ и цен рисков $\varphi(i/1-9)$. Мера неопределенности итогового распределения $\hat{H} \approx 2,6690$ Нит $\approx 82,92\% H_{MAX}$ меньше характеристик удельных весов $\hat{H} \approx 3,0181$ Нит $\approx 93,76\% H_{MAX}$; повышающей $\hat{H} \approx 3,1973$ Нит $\approx 99,33\% H_{MAX}$ и понижающей составляющей цен $\hat{H} \approx 3,1872$ Нит $\approx 99,02\% H_{MAX}$.

Отличительную особенность подхода составляет учет набора социально-экономических показателей регионов. Распределение совокупного риска $\Omega(i/1-15)$ обладает хорошей селективностью $\hat{H} \approx 2,4699$ Нит $\approx 85,45\% H_{MAX}$ и вполне соответствует целям выбора.

С учетом уровня развития городов Новокузнецка, Ленинска-Кузнецкого и Осинников достоинства их электрических сетей становятся особенно значимыми и определяют выбор. Наибольшую опасность представляет эксплуатация сетей городов Белова, Киселевска и Кемерова.

Математическая модель адаптивного формирования производственной программы

К.А. Мачин, А.В. Фролов

АлтГТУ им. И.И. Ползунова, г. Барнаул

Модель поведения предприятия в условиях функционирования рыночных регуляторов в секторах готовой продукции и производствен-