<https://doi.org/10.24223/1999-5555-2018-11-4-325-331>
УДК 621.311

Применение метода нечеткого регрессионного анализа для определения потерь электроэнергии в сетях внутрицехового электроснабжения

Грачева Е. И.*, Наумов О. В.

ФГБОУ ВО «Казанский государственный энергетический университет»
ул. Красносельская, 51, 420066, г. Казань, Россия

Поступила / Received 29.05.2018

Принята к печати / Accepted for publication 14.12.2018

Одной из основных задач развития современной промышленности России, наряду с увеличением абсолютных объемов производства электроэнергии (ЭЭ), является усиление контроля за ее более рациональным использованием. Экономия ЭЭ и снижение расхода на ее передачу по электрическим распределительным сетям имеет большое значение для энергетики страны.

По своей физической сущности с точки зрения производства, передачи и потребления потери ЭЭ ничем не отличаются от ЭЭ, полезно отпущенной потребителям. Поэтому оценка потерь энергии в электрических сетях основывается на тех же экономических принципах, что и оценка полезно отпущенной потребителям энергии. Потери ЭЭ оказывают существенное влияние на технико-экономические показатели сети, так как стоимость потерь включается в расчетную стоимость (приведенные затраты) и себестоимость (годовые эксплуатационные расходы) передачи ЭЭ. Составляющая стоимости потерь в стоимости передачи ЭЭ имеет большой удельный вес.

Представлены результаты исследования возможности применения нечеткого регрессионного анализа для задач оценки и прогнозирования потерь электроэнергии в цеховых сетях. Исходная информация о сети обладает некоторым уровнем неопределенности, что осложняет применение традиционных методов. Приводятся расчет по стандартным и нечетким регрессионным моделям, оценка погрешности данных моделей. Актуальность применения методов нечеткого регрессионного анализа определяется трудностью получения достоверной информации о схемных и режимных параметрах цеховых сетей, вероятностным характером изменения режимов, а также целым комплексом влияющих факторов, плохо поддающихся количественной оценке. Преимущества применения нечеткого регрессионного анализа заключается в получении доверительных интервалов искомых переменных (величины потерь электроэнергии) для схем сетей с неопределенной исходной информацией об их параметрах, что характерно для систем внутризаводского электроснабжения и позволяет учитывать динамику их изменения.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: электрические сети, низкое напряжение, потери электроэнергии, анализ, работоспособность

Адрес для переписки:

Грачева Е. И.
ФГБОУ ВО «КГЭУ», кафедра ЭПП
ул. Красносельская, 51, 420066, г. Казань, Россия
e-mail: gracheva.i@bk.ru

Address for correspondence:

Gracheva E. I.
Kazan State Power Engineering University, Department EPP
Krasnoselskaya str., 51, 420066, Kazan, Russia
e-mail: gracheva.i@bk.ru

Для цитирования:

Грачева Е. И., Наумов О. В.
Применение метода нечеткого регрессионного анализа для определения потерь электроэнергии в сетях внутрицехового электроснабжения. Надежность и безопасность энергетики. 2018. – Т. 11, №4. – С. 325–331
<https://doi.org/10.24223/1999-5555-2018-11-4-325-331>

For citation:

Gracheva E. I., Naumov O. V.
[Application of fuzzy regression analysis method for determination of electric power losses in intrafactory power supply networks]. Nadezhnost' i bezopasnost' energetiki = Safety and Reliability of Power Industry. 2018, vol. 11. no 4, pp. 325–331 (in Russian)
<https://doi.org/10.24223/1999-5555-2018-11-4-325-331>

Application of fuzzy regression analysis method for determination of electric power losses in intrafactory power supply networks

Gracheva E. I.*, Naumov O. V.

Kazan State Power Engineering University
51 Krasnoselskaya str., 420066, Kazan, Russia

One of the main objectives of the development of modern industry in Russia, along with an increase in the absolute volumes of electric power (EP) production, is to strengthen control over its more rational use. Saving EP and reducing the cost of its transmission along power distribution networks is of great importance for the country's energy sector.

In terms of their physical nature, in terms of production, transmission and consumption, EP losses are no different from EP served to consumers. Therefore, the assessment of power losses in electrical networks is based on the same economic principles as the assessment of energy served to consumers. EP losses have a significant impact on the technical and economic parameters of the network, since the cost of losses is included in the estimated cost (reduced costs) and cost price (annual operating costs) of EP transmission. The cost component of losses in the cost of EP transmission has a large proportion.

The article presents the results of research on the possibility of application of fuzzy regression analysis for problems of assessment and prediction of electric power losses in intrafactory networks. Initial information on the network is uncertain to some extent, which complicates application of traditional methods. The calculation is presented for conventional and fuzzy regression models, along with estimation of error of these models. The relevance of application of fuzzy regression analysis methods is determined by the difficulty of obtaining reliable information about the circuit and regime parameters of intrafactory networks, the probabilistic nature of change of the modes, as well as a whole complex of affecting factors, which are generally challenging for quantitative assessment. Advantages of application of fuzzy regression analysis consist in obtaining confidence intervals of required variables (value of electric power losses) for schemes of networks with uncertain initial information on their parameters, which is characteristic of intrafactory power supply systems, and enables to consider dynamics of their variation.

KEYWORDS: electrical networks, low voltage, electric power losses, analysis, serviceability

В нечетком регрессионном анализе функция отклика (в нашем случае это эквивалентное сопротивление участка сети) и коэффициенты нечеткого уравнения регрессии представляются в виде нечетких множеств, имеющих треугольные функции принадлежности.

Нечеткое подмножество A универсального множества X характеризуется функцией принадлежности $\mu_A: X \rightarrow [0, 1]$, которая ставит в соответствие каждому элементу $x \in X$ число $\mu_A(x)$ из интервала $[0, 1]$, характеризующее степень принадлежности элемента x подмножеству A . Проще говоря, функция принадлежности (membership function) — это функция, которая каждому значению переменной в границах каждого множества ставит в соответствие значение в интервале от 0 до 1 [1].

Тогда нечеткое подмножество $A = \{x, \mu_A(x)\}$ определяется как совокупность упорядоченных пар, составленных из элементов x универсального множества X и соответствующих степеней принадлежности $\mu_A(x)$.

Для конечного нечеткого множества A с функцией принадлежности $\mu_A(x)$ в [2] введено следующее обозначение на основном множестве $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$:

$$A = \frac{\mu_A(x_1)}{x_1} + \frac{\mu_A(x_2)}{x_2} + \dots + \frac{\mu_A(x_n)}{x_n} = \sum_{i=1}^n \frac{\mu_A(x_i)}{x_i}.$$

Так как в нечетких регрессионных моделях наиболее распространенным типом функции принадлежности является треугольный, имеет смысл его рассмотреть.

Треугольные функции принадлежности делятся на симметричные и асимметричные. В данном случае наибольший интерес представляет симметричная треугольная функция принадлежности.

Треугольная функция принадлежности с увеличением x монотонно растет, достигает максимума и затем монотонно падает. Для такой функции принадлежности характерны следующие основные особенности (рисунок 1) [3].

Прежде всего, следует отметить, что разброс по оси абсцисс влево (обозначается L , от англ. слова left) от центра m равен разбросу вправо (обозначается R , от англ. слова right). В целом такой тип функции принадлежности называют LR-изображением.

Значение функции принадлежности нечеткого множества A на основном интервале $[\alpha, \beta]$ можно определить, предварительно получив значение центра основного интервала m :

$$m = \alpha + \frac{\beta - \alpha}{2},$$
$$\mu_A(x) = \begin{cases} L(m - x) & \text{для } x \in [\alpha, m] \\ R(x - m) & \text{для } x \in [m, \beta] \end{cases}.$$

Таким образом, можно сказать, что нечеткий регрессионный анализ позволяет найти интервал оценивания коэффициентов регрессии $b_0, \dots, b_n$.

Точечные значения коэффициентов регрессии b_i хо-

Рисунок 1. Треугольная функция принадлежности $\mu_A(x)$ LR-типа
Figure 1. Triangular function of accessory $\mu_A(x)$ LR-type

роши в качестве первоначальных результатов обработки наблюдений. Их недостаток в том, что неизвестно, с какой точностью они дают оцениваемый параметр. Тогда и возникает задача о приближении параметра b_i не одним числом, а целым интервалом $\tilde{b}_i = (\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2)$ [4].

Оценка неизвестного параметра называется интервальной, если она определяется двумя числами — концами интервала.

Задачу интервального оценивания можно сформулировать так: по данным выборки (т. е. используя полученные значения функций эквивалентного сопротивления и потерь мощности (электроэнергии)) построить числовой интервал $(\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2)$, относительно которого с заранее выбранной вероятностью γ можно сказать, что внутри этого интервала находится точное значение оцениваемого параметра (рисунок 2).

Интервал $(\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2)$, накрывающий с вероятностью γ истинное значение параметра b_i , называется доверительным интервалом, а вероятность γ — надежностью оценки или доверительной вероятностью.

В рассматриваемом случае доверительный интервал выбирается на основе симметричной треугольной функции принадлежности относительно центра m (за центр m принимаются значения коэффициентов регрессии b_i), т. е. выбирается интервал вида $(\tilde{b}_i - \varepsilon, \tilde{b}_i + \varepsilon)$.

Число $\varepsilon > 0$ характеризует точность оценки: чем меньше разность $|b - \tilde{b}|$, тем точнее оценка.

Величина γ выбирается заранее, ее выбор зависит от конкретно решаемой задачи. Надежность γ принято выбирать равной 0,9; 0,95; 0,99 или 0,999 [5].

Тогда практически достоверно нахождение параметра β_i в доверительном интервале $(\tilde{b}_i - \varepsilon, \tilde{b}_i + \varepsilon)$.

Для определения доверительных интервалов и, соответственно, построения нечетких регрессионных моделей воспользуемся данными в таблице 1.

В таблице 1 значения -1; -0,5; -1,2; 0; 0,5; 1,2 соответ-

Рисунок 2. Доверительный интервал
Figure 2. Confidence interval

Таблица 1. Матрица планирования

Table 1. Planning matrix

№№ п/п	x_0	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	r_3	$\hat{r}_3$
1	+	0	0	-	0	0	9,32	9,32
2	+	0	+	+	+	+	5,87	6,87
3	+	-	0	-	0,5	1,2	1,1	2,08
4	+	0,5	-	-	-	+	12,6	10,9
5	+	-	-	-	0	+	3,42	3,06
6	+	-1,2	-	+	+	-	2,37	1,11
7	+	0	0	+	-0,5	0	5,57	5,14
8	+	1,2	+	-	0	0	8,53	4,7
9	+	0	0	+	0	0	5,16	5,16
10	+	0	-	-	+	0	9,89	9,12

ствуют значениям обобщенных параметров радиальной цеховой сети: x_1 — средняя длина линий, отношение суммарной длины линий цеховой сети к количеству линий; x_2 — величина, обратная количеству линий $1/n$; x_3 — эквивалентное удельное сопротивление линий сети r_{320} при 20°C; x_4 — квадрат среднеквадратичного коэффициента загрузки линий сети; x_5 — температура окружающей среды эквивалентное удельное сопротивление линий сети θ_0 [6].

С помощью теории планирования эксперимента может быть получено математическое описание исследуемой области. Наиболее простым и широко применяемым на практике факторным экспериментом является эксперимент, включающий k факторов, каждый из которых имеет два уровня. Для упрощения записи условий эксперимента и обработки экспериментальных данных проводится преобразование факторов

$$\tilde{x}_i = \frac{x_i - x_{i0}}{\Delta x_i}, \quad (1)$$

где $\tilde{x}_i$ — преобразованное (кодированное) значение фактора; x_i — действительное значение фактора; x_{i0} — нулевой уровень фактора; Δx_i — шаг варьирования фактора.

Значения факторов -1,2; -0,5; 0,5; 1,2 получены согласно выражению (1).

Границы изменения факторов представлены в таблице 2.

На выбор схемы планирования большое влияние

Таблица 2. Границы изменения факторов

Table 2. The limits variation of factors

Фактор Factor	x_{imin}	x_{icp}	x_{imax}	$\Delta x_i = \frac{x_{imax} - x_{imin}}{2}$
$x_1 \rightarrow l_{cp}, \text{ м}$	10	55	100	45
$x_2 \rightarrow 1/n$	0,05	0,067	0,1	0,025
$x_3 \rightarrow r_{320}, \text{ МОм/м}$	1,956	1,108	0,261	0,848
$x_4 \rightarrow k_3^2$	0,09	0,545	1	0,455
$x_5 \rightarrow \theta_0, ^\circ\text{C}$	5	20	35	15

оказывают число рассматриваемых факторов и уровень априорной информации. В теории планирования эксперимента для построения математических моделей используются две схемы планирования: полный факторный эксперимент (ПФЭ), когда реализуются все возможные неповторяющиеся сочетания факторов, и дробный факторный эксперимент (ДФЭ), являющийся частью ПФЭ. С помощью математической теории планирования эксперимента исследуемый объект в зависимости от конкретных условий задачи может быть описан линейной, неполной квадратичной или квадратичной моделью. Коэффициенты полинома в результате ПФЭ или ДФЭ определяют соответствующие выборочные оценки.

Величины $r_3, \hat{r}_3$ в таблице 1 — значения функций цели, вычисленные по следующим выражениям [7]:

$$r_3 = \frac{\rho}{s} l [1 + 0,004(\theta - 20)] + \sum r_k,$$

$$\hat{r}_3 = 5,44 + 4,2x_1 - 1,7x_2 - 3,9x_3 + 0,53x_4 +$$

$$+ 0,23x_5 - 1,3x_1x_2 - 3,19x_1x_3 + 0,44x_1x_4 +$$

$$+ 0,22x_1x_5 + 1,22x_2x_3 - 0,24x_2x_4 - 0,35x_2x_5 -$$

$$- 0,4x_3x_4 - 0,23x_3x_5 + 0,95x_4x_5,$$
(2)

где ρ — удельное электрическое сопротивление проводника, мОм/м; l — длина проводника, м; s — поперечное сечение проводника, мм²; θ — температура нагрева проводника, °С; $\sum r_k$ — сумма сопротивлений контактных групп автоматических выключателей, установленных на линии, мОм [8].

Можно считать, что значения $\hat{r}_3$ в таблице 1 представляют собой выборку, полученную в результате проведения $n=10$ независимых наблюдений за случайной величиной X , которой в данном случае является эквивалентное сопротивление цеховой сети $\hat{r}_3$. Величину $\hat{r}_3$ можно считать случайной величиной и разброс значений величины эквивалентного сопротивления $\hat{r}_3$ в матрице планирования ДФЭ с генерирующим соотношением 2^{5-1} можно считать значениями случайной величины в i -ом опыте, т. е. условно можно записать $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$. Согласно [2] принимаем, что случайные величины $y_1, y_2, \dots, y_n$ независимы, закон распределения любой из них совпадает с законом распределения случайной величины X , т. е. $x_i \approx N(\alpha, \sigma)$, где $\alpha = MX$ — математическое ожидание, $\sigma = DX$ — дисперсия функции цели. Поскольку α и σ неизвестны, то доверительный интервал для математического ожидания определим на основе вычисления нечеткой регрессионной модели, скомбинированной с методом наименьших квадратов [9].

Находим выборочное среднее уравнения регрессии (2) по выражению

$$\bar{X}_B = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i, \quad (3)$$

где n — число опытов, $n = 16$; y_i — значение r_3 в i -ом опыте.

Найдем доверительный интервал для $b_0 = 5,4$ из полинома для вычисления r_3 .

1. Выборочное среднее

$$\bar{X}_B = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i = \frac{2,5 + 19,3 + 1,12 + 10,7}{16} +$$

$$+ \frac{0,59 + 3,15 + 0,31 + 1,43 + 2,7 + 24,6}{16} +$$

$$+ \frac{1,38 + 12,3 + 0,66 + 3,58 + 0,33 + 1,79}{16} = 5,4.$$

Принимаем доверительную вероятность $\gamma = 0,95$.

2. Исправленное среднее квадратическое отклонение $\hat{r}_3$, вычисленное по выборке

$$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{X})^2} =$$

$$= \sqrt{\frac{(2,5-5,4)^2 + (19,3-5,4)^2 + (1,12-5,4)^2 + (10,7-5,4)^2}{16-1} +}$$

$$+ \sqrt{\frac{(0,59-5,4)^2 + (3,15-5,4)^2 + (0,31-5,4)^2 + (1,43-5,4)^2 + (2,7-5,4)^2}{16-1} +} \quad (4)$$

$$+ \sqrt{\frac{(24,6-5,4)^2 + (1,38-5,4)^2 + (12,3-5,4)^2 + (0,66-5,4)^2 + (3,58-5,4)^2}{16-1} +}$$

$$+ \sqrt{\frac{(0,33-5,4)^2 + (1,79-5,4)^2}{16-1}} = 7,4,$$

где $\bar{X}$ — выборочное среднее.

3. Определяем значение ε по выражению [2]

$$\varepsilon = t_\gamma \frac{S}{\sqrt{n}} = 2,13 \frac{7,4}{\sqrt{16}} = 3,9, \quad (5)$$

где t_γ — квантиль уровня. Значение квантиля t_γ находим, пользуясь таблицей квантилей распределения Стьюдента [2], для доверительной вероятности $\gamma = 0,95$ и числа степеней свободы $k = n-1 = 16-1 = 15$, следовательно, $t_\gamma = 2,13$.

4. Доверительный интервал

$$(\bar{X} - \varepsilon, \bar{X} + \varepsilon) = (\tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2) =$$

$$= (5,4 - 3,9; 5,4 + 3,9) = (1,5; 9,3). \quad (6)$$

Расчет для остальных значений b_i проводится аналогично, результаты представлены в таблице 3.

Далее по данным таблицы 3 составляются нечеткие регрессионные модели с нечеткими параметрами $\tilde{B}_j = (m_j, c_j)$, где $m_j = \bar{X}$ — нечеткий центр, $c_j = \varepsilon$ — половина нечеткого основания.

Нечеткие уравнения регрессии при доверительной вероятности $\gamma = 0,95$:

Таблица 3. Доверительные интервалы регрессионной модели определения эквивалентного сопротивления при $\gamma = 0,95$
Table 3. Confidence intervals of regression model for determination of equivalent resistance at $\gamma = 0,95$

Номер коэффициента регрессии The number of regression coefficient	$\bar{O}_{\bar{A}}$	S	ε	$\bar{O}_{\bar{A}} - \varepsilon$	$\bar{O}_{\bar{A}} + \varepsilon$
b_0	5,40	7,40	3,90	1,50	9,30
b_1	4,20	8,20	4,40	-0,20	8,60
b_2	-1,70	9,10	4,80	-6,60	3,10
b_3	-3,90	8,30	4,40	-8,40	0,50
b_4	0,53	9,20	4,90	-4,40	5,40
b_5	0,23	9,30	4,90	-4,70	5,20
b_{12}	-1,30	9,20	4,90	-6,20	3,60
b_{13}	-3,20	8,70	4,60	-7,80	1,40
b_{14}	0,44	9,30	4,90	-4,50	5,40
b_{23}	1,22	9,20	4,90	-3,70	6,10
b_{24}	-0,24	9,30	4,90	-5,20	4,70
b_{34}	-0,42	9,30	4,90	-5,30	4,50
b_{45}	0,95	9,30	4,90	-4,0	5,90

$$\begin{aligned}
 r_{\gamma 1} = & (m_0, c_0) + (m_1, c_1)x_1 + (m_2, c_2)x_2 + \\
 & + (m_3, c_3)x_3 + (m_4, c_4)x_4 + (m_5, c_5)x_5 + \\
 & + (m_{12}, c_{12})x_1x_2 + (m_{13}, c_{13})x_1x_3 + \\
 & + (m_{14}, c_{14})x_1x_4 + (m_{23}, c_{23})x_2x_3 + \\
 & + (m_{24}, c_{24})x_2x_4 + (m_{34}, c_{34})x_3x_4 + \\
 & + (m_{45}, c_{45})x_4x_5 = (5,4; 3,9) + \\
 & + (4,2; 4,4)x_1 + (-1,7; 4,8)x_2 + \\
 & + (-3,9; 4,4)x_3 + (0,53; 4,9)x_4 + \\
 & + (0,23; 4,9)x_5 + (-1,3; 4,9)x_1x_2 + \\
 & + (-1,3; 4,9)x_1x_2 + (-3,2; 4,6)x_1x_3 + \\
 & + (0,44; 4,9)x_1x_4 + (1,22; 4,9)x_2x_3 + \\
 & + (-0,24; 4,9)x_2x_4 + (-0,42; 4,9)x_3x_4 + \\
 & + (0,95; 4,9)x_4x_5
 \end{aligned}
 \quad (7)$$

Уравнение регрессии для вычисления эквивалентного сопротивления с учетом доверительных интервалов (по данным таблицы 3):

$$\begin{aligned}
 r_{\gamma 2} = & (1,5; 9,3) + (-0,2; 8,6)x_1 + (-6,6; 3,1)x_2 + \\
 & + (-8,4; 0,5)x_3 + (-4,4; 5,4)x_4 + \\
 & + (-4,7; 5,2)x_5 + (-6,2; 3,6)x_1x_2 + (-7,8; 1,4)x_1x_3 + \\
 & + (-4,5; 5,4)x_1x_4 + (-3,7; 6,1)x_2x_3 + \\
 & + (-5,2; 4,7)x_2x_4 + (-5,3; 4,5)x_3x_4 + (-4,0; 5,9)x_4x_5
 \end{aligned}$$

В данных уравнениях доверительные интервалы по-

зволяют наглядно показать, что внутри этих интервалов лежат истинные значения коэффициентов регрессии, которые дают наиболее точные значения функций цели.

Далее составляются нечеткие регрессионные модели с доверительной вероятностью $\gamma = 0,9$. Значение квантиля определяем, пользуясь таблицей квантилей распределения Стьюдента [2], для доверительной вероятности $\gamma = 0,9$ и числа степеней свободы $k = n - 1 = 16 - 1 = 15$, следовательно, $t_{\gamma} = 1,75$. Расчет коэффициентов регрессии произведен аналогично по выражениям (3)–(6).

Таким образом, регрессионные зависимости эквивалентного сопротивления при доверительной вероятности $\gamma = 0,9$ имеют следующий вид:

$$\begin{aligned}
 r_{\gamma 3} = & (5,4; 3,2) + (4,2; 3,6)x_1 + (-1,7; 4,0)x_2 + \\
 & + (-3,9; 3,6)x_3 + (0,53; 4,0)x_4 + (0,23; 4,1)x_5 + \\
 & + (-1,3; 4,0)x_1x_2 + (-3,2; 3,8)x_1x_3 + \\
 & + (0,44; 4,0)x_1x_4 + (1,22; 4,0)x_2x_3 + (-0,24; 4,1)x_2x_4 + \\
 & + (-0,42; 4,0)x_3x_4 + (0,95; 4,1)x_4x_5 \\
 r_{\gamma 4} = & (2,16; 8,6) + (0,62; 7,8)x_1 + (-5,7; 2,2)x_2 + \\
 & + (-7,6; 0)x_3 + (-3,5; 4,6)x_4 + (-3,8; 4,3)x_5 + \\
 & + (-5,3; 2,7)x_1x_2 + (-7,0; 0,6)x_1x_3 + \\
 & + (-3,6; 4,5)x_1x_4 + (-2,8; 5,2)x_2x_3 + (-4,3; 3,8)x_2x_4 + \\
 & + (-4,5; 3,6)x_3x_4 + (-3,1; 5,0)x_4x_5
 \end{aligned}$$

Расчет по полученным нечетким регрессионным моделям ведется как и в случае стандартной регрессии. Значения факторов $x_1, x_2, \dots, x_5$ последовательно подставляются в уравнение (7).

$$\begin{aligned}
 r_{\gamma 1c} = & 5,4 + 4,2x_1 - 1,7x_2 - 3,9x_3 + 0,53x_4 + \\
 & + 0,23x_5 - 1,3x_1x_2 - 3,2x_1x_3 + 0,44x_1x_4 + \\
 & + 1,22x_2x_3 - 0,24x_2x_4 - 0,42x_3x_4 + 0,95x_4x_5; \\
 r_{\gamma 1m} = & 3,9 + 4,4x_1 + 4,8x_2 + 4,4x_3 + 4,9x_4 + \\
 & + 4,9x_5 + 4,9x_1x_2 + 4,6x_1x_3 + 4,9x_1x_4 + \\
 & + 4,9x_2x_3 + 4,9x_2x_4 + 4,9x_3x_4 + 4,9x_4x_5; \\
 r_{\gamma 2c} = & 1,5 - 0,2x_1 - 6,6x_2 - 8,4x_3 - 4,4x_4 - \\
 & - 4,7x_5 - 6,2x_1x_2 - 7,8x_1x_3 - 4,5x_1x_4 - \\
 & - 3,7x_2x_3 - 5,2x_2x_4 - 5,3x_3x_4 - 4,0x_4x_5; \\
 r_{\gamma 2m} = & 9,3 + 8,6x_1 + 3,1x_2 + 0,5x_3 + 5,4x_4 + \\
 & + 5,2x_5 + 3,6x_1x_2 + 1,4x_1x_3 + 5,4x_1x_4 + \\
 & + 6,1x_2x_3 + 4,7x_2x_4 + 4,5x_3x_4 + 5,9x_4x_5; \\
 r_{\gamma 3c} = & 5,4 + 4,2x_1 - 1,7x_2 - 3,9x_3 + 0,53x_4 + \\
 & + 0,23x_5 - 1,3x_1x_2 - 3,2x_1x_3 + 0,44x_1x_4 +
 \end{aligned}$$

$$+1,22x_2x_3 - 0,24x_2x_4 - 0,42x_3x_4 + 0,95x_4x_5;$$

$$r_{33m} = 3,2 + 3,6x_1 + 4,0x_2 + 3,6x_3 + 4,0x_4 +$$

$$+ 4,1x_5 + 4,0x_1x_2 + 3,8x_1x_3 + 4,0x_1x_4 +$$

$$+ 4,0x_2x_3 + 4,1x_2x_4 + 4,0x_3x_4 + 4,1x_4x_5;$$

$$r_{34c} = 2,16 + 0,62x_1 - 5,7x_2 - 7,6x_3 - 3,5x_4 -$$

$$- 3,8x_5 - 5,3x_1x_2 - 7,0x_1x_3 - 3,6x_1x_4 -$$

$$- 2,8x_2x_3 - 4,3x_2x_4 - 4,5x_3x_4 - 3,1x_4x_5;$$

$$r_{34m} = 8,6 + 7,8x_1 + 2,2x_2 + 0x_3 + 4,6x_4 +$$

$$+ 4,3x_5 + 2,7x_1x_2 + 0,6x_1x_3 + 4,5x_1x_4 +$$

$$+ 5,2x_2x_3 + 3,8x_2x_4 + 3,6x_3x_4 + 5,0x_4x_5;$$

тров регрессионных уравнений: $\hat{r}_3$ — предсказанные по модели значения функции отклика стандартной регрессионной модели; $\hat{r}_{3m}$ — предсказанные по модели значения центра функции отклика нечеткой и комбинированной регрессионных моделей; $\hat{r}_{3c}$ — предсказанные по модели значения половины разброса функции отклика нечеткой и комбинированной регрессионных моделей; $|\hat{r}_{3m} - r_3|$ — абсолютные значения отклонений предсказанных значений функции отклика от исходных данных для стандартной регрессионной модели; $|\hat{r}_{3c} - r_3|$ — абсолютные значения отклонений предсказанных значений функции отклика от исходных данных для нечеткой и комбинированной регрессионных моделей; r_3 — действительные значения функции отклика; δ_R — погрешность вычислений значений функции отклика от исходных данных для нечеткой и комбинированной регрессионных моделей.

Выводы

В таблице 4 представлены результаты расчета парамет-

Исходная информация о зависимом переменном — экви-

Таблица 4. Результаты расчета параметров регрессионных моделей эквивалентного сопротивления

Table 4. The results of calculating the parameters of regression models of equivalent resistance

r_3	Стандартная регрессия Standard regression			Результаты расчета регрессионных моделей при $\gamma = 0,9$ The results of the calculation of the regression models for $\gamma = 0.9$						
				Комбинированная регрессия Combined regression			Нечеткая регрессия Fuzzy regression			
	$\hat{r}_3$	$ \hat{r}_3 - r_3 $	$\delta_R, \%$	$\hat{r}_{31m}$	$\hat{r}_{31c}$	$ \hat{r}_{31m} - r_3 $	$\hat{r}_{32c}$	$\hat{r}_{32m}$	$ \hat{r}_{32m} - r_3 $	$\delta_R, \%$
9,32	9,32	0	0	9,32	0,50	0	9,80	8,80	0,50	5,35
5,87	6,87	1,0	17,10	6,87	43,0	1,0	51,0	55,0	45,0	762,0
1,12	2,08	3,20	28,60	2,08	6,20	3,20	3,10	9,20	4,30	381,0
12,60	10,9	1,66	13,20	10,9	0,60	1,66	22,0	6,50	9,90	78,40
3,42	3,06	0,36	10,40	3,06	9,60	0,36	9,0	1,40	5,60	163,0
2,37	-1,11	3,48	14,70	-1,11	17,0	3,48	9,10	13,0	6,70	283,0
5,57	5,14	0,44	7,84	5,14	3,40	0,44	2,0	4,90	3,60	63,70
8,53	4,70	3,83	44,9	4,70	5,0	3,83	8,70	19,0	0,10	1,48
5,16	5,16	0	0	5,16	8,40	0	6,90	9,90	1,70	33,70
9,89	9,12	0,77	7,79	9,12	5,40	0,77	19,0	8,10	9,0	90,50
r_3	Стандартная регрессия Standard regression			Результаты расчета регрессионных моделей при $\gamma = 0,9$ The results of the calculation of the regression models for $\gamma = 0.9$						
				Комбинированная регрессия Combined regression			Нечеткая регрессия Fuzzy regression			
	$\hat{r}_3$	$ \hat{r}_3 - r_3 $	$\delta_R, \%$	$\hat{r}_{33m}$	$\hat{r}_{33c}$	$ \hat{r}_{33m} - r_3 $	$\hat{r}_{34c}$	$\hat{r}_{34m}$	$ \hat{r}_{34m} - r_3 $	$\delta_R, \%$
9,32	9,32	0	0	9,32	0,40	0	9,70	8,90	0,41	4,39
5,87	6,87	1,0	17,10	6,87	35,0	1,0	41,0	45,0	35,30	602,0
1,12	2,08	3,20	28,60	2,08	5,10	3,20	2,0	8,10	3,17	282,0
12,6	10,90	1,66	13,20	10,90	0,50	1,70	21,0	8,0	8,44	67,10
3,42	3,06	0,36	10,40	3,06	7,90	0,40	8,0	0,50	4,63	136,0
2,37	-1,11	3,48	14,70	-1,11	14,0	3,50	7,10	11,0	4,69	198,0
5,57	5,14	0,44	7,84	5,14	2,80	0,40	1,40	4,30	4,17	74,70
8,53	4,70	3,83	44,90	4,70	4,10	3,80	9,50	18,0	1,02	12,0
5,16	5,16	0	0	5,16	6,90	0	5,40	8,40	0,25	4,76
9,89	9,12	0,77	7,79	9,12	4,40	0,80	18,0	9,0	7,99	80,80

валентном сопротивлении r_3 задается детерминированно, что позволяет осуществить построение как стандартной регрессионной модели, так и нечетких регрессионных моделей. Центральная линия регрессии комбинированного метода совпадает со стандартной линией регрессии, о чем свидетельствует равенство коэффициентов регрессии в уравнениях стандартной регрессии с коэффициентами, обозначающими выборочные средние значения. Однако наличие уравнений, содержащих доверительные интервалы, позволяет учесть вариант с неопределенной исходной информацией. Таким образом, если невозможно точно определить коэффициенты регрессии, можно указать интервал, в котором находятся точные значения, что уже существенно облегчает расчеты. Кроме того, снижение надежности γ приведет к сужению доверительного интервала, а, следовательно, и к увеличению точности оценки [10].

Наиболее точные расчеты коэффициентов регрессии позволяют осуществлять стандартные и комбинированные регрессионные модели. Нечеткие модели — наметить диапазон изменения коэффициентов регрессии.

Определенную роль играет и число независимых экспериментов, которое составляет число степеней свободы. Число степеней свободы влияет на величину ϵ , которая характеризует точность оценки. Таким образом, в случае одинаковой доверительной вероятности увеличение числа опытов приведет к увеличению числа степеней свободы, что, в свою очередь, позволяет сузить доверительный интервал, и, следовательно, точнее приблизиться к истинному значению коэффициентов регрессии, что особенно важно при нечеткой исходной информации.

Список использованных источников

1. Шпиганович А. Н., Шпиганович А. А., Зацепин Е. П. Особенности функционирования многоуровневых систем электроснабжения. Вести высших учебных заведений Черноземья 2018; 3(53): 12–24.
2. Письменный Д. Т. Конспект лекций по теории вероятностей и математической статистике. – М.: Айрис-пресс 2014; 256.
3. Кудрин Б. И. Расчет электрических нагрузок потребителей: история, состояние, комплексный метод. Промышленная энергетика 2015; (5): 14–22.
4. Жежеленко И. В., Кротков Е. А., Степанов В. П. Методы вероятностного моделирования в расчетах характеристик электрических нагрузок потребителей. – 3-е изд., перераб. и доп. – М.: Энергоатомиздат 2017; 256.
5. Справочник по общим моделям анализа и синтеза надежности систем энергетики. Т.1/ Под ред. Ю. Н. Руденко. – М.: Энергоатомиздат 2013; 462.
6. Грачева Е. И., Наумов О. В. Оценка точности расчета электрических нагрузок промышленных предприятий. Вести высших учебных заведений Черноземья 2018; 3(53): 3–12.

7. Грачева Е. И., Юсупов А. Р. Расчет экономии электроэнергии в системах промышленного электроснабжения. Электрооборудование. Эксплуатация и ремонт 2014; (6): 52–57.

8. Надтока И. И. Предельные законы распределения для взаимной корреляции нагрузок электроприемников. Известия высших учебных заведений. Электромеханика 2014; (6): 10–13.

9. Вошинин А. П., Акматбеков Р. А. Оптимизация по регрессионным моделям и планирование эксперимента. – Бишкек: Илим 2015; 164.

10. Fedorov O. V. Assessment of influence parameters of electric equipment at a size of losses the electric power in intrafactory networks of low voltage. 2nd International Conference on Industrial Engineering, Applications and Manufacturing, ICIEAM 2016; South Ural State University Chelybinsk; Russian Federation; May 19–20. 2016. Category number CFP16F42-ART. DOI: 10.1109/ICIEAM.2016.7911463.

References

1. Shpiganovich A. N., Shpiganovich A. A., Zatspein E. P. Features of the functioning of multi-level power supply systems. News of the higher educational institutions of the Black Soil Region 2018; 3(53): 12–24. (In Russ.)
2. Pis'mennyy D. T. Summary of lectures on probability theory and mathematical statistics. – M.: Iris-press 2014; 256. (In Russ.)
3. Kudrin B. I. Calculation of electrical loads of consumers: history, state, complex method. Industrial energy 2015; (5): 14–22. (In Russ.)
4. Zhezhenko I. V., Krotkov E. A., Stepanov V. P. Methods of probabilistic modeling in calculating the characteristics of electrical loads of consumers. – 3rd ed., Pererab. and additional. – M.: Energoatomizdat 2017; 256. (In Russ.)
5. Reference book on the general models of the analysis and synthesis of the reliability of energy systems. Vol.1 / Ed. Yu. N. Rudenko. – M.: Energoatomizdat 2013; 462. (In Russ.)
6. Gracheva E. I., Naumov O. V. Assessment of the accuracy of the calculation of electrical loads of industrial enterprises. News of the higher educational institutions of the Black Soil Region 2018; 3(53): 3–12. (In Russ.)
7. Gracheva E. I., Yusupov A. R. Calculation of energy savings in industrial power systems. Electrical equipment. Maintenance and repair 2014; (6): 52–57. (In Russ.)
8. Nadтока I. I. Limit distribution laws for mutual correlation of loads of electrical receivers. News of higher educational institutions. Electromechanics 2014; (6): 10–13. (In Russ.)
9. Voshchinin A. P., Akmatbekov R. A. Optimization by regression models and experiment planning. – Bishkek: Ilim 2015; 164. (In Russ.)
10. Fedorov O. V. Assessment of influence parameters of electric equipment at a size of losses the electric power in intrafactory networks of low voltage. 2nd International Conference on Industrial Engineering, Applications and Manufacturing, ICIEAM 2016; South Ural State University Chelybinsk; Russian Federation; May 19–20. 2016. Category number CFP16F42-ART. DOI: 10.1109/ICIEAM.2016.7911463. (In Eng.)