Белоусов А.В., канд. техн. наук, доц.,
Кошлич Ю.А., м. н. с.,
Гребеник А.Г., магистрант
Белгородский государственный технологический университет им. В.Г. Шухова

МОДЕЛЬ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ИЗМЕНЯЮЩИХСЯ КЛИМАТИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ

iitusnik@gmail.com

В статье рассматривается методика построения модели распределения изменяющихся параметров окружающей среды на основе статистической информации о климатических параметрах. Предлагается подход, основанный на экспериментально-статистических методах и методах пассивного эксперимента. Разработанная модель отличается выбором степени полиномов регрессии минимизацией комбинированной функции цели на основе среднеквадратического отклонения и квадратичной оценки.

Ключевые слова: *модель, климат, окружающая среда, инсоляция, регрессия, пассивный эксперимент, оптимизация.*

Введение. Важным аспектом при анализе, моделировании, а также расчете энергетических показателей источников возобновляемой энергии, таких как солнечные энергоустановки, является модель распределения изменяющихся параметров окружающей среды [1]. Разработка модели, как правило, обусловливается необходимостью представления о характере и значениях основных возмущающих воздействий, таких как интенсивность солнечного излучения, температура наружного воздуха и др. Окружающая среда, как и все природные явления, с точки зрения математического представления, является сложным нестационарным объектом с распределенными параметрами, зависящими от множества факторов. Как правило, достаточно сложно учесть все зависимости и факторы, поэтому при моделировании окружающей среды прибегают к определенным упрощениям и допущениям, пренебрегая некоторыми климатическими параметрами. Разработке математических моделей окружающей среды, описывающих характер изменения климатических параметров, посвящено достаточно много работ. Анализ отечественной и зарубежной литературы позволил сделать вывод, что представленные методики моделирования имеют в большинстве случаев частный характер, т. е. применимы для условий в данной географической местности и требуют достаточно большого объема информации о распределении климатических параметров во времени [2–5].

Совершенным средством математического описания сложного объекта или явления являются экспериментально-статистические методы, которые основаны на обработке экспериментального материала, собранного непосредственно на действующем объекте. Поскольку нет возможности активного воздействия на изучаемые процессы и явления, которые происходят в окружающей среде, возможен лишь пассивный способ накопления экспериментального материала, который требует значительных трудозатрат и удлиняет время экспериментирования [6]. Экспериментально-статистические методы математического описания, безусловно, не претендуют на какую-то подмену общепринятых методов научных исследований, но математическое описание, найденное экспериментально-статистическими методами, имеет простой вид и может быть легко использовано для управления процессом.

Основная часть. При помощи автоматизированной системы диспетчерского управления распределенными энергоресурсами Белгородского государственного технологического университета им. В. Г. Шухова [7, 8] и программного обеспечения Meteonorm v.7 получена статистическая информация о распределении основных климатических параметров во времени за несколько лет (2010–2013гг.).

Как правило, при построении модели по статистическим данным встает вопрос о количестве экспериментов, которые необходимо провести, чтобы с максимальной надежностью можно было судить о главных характеристиках распределения полученных данных [9]. В первую очередь, необходимо определить точность измерения экспериментальных замеров при натурных исследованиях δ. Затем необходимо найти среднеквадратические отклонения исследуемых климатических параметров σ по формуле [11, 12]:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} p_i\left(q_i(\tau) - \overline{q(\tau)}\right)}{n}}, \qquad (1)$$

где n – число опытных, предварительных измерений; $q_i(\tau)$ – значение i-го измерения (инсоляции или температуры наружного воздуха) в мо-

мент времени τ; $\overline{q(\tau)}$ – среднее арифметическое измерений (инсоляции или температуры наружного воздуха) в одинаковые моменты времени (например, в одинаковое время суток); p_i – количество одинаковых измеренных параметров.

Тогда количество экспериментов N, необходимых для построения адекватной статистической модели можно определить по формуле

$$N = \frac{U_{\text{кр}}^2 \sigma^2}{\delta^2}, \quad (2)$$

где $U_{\text{кр}} = F(\Phi_{\text{кр}})$ – значение критической области F-распределения [10].

$$\Phi_{\text{кр}} = \frac{1-\alpha}{2}, \quad (3)$$

где α – уровень значимости.

На основании формулы (2) при уровне значимости $\alpha = 0{,}05$ для построения модели распределения инсоляции во времени достаточно проведения трех опытов, т.е. необходима статистическая информация, собранная в течение трех лет.

Аппарат корреляционного и регрессионного анализов позволяет получить математическое описание объекта в виде полинома заданного вида, связывающего входные и выходные параметры. Необходимо рассмотреть зависимость некоторой случайной переменной величины, например инсоляции q, от другой переменной величины τ. На Рис. 1 экспериментальные данные перенесены на координатную плоскость и представлены в виде так называемого поля корреляции: каждому наблюдению из таблицы будет соответствовать определенная точка на поле корреляции.

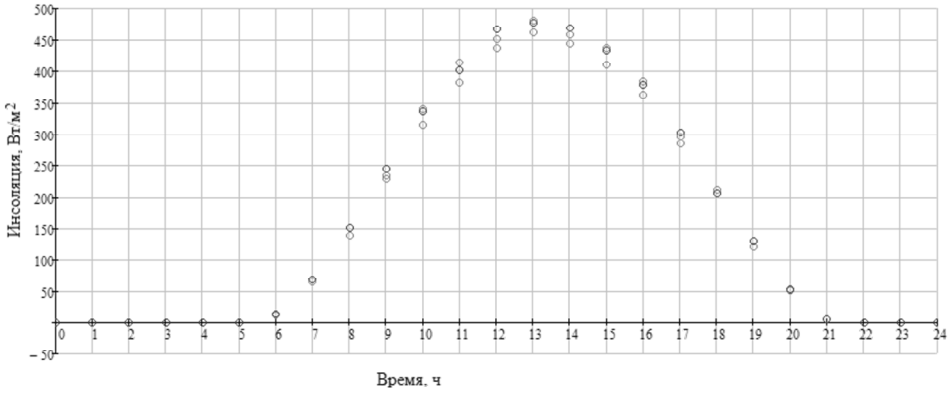

Рис. 1. Поле корреляции величины инсоляции и времени суток: точками отмечены среднечасовые значения инсоляции в июне 2011-2013гг.

На Рис. 2 представлено трансформированное поле корреляции, когда диапазон τ разбивается на равные отрезки $\Delta\tau_i$, а все попавшие в интервал точки относятся к середине этого интервала τ_i. Исходя из общих соображений, дискретность величины $\Delta\tau_i$ выбрана в размере 1ч. Отрезками прямых соединены частные средние арифметические $\overline{q_i}$ для каждого момента времени τ_i. Расчет $\overline{q_i}$ осуществляется с помощью зависимости [6]

$$\overline{q_i} = \frac{\sum_{k=1}^{r_i} q_{ik}}{r_i}, \quad (4)$$

где r_i – общее число точек, оказавшихся в интервале $\Delta\tau_i$, т.е. соотнесенных к τ_i, причем

$$\sum r_i = N, \quad (5)$$

где N – общее число наблюдений.

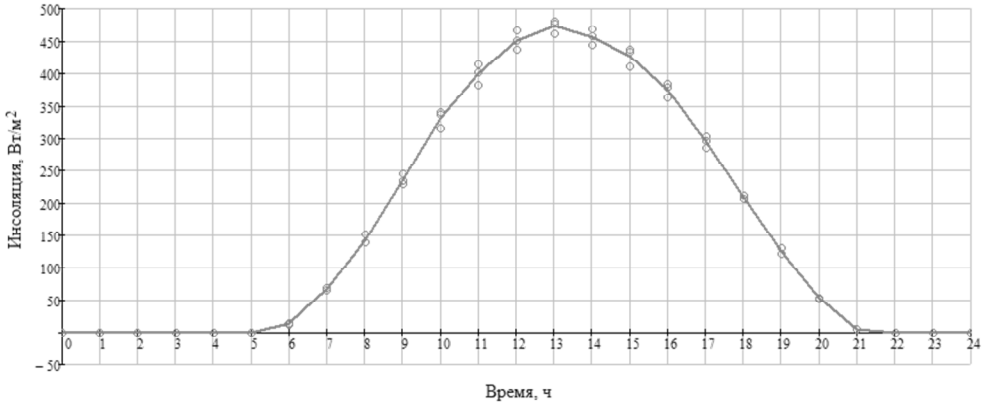

Рис. 2. Трансформированное поле корреляции величины инсоляции и времени суток: точками отмечены наблюдения; отрезки ломаной линии соединяет частные средние арифметические

Полученная ломаная линия является эмпирической линией регрессии инсоляции по времени, которая показывает, как в среднем изменяется q с течением времени. Нахождение предельной линии регрессии, составляет задачу корреляционного анализа, которая решается способом наименьших квадратов. Если для каждого фиксированного значения τ_i величина q нормально распределена, то наилучшие оценки для коэффициентов уравнения линии регрессии обеспечиваются при достижении условия [6]

$$\sum_{i=1}^{N}\left[\overline{q}_i - q_{pi}\right]^2 \to min, \qquad (6)$$

т.е. сумма квадратов отклонений экспериментальных значений от значений $q_{pi} = q_p(\tau_i)$, вычисляемых по уравнению

$$q_p(\tau) = \sum_{i=0}^{n} a_i \tau^i \qquad (7)$$

должна быть наименьшей. Выражение (7) определяет полином регрессии степени n с искомыми коэффициентами a_i. При поиске уравнения регрессии встает вопрос о выборе степени полинома n, которая в первую очередь влияет среднеквадратическое отклонение. Кроме того, стоит принимать во внимание тот факт, что значение инсоляции в течение нескольких часов может принимать нулевое значение и оценка СКО расчетных данных в эти промежутки времени является неадекватной, т.к. в реперных точках она может быть мала, а значение функции на интервалах между этими точками может в значительной степени отклоняться от реальных показателей. В ходе разработки модели решалась задача оптимизации полинома регрессии минимизацией комбинированной функции цели:

$$\alpha\sigma + \beta\chi \to \min_n |0 < n < N, \qquad (8)$$

где α и β – весовые коэффициенты; N – общее число наблюдений; σ – СКО; χ – квадратичная оценка, определяемая по формуле

$$\chi = \int_0^{\tau_{min}^0} q_p(\tau)d\tau + \int_{\tau_{max}^0}^{24} q_p(\tau)d\tau, \qquad (9)$$

где τ_{min}^0 и τ_{max}^0 – значение соответственно минимального и максимального времени в часах с ненулевым значением удельного потока инсоляции.

Задача поиска оптимального значения степени аппроксимационного полинома решалась с применением численных методов на основе программного обеспечения MathCad. На Рис. 3 представлен пример графика распределения СКО для рассматриваемого случая в зависимости от степени аппроксимационного полинома.

Распределение квадратичной оценки в зависимости от степени аппроксимационного полинома представлено на Рис. 4. Таким образом, оптимальное значение степени полинома касательно рассматриваемого случая (среднечасовое распределение инсоляции в июне для Белгородской области) $n = 11$. Коэффициенты аппроксимационного полинома методом наименьших квадратов могут быть найдены функцией regress() программного обеспечения MathCad.

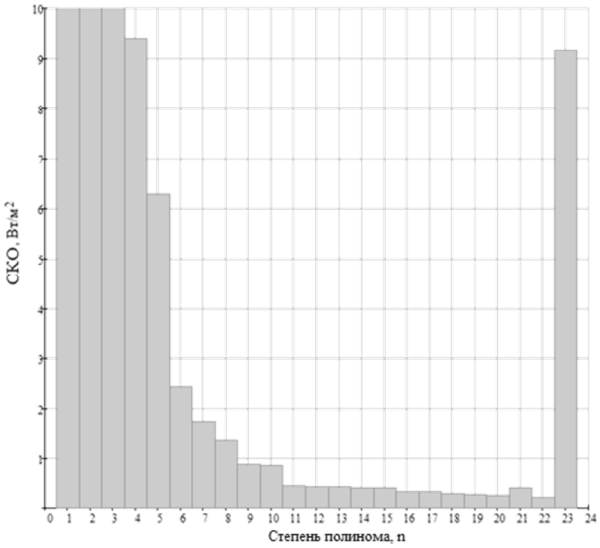

Рис. 3. Зависимость СКО от степени аппроксимационного полинома

К примеру, закон изменения инсоляции в июне может быть представлен в виде функциональной зависимости, удовлетворяющей условию (6)

$$q_6(\tau) = 7{,}693 \cdot 10^{-9}\tau^{11} - 1{,}025 \cdot 10^{-6}\tau^{10} + 5{,}872 \cdot 10^{-5}\tau^9 + \\ -1{,}889 \cdot 10^{-3}\tau^8 + 0{,}037\tau^7 - 0{,}464\tau^6 + 3{,}592\tau^5 - 16{,}476\tau^4 + \\ +41{,}833\tau^3 - 51{,}986\tau^2 + 23{,}404\tau + 0{,}029. \qquad (10)$$

При аппроксимации распределения инсоляции найденным полиномом СКО составит 0,452 Вт/м^2. Максимальное отклонение от экспериментальных данных составит 4,006 Вт/м^2. График функции $q_6(\tau)$ представлен на Рис. 5. Принимая во внимания нулевые значения реального распределения инсоляции во времени и необходимости программной реализации полученной модели на микропроцессорной технике в техническом исполнении системы автоматического управления, $q(\tau)$ можно представить в виде:

$$q(\tau) = \begin{cases} 0,\ 0 \le \tau < \tau_{min}^0; \\ \sum_{i=0}^{n} a_i \tau^i, \tau_{min}^0 \le \tau < \tau_{max}^0; \\ 0,\ \tau_{max}^0 \le \tau < 24, \end{cases} \qquad (11)$$

что позволит минимизировать СКО не менее чем на 5 %.

Необходимость минимизации квадратичной оценки χ не отпадает, поскольку именно она определяет характер поведения аппроксимирующей функции на пред нулевых интервалах. График трансформированной функциональной зависимости $q(\tau)$ для июня представлен на Рис. 6.

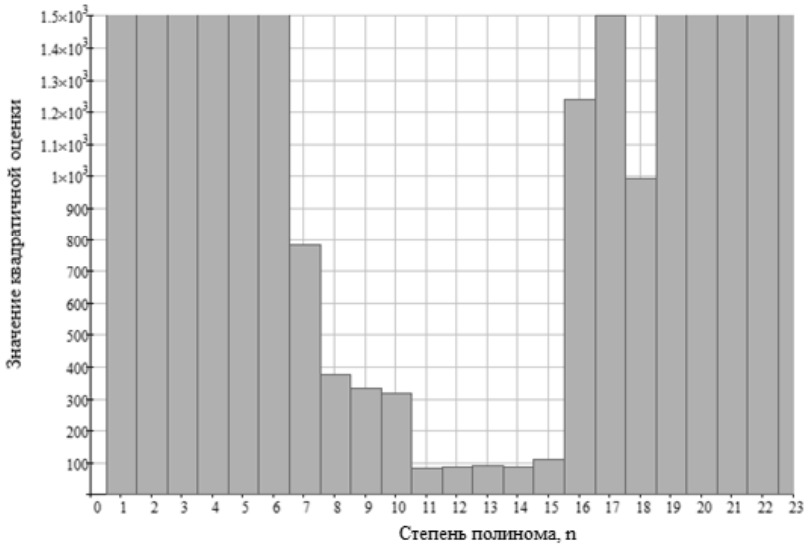

Рис. 4. Распределение квадратичной оценки

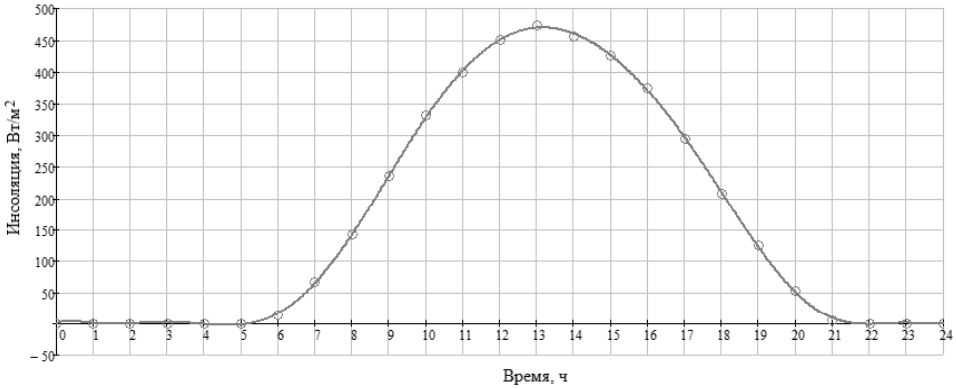

Рис. 5. Аппроксимация распределения инсоляции во времени полиномом 11-й степени

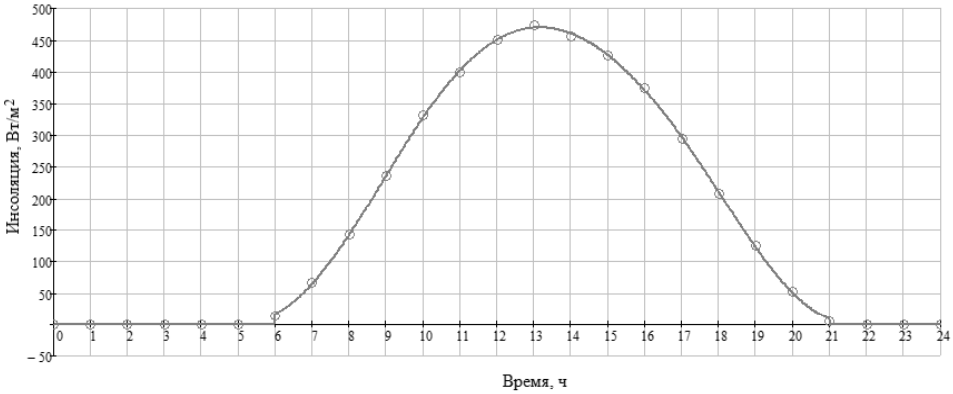

Рис. 6. График трансформированной функции распределения инсоляции во времени

Выводы. Таким образом, использование представленной методики позволяет оптимизировать нахождение аппроксимирующей функции по комбинированному критерию (при минимальных значениях суммы СКО и квадратичной оценки) при построении модели. Изложенный алгоритм можно достаточно эффективно применять при моделировании других параметров, например, таких как температура наружного воздуха и др. Применение предложенного подхода позволяет повысить степень соответствия модели реальным процессам до 5 % по сравнению с типовыми методами. Полученная модель позволяет минимизировать максимальные отклонения расчетных значений интенсивности солнечного излучения от эксперимен-

тальных данных до 12,177 Вт/м^2 (не более 5 % при СКО 0,939 Вт/м^2).

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Белоусов А.В., Глаголев С.Н., Кошлич Ю.А. Математическое моделирование системы горячего водоснабжения зданий с пиковым теплоисточником на основе гелиоустановки // Информационные системы и технологии. 2013. № 6 (80). С. 16–23.

2. Рабинович М.Д. Анализ методов представления климатической информации в расчетах теплового баланса // Современные методы проектирования инженерного оборудования. Киев: Госгражданстрой, 1975. № 3. С. 48–58.

3. Petric W.R. Determining typical weather for use in solar energy simulations // Solar energy. 1978. Vol. 21. № 1. P. 55–59.

4. Харченко Н.В., Никифоров В.А. Стохастическая модель климатических данных для расчета гелиосистем // Гелиотехника. 1982. № 1. С. 53–58.

5. Валов М.И., Казанджан Б.И. Использование солнечной энергии в системах теплоснабжения: монография. М.: Изд-во МЭИ, 1991. 140с.

6. Солодовников В.В.. Техническая кибернетика. Теория автоматического регулирования. Книга 2. Анализ и синтез линейных непрерывных и дискретных систем автоматического регулирования. Колл. авторов. Под ред. д-ра техн. наук, проф. В. В. Солодовникова. М.: Машиностроение, 1967. 682 с.

7. Белоусов А.В., Глаголев С.Н., Кошлич Ю.А., Быстров А.Б. Web-интерфейс системы диспетчеризации распределенных объектов электропотребления // Инновации на основе информационных и коммуникационных технологий. 2012. № 1. С. 325–328.

8. Нестерова Н.В., Ковалева Е.Г., Васюткина Д.И. интеллектуальные управляющие системы, как составная часть системы оперативного управления жизнеобеспечением и комплексной безопасностью образовательных учреждений // Вестник Белгородского государственного технологического университета им. В.Г. Шухова. 2014. № 4. С. 168–172.

9. Грановский В.А., Сырая Т.Н. Методы обработки экспериментальных данных при измерениях. Л: Энергоатомиздат, 1990. 287 с.

10. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. Пособие для вузов. 9-е изд., стер. М.: Высш. шк., 2003. 479 с.

11. Бронштейн И.Н., Семендаев К.А. Справочник по математике. Лейпциг: Тойнберг, М.: Наука, 1981. 714 с.

12. Виноградов Ю.С. Математическая статистика и ее приложение в текстильной и швейной промышленности // Легкая индустрия. М.: 1970. 312 с.

Belousov A.V., Koshlich Y.A.,Grebenik A.G.

THE TIME DISTRIBUTION ENVIROMENTAL PARAMETERS MODEL

The article show the method of building a model for monitoring the changing environmental parameters on the basis of statistical information on the distribution of climatic parameters in time. An approach based on experimental and statistical methods, planning and optimization of passive experiment regression polynomial in the quadratic error.

Key words: *model, climate, environment, insolation, regression, passive experiment, optimization.*

Белоусов Александр Владимирович, кандидат технических наук, доцент кафедры электроэнергетики и автоматики.
Белгородский государственный технологический университет им. В.Г. Шухова.
Адрес: Россия, 308012, Белгород, ул. Костюкова, д. 46.
E-mail:ntk@intbel.ru

Кошлич Юрий Алексеевич, младший научный сотрудник кафедры электроэнергетики и автоматики.
Белгородский государственный технологический университет им. В.Г. Шухова.
Адрес: Россия, 308012, Белгород, ул. Костюкова, д. 46.
E-mail: koshlich@yanderx.ru

Гребеник Артём Григорьевич, ассистент, кафедры электроэнергетики и автоматики, магистрант кафедры технической кибернетики.
Белгородский государственный технологический университет им. В.Г. Шухова.
Адрес: Россия, 308012, Белгород, ул. Костюкова, д. 46.
E-mail: iitusnik@gmail.com