

Марковская модель надежности ветроэлектростанции¹

Markov reliability model of a wing farm

Иткин В.Ю.

Victor Yu. Itkin

РГУ нефти и газа (НИУ) имени И.М. Губкина, Москва, Российская Федерация

Gubkin Russian State University of Oil and Gas, Moscow, Russian Federation

itkin.v@gubkin.ru



Иткин В.Ю.

Резюме. Построена марковская модель надежности ветровой электростанции на примере станции на острове Анхольт, Дания. Вычислены показатели надежности оборудования одной турбины как функции скорости ветра. На основании часовых измерений скорости ветра и объема потребленной электроэнергии оценены длительности периодов удовлетворенного и неудовлетворенного спроса. Установлено, что распределения этих периодов можно приблизить смесью экспоненциальных распределений. Процесс функционирования станции приближается марковским процессом с 5-ю состояниями и непрерывным временем. В итоге получены оценки нестационарной и стационарной вероятностей того, что спрос на электроэнергию будет удовлетворен за счет энергии ветра.

Abstract. A Markov model of wind farm reliability based on the example of the station on the island of Anholt, Denmark, is constructed. Reliability indexes of equipment of one turbine as a function of wind velocity are calculated. Based on hourly measurements of wind speed and electricity consumption, the durations of periods of satisfied and unsatisfied demand are estimated. It is found that the distributions of these periods can be approximated by a mixture of exponential distributions. The plant operation process is approximated by a Markov process with 5 states and continuous time. As a result, estimates of non-stationary and stationary probabilities of electricity demand being met by wind power are obtained.

Ключевые слова: ветропарк, надежность, доступность, экспоненциальное распределение смеси, марковская модель.

Keywords: wind farm, reliability, availability, exponential mixture distribution, Markovian model

Для цитирования: Иткин В.Ю. Марковская модель надежности ветроэлектростанции // Надежность. 2023. №3. С. 28-37. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-3-28-37>

For citation: Itkin V.Yu. Markov reliability model of a wing farm. Dependability 2023;3:28-37. <https://doi.org/10.21683/1729-2646-2023-23-3-28-37>

Поступила: 02.04.2023 / **После доработки:** 06.07.2023 / **К печати:** 15.09.2023

Received on: 02.04.2023 / **Revised on:** 06.07.2023 / **For printing:** 15.09.2023

1. Введение

Доля возобновляемых источников на рынке электроэнергии постоянно растет, однако, на текущем этапе развития они не могут гарантированно обеспечить электроснабжение потребителей. Возобновляемые источники энергии зависят от достаточно существенных случайных факторов, таких, как скорость ветра или интенсивность инсоляции. В связи с этим необходимо использовать комбинированные системы электроснабжения, сочетающие как традиционные, так и возобновляемые источники энергии.

Изучение надежности таких систем позволяет оценить, какой запас мощности традиционных источников энергии необходимо иметь для покрытия дефицита в случае недостаточной выработки возобновляемых ис-

точников энергии. При этом необходимо учитывать и обычные отказы оборудования.

В данной работе в качестве примера мы рассматриваем одну из самых мощных ветроэнергетических станций – станцию на острове Анхольт, Дания. Станция построена в 2013 году, она состоит из 111 ветроэнергетических установок Siemens Gamesa Renewable Energy, SWT 3.6-120, максимальная мощность каждой из них равна 3,6 МВт. Вся станция может вырабатывать до 400 МВт, что составляет около 2,7 % потребности Дании в электроэнергии.

В литературе имеются многочисленные исследования моделей надежности ветровых электростанций и комбинированных систем энергетики.

В [1] исследуется марковская модель комбинированной электростанции с учетом надежности газовых

¹ Оригинальная статья опубликована: Victor Yu. Itkin. "MARKOV RELIABILITY MODEL OF A WIND FARM" Reliability: Theory & Applications, vol. 16, no. 4 (65), 2021, pp. 44-57. doi:10.24412/1932-2321-2021-465-44-57

и тепловых сетей, оценивается надежность поставок энергии для малого бизнеса в Германии в течение стандартного выходного дня. В [2] оцениваются оптимальные параметры комбинированной электростанции, состоящей из газовых и ветровых генераторов. Энергия ветра учитывается с помощью плотности вероятностей, оценка которой не вошла в эту статью. В [3, 4, 5] рассматриваются различные модели надежности ветровой электростанции, учитывающие зависимость интенсивностей отказов от скорости ветра. Значения скорости ветра моделируются методом Монте-Карло [3, 4] или с помощью марковских цепей [5]. В [6] показатели надежности станции вычисляются с помощью производящих функций. В [7] вырабатываемая мощность ветровой станции оценивается с помощью кубической модели, а скорость ветра аппроксимируется распределением Гнеденко-Вейбулла. Параметры распределения оцениваются по статистическим данным, причем измерения считаются независимыми, т.е. корреляционная структура последовательных измерений не учитывается. Корреляционная структура последовательных измерений скорости ветра учитывается в [8, 9] и др., где рассматриваются задачи краткосрочного прогнозирования скорости ветра на основе нейросетевых моделей, моделей ARIMA и др. Точность таких прогнозов невелика, поэтому мы строим прогноз вырабатываемой мощности только на основе реальных метеорологических данных. В [10, 11] представлены результаты статистического анализа зависимости показателей надежности оборудования ветротурбин от скорости ветра.

Модели, приведенные в некоторых из перечисленных статей, применяются в нашей работе при обработке большого объема статистических данных для конкретного объекта – станции Анхольт. В результате были выявлены статистические закономерности, позволившие построить марковскую модель и оценить показатели надежности станции.

Статья организована следующим образом. В разделе 2 оцениваются показатели надежности оборудования одной турбины в зависимости от скорости ветра. В разделе 3 исследуются данные и математические модели для оценки спроса на электроэнергию и возможности станции по ее производству. Там же представлена марковская модель функционирования станции и оценки показателей ее надежности. В разделе 4 кратко суммируются результаты исследования.

2. Надежность оборудования одной турбины

Вначале оценим показатели надежности оборудования станции. Для этого достаточно рассмотреть одну произвольную турбину. В качестве основного показателя надежности будем рассматривать стационарный коэффициент готовности:

$$K = \frac{T}{T + R},$$

где T – среднее время работы между отказами, R – среднее время ремонта.

Табл. 1. Среднее количество отказов в год $\bar{\lambda}_r$, 1/год

Элемент \ Тип отказа	Замена	Капитальный ремонт	Мелкий ремонт	Нет данных о затратах
Лопасты	0,001	0,010	0,456	0,053
Автоматические выключатели / реле	0,002	0,054	0,326	0,048
Элементы управления	0,001	0,054	0,355	0,018
Электрические компоненты	0,002	0,016	0,358	0,059
Коробка передач	0,154	0,038	0,395	0,046
Генератор	0,095	0,321	0,485	0,098
Смазка/масло/охлаждающая жидкость	0	0,006	0,407	0,058
Нагреватели / охладители	0	0,007	0,190	0,016
Центр	0,001	0,038	0,182	0,014
Другие компоненты	0,001	0,042	0,812	0,150
Крепеж	0,001	0,179	0,824	0,072
Блок питания	0,005	0,081	0,076	0,018
Насосы/двигатели	0	0,043	0,278	0,025
Безопасность	0	0,004	0,373	0,015
Датчики	0	0,070	0,247	0,029
Пункты обслуживания	0	0,001	0,108	0,016
Корпус/фундамент	0	0,089	0,092	0,004
Преобразователь	0,001	0,003	0,052	0,009
Поворотная система	0,001	0,006	0,162	0,020

В [10] установлено, что интенсивности отказов ветроэнергетической установки линейно зависят от скорости ветра в диапазоне скоростей $W=7-11$ м/с, однако экстраполяция этой зависимости на более широкий диапазон реальных скоростей ветра в районе острова Анхольт приводит к неправдоподобным результатам – прогноз интенсивности отказов для малых скоростей становится отрицательным (рис. 1). Естественно предположить, что при простое оборудование не отказывает, т.е. при нулевой скорости ветра интенсивность отказов также должна быть равна нулю. Эти соображения приводят нас к квадратичной модели без свободного члена:

$$\lambda(W) = b_1 W + b_2 W^2, \quad (1)$$

где $\lambda(W)$ – интенсивность отказов, 1/год, $b_1=0,353$ с/(год×м) и $b_2=0,0868$ с²/(год×м²) – коэффициенты модели, полученные методом наименьших квадратов. Рис. 1 показывает, что эта модель в диапазоне скоростей 7–11 м/с практически не отличается от линейной.

В [10] также приведены оценки среднего количества отказов (табл. 1) и средних времен ремонта различного оборудования ветряной турбины (табл. 2).

Интенсивности отказов оборудования также зависят от скорости ветра, как и интенсивности отказов всей турбины. Если предположить, что эта зависимость имеет вид (1), то ее можно оценить с помощью пропорциональной модели:

$$\lambda_i(W) = \frac{\bar{\lambda}_i}{\sum_k \bar{\lambda}_k} \lambda(W).$$

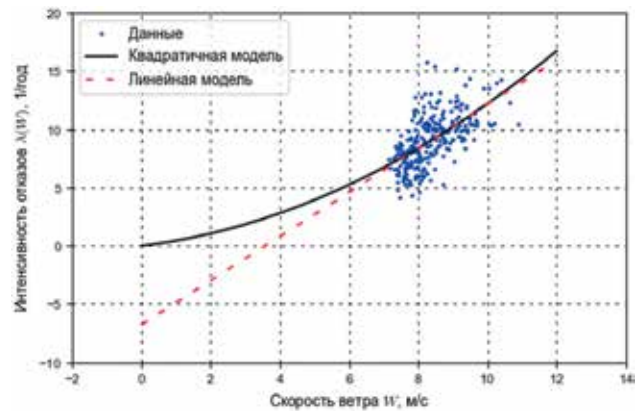


Рис. 1. Зависимость интенсивности отказов от скорости ветра

Предположим, что отказы оборудования независимы. Тогда одновременные отказы различных элементов маловероятны, ими можно пренебречь. Следовательно, среднее время ремонта всей установки можно вычислить по формуле полной вероятности:

$$R = \sum_k R_k p_k,$$

где p_k – условная вероятность отказа именно k -го элемента при условии, что произошел какой-то отказ. Эту вероятность можно оценить как параметр распределения Бернулли:

$$p_k = \frac{\lambda_k(W)}{\sum_i \lambda_i(W)} = \frac{\bar{\lambda}_k}{\sum_i \bar{\lambda}_i}.$$

Табл. 2. Среднее время ремонта R , ч

Элемент \ Тип отказа	Замена	Капитальный ремонт	Мелкий ремонт	Нет данных о затратах
Лопасты	288	21	9	28
Автоматические выключатели / реле	150	19	4	5
Элементы управления	12	14	8	17
Электрические компоненты	18	14	5	7
Коробка передач	231	22	8	7
Генератор	81	24	7	13
Смазка/масло/охлаждающая жидкость	–	18	4	3
Нагреватели / охладители	–	14	5	5
Центр	298	40	10	8
Другие компоненты	36	21	5	8
Крепеж	25	19	9	17
Блок питания	57	14	7	10
Насосы/двигатели	–	10	4	7
Безопасность	–	2	2	2
Датчики	–	6	8	8
Пункты обслуживания	–	2	7	9
Корпус/фундамент	–	7	5	6
Преобразователь	1	26	7	19
Поворотная система	49	20	5	9

Замечание. Если предположить, что поток отказов – пуассоновский, т.е. время работы между отказами распределено экспоненциально, то этот результат можно получить более строго:

$$p_k = P\{\xi_k < \xi_i, \forall i \neq k\} = \int_0^{\infty} \prod_{i \neq k} (1 - F_i(t)) dF_k(t) =$$

$$= \int_0^{\infty} \prod_{i \neq k} e^{-\lambda_i(W)t} \lambda_k(W) e^{-\lambda_k(W)t} dt = \frac{\bar{\lambda}_k}{\sum_i \bar{\lambda}_i},$$

где ξ_j – время работы между отказами элемента j , $F_j(t)$ – функция распределения времени между отказами элемента j .

Несмотря на то, что интенсивности отказов элементов зависят от скорости ветра, вероятность p_k от нее не зависит, если верно предположение об одинаковом влиянии скорости ветра на все оборудование установки.

Таким образом, среднее время ремонта установки равно

$$R = \frac{\sum_k R_k \bar{\lambda}_k}{\sum_i \bar{\lambda}_i} = 0,00153 \text{ лет} = 13,5 \text{ ч.}$$

Для оценки среднего времени работы между отказами рассмотрим процесс функционирования установки, т.е. количество циклов «работа – ремонт», как процесс восстановления. Среднее количество отказов к моменту t – это функция восстановления $H(t)$, которая согласно элементарной теореме восстановления [12] асимптотически равна

$$H(t) \approx \frac{t}{T + R}.$$

При $t=1$ год функция восстановления равна интенсивности отказов, поэтому

$$T \approx \frac{1}{\lambda(W)} - R,$$

откуда

$$K(W) = 1 - \lambda(W)R = 1 - 0,000542W - 0,000133W^2. \quad (2)$$

3. Марковская модель спроса и предложения электроэнергии

Для моделирования процесса функционирования станции мы будем использовать марковский процесс с непрерывным временем и дискретным множеством состояний. Такую модель можно считать корректной, если распределение времени пребывания в каждом состоянии хорошо приближается экспоненциальным законом. Рассмотрим модель с двумя состояниями: в состоянии 0 станция полностью обеспечивает своих потребителей, а в состоянии 1 энергии ветра недостаточно, необходимо использовать газ, уголь и т.д. Мы использовали только открытые источники информации, поэтому для оценки распределений времен пребывания в этих состояниях потребовались некоторые вычисления.

3.1. Расчет вырабатываемой мощности

На основании экспериментальных данных [13] была подобрана модель зависимости (3) мощности одной турбины от скорости ветра (рис. 2):

$$P(W) = 3,6 \left(1 - e^{-\exp(-7,6+0,23W)W^{2,5}} \right), \quad (3)$$

где W – скорость ветра, м/с, $P(W)$ – мощность турбины, МВт.

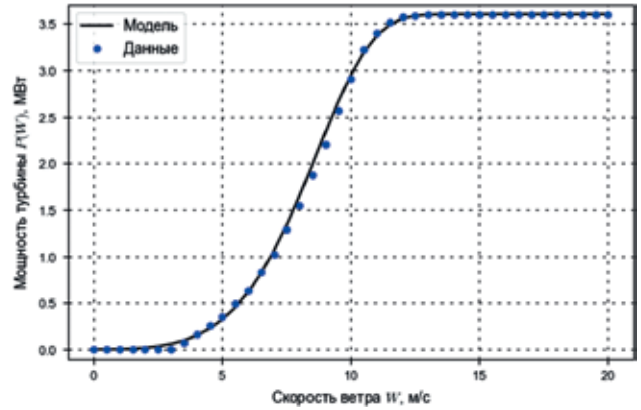


Рис. 2. Характеристика мощности турбины Siemens Gamesa Renewable Energy, SWT 3.6-120 [13]

Скорость ветра измеряется на высоте флюгера $h=10$ м [14], а мощность зависит от скорости ветра на высоте лопастей турбины, т.е. на высоте $z=90$ м. Для пересчета мы воспользуемся логарифмической моделью [15]:

$$W = W_h \frac{\ln z - \ln z_0}{\ln h - \ln z_0}, \quad (4)$$

где $z_0=0,0002$ м – параметр шероховатости [16].

Таким образом, зная скорость ветра на высоте флюгера, мы можем оценить мощность, вырабатываемую одной турбиной. Общая вырабатываемая мощность станции будет равна $N P(W)$, где N – количество работоспособных турбин, которое может быть меньшим номинального значения $n=111$ из-за отказов оборудования некоторых турбин.

Величина N имеет биномиальное распределение с вероятностью «успеха» $K(W)$, которая может быть вычислена по формуле (2). Количество турбин достаточно велико, поэтому распределение величины N можно аппроксимировать нормальным законом с математическим ожиданием $nK(W)$ и дисперсией $nK(W)(1-K(W))$. Задав некоторый доверительный уровень $1-\alpha$ и вычислив квантиль стандартного нормального распределения z_α , мы оценим количество работоспособных турбин через

$$Z(W) = n K(W) + z_\alpha \sqrt{n K(W)(1-K(W))}.$$

В этом случае реальное количество работоспособных турбин будет не меньше $Z(W)$ с вероятностью $1-\alpha$.

Таким образом, мы получим нижнюю оценку мощности, вырабатываемой станцией:

$$P_{Anholt}(W) = Z(W)P(W). \quad (5)$$

3.2. Периоды удовлетворенного и неудовлетворенного спроса

Электроэнергия, вырабатываемая станцией Анхольт, поступает в общую сеть Дании, поэтому невозможно указать, какие именно потребители получают данную электроэнергию. Следовательно, необходимо оценивать спрос на электроэнергию с Анхольта как долю общенационального спроса, предполагая, что она соответствует доле установленной мощности станции ($Q_{Anholt}=400$ МВт) в суммарной установленной мощности всех электростанций Дании $Q_{Denmark}$. В открытом доступе имеется информация об общей установленной мощности в период с 1990 по 2018 годы [17]. Для прогноза суммарной установленной мощности $Q_{Denmark}(y)$ на 2019 и 2020 годы была использована логарифмическая модель (рис. 3):

$$Q_{Denmark}(y) = a_0 + a_1(y - 1989) + a_2 \ln(y - 1989),$$

где y – время, выраженное в годах, коэффициенты $a_0=8749,49$, $a_1=88,25$, $a_2=967,3$ оценены методом наименьших квадратов.

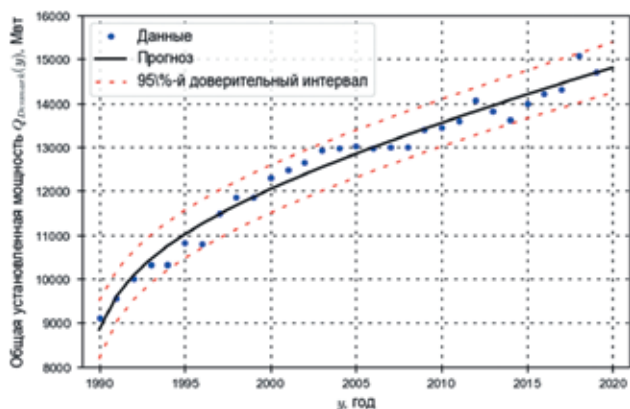


Рис. 3. Общая установленная электрическая мощность Дании

Согласно этой модели суммарная установленная мощность в 2019 году составила 14 700 МВт, а в 2020 – 14 800 МВт, поэтому доля станции Анхольт оценивается как 2,72% и 2,70% соответственно.

Используя часовые данные общего объема электропотребления Дании [18], мы получили оценку спроса на электроэнергию исследуемой станции:

$$C_{Anholt}(t) = \frac{Q_{Anholt}}{Q_{Denmark}(y)} C_{Denmark}(t),$$

где t – время, выраженное в часах, $y=y(t)$ – время, выраженное в годах, $C_{Denmark}(t)$ – общий объем электропотребления Дании, МВт/ч.

Используя часовые данные о скоростях ветра на острове Анхольт на высоте $h=10$ м, по формуле (4) получим значения скорости ветра $W(t)$ на высоте лопастей турбины для каждого часа t . Затем по формуле (5) вычислим мощность $P_{Anholt}(t) = P_{Anholt}(W(t))$, вырабатываемую всеми турбинами станции. Положительная разность $P_{Anholt}(t) - C_{Anholt}(t)$ определяет периоды удовлетворенного спроса, а отрицательная – неудовлетворенного. На рис. 4 представлен фрагмент данных с 28 марта по 2 апреля 2016 года.

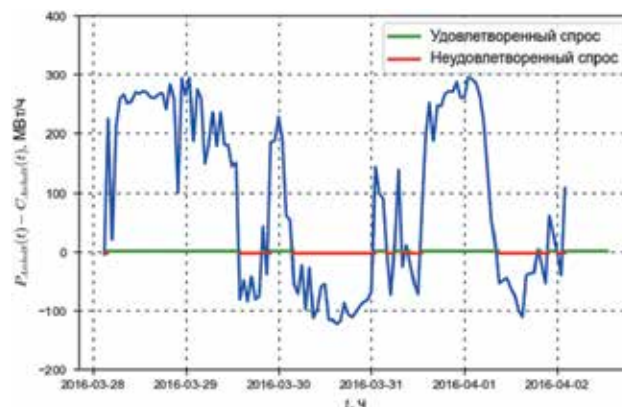


Рис. 4. Периоды удовлетворенного и неудовлетворенного спроса

Длительности периодов удовлетворенного и неудовлетворенного спроса зависят в основном от колебаний вырабатываемой мощности, т.е. от скорости ветра. Хотя колебания спроса имеют 3 цикла (суточный, недельный и сезонный), но их амплитуда значительно меньше, чем колебания вырабатываемой мощности. На рис. 5 представлен фрагмент данных с 9 по 21 января 2016 года.

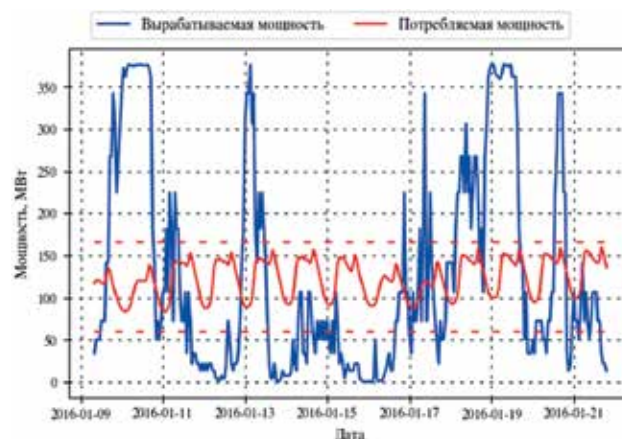


Рис. 5. Периоды удовлетворенного и неудовлетворенного спроса

Обработав данные за период 2016 – 2020 гг., мы получили две выборки: периоды удовлетворенного (2015 наблюдений) и неудовлетворенного (2016 наблюдений) спроса. Эти измерения слабо коррелированы друг с другом (рис. 6). Поэтому мы будем рассматривать их как выборки независимых наблюдений.

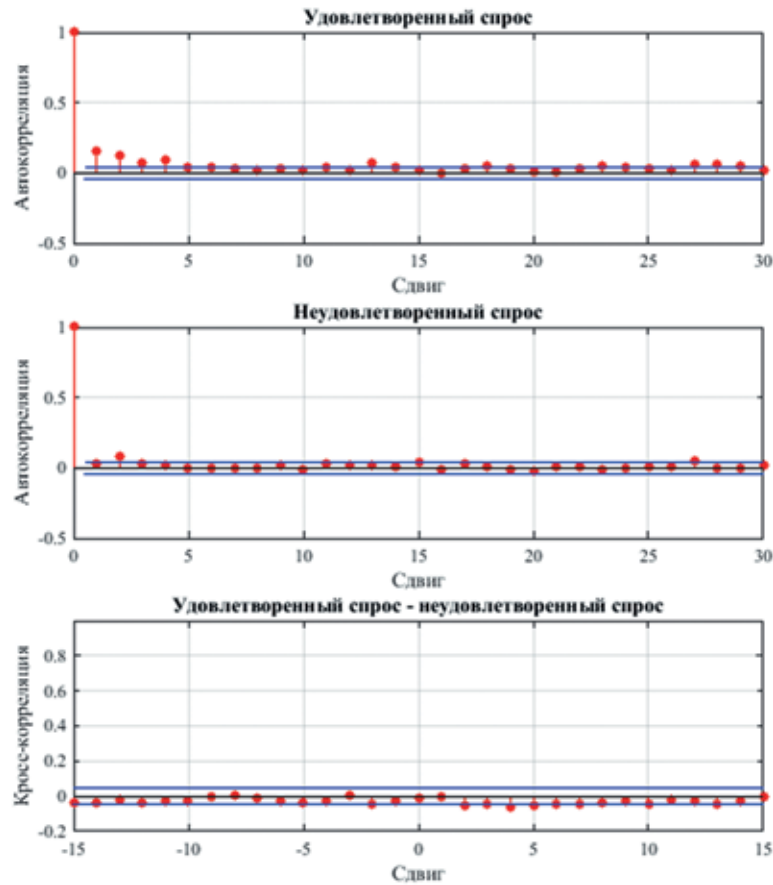


Рис. 6. Корреляционные функции периодов

Данные приближенно описываются смесью экспоненциальных распределений с плотностями вида

$$f(t) = \sum_{i=1}^k \frac{v_i}{\mu_i} e^{-\frac{t}{\mu_i}}.$$

Параметры μ_i – это математические ожидания экспоненциальных распределений, из которых состоит смесь, v_i – их весовые параметры. Для оценки параметров применялся ЕМ-алгоритм [19], который представляет собой модификацию метода максимального правдоподобия, адаптированного для смеси распределений. Параметры модели для распределения периодов удовлетворенного спроса равны

$$\vec{v} = [0,63; 0,19; 0,18];$$

$$\vec{\mu} = [2,2; 11,0; 43,6] \text{ ч},$$

а для распределения периодов неудовлетворенного спроса, соответственно,

$$\vec{v} = [0,66; 0,34];$$

$$\vec{\mu} = [2,4; 24,0] \text{ ч}.$$

На рис. 7 и 8 приведены гистограммы и графики эмпирических функций распределения (ЭФР) в вероятностном масштабе, показывающие адекватность данной

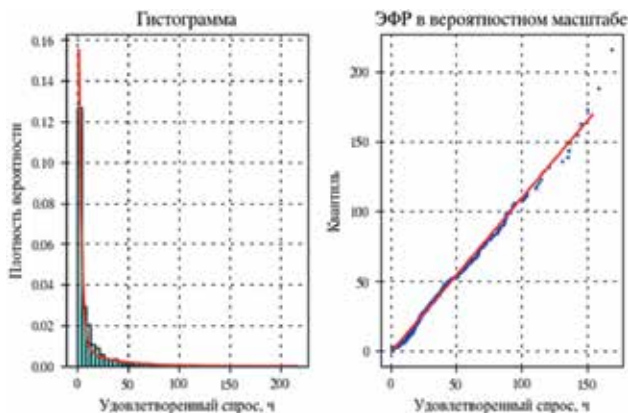


Рис. 7. Закон распределения периодов удовлетворенного спроса

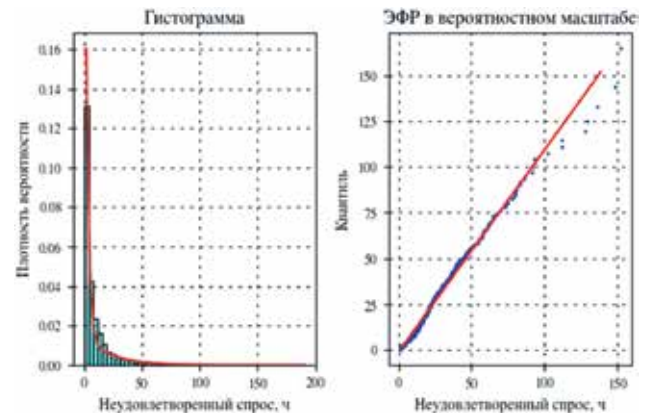


Рис. 8. Закон распределения периодов неудовлетворенного спроса

модели. Формальная проверка с помощью критерия Пирсона-Фишера не подтверждает согласие с предлагаемым распределением, поскольку выборки достаточно большие, и критерий обнаруживает незначительные отклонения выборочного распределения от гипотетического. Однако, при уменьшении объемов выборок в 4 раза (до 500 наблюдений) путем случайного отбрасывания части наблюдений мы получили p -значения 0,8 и 0,2, что значительно больше уровня значимости $\alpha=0,05$.

3.3. Марковская модель

Смесь экспоненциальных распределений можно интерпретировать следующим образом: каждое из реальных состояний процесса (0 – удовлетворенного и 1 – неудовлетворенного спроса) состоит из нескольких фиктивных (3-х и 2-х, соответственно) состояний. Время пребывания в каждом из них имеет экспоненциальное распределение. Перенумеруем фиктивные состояния: 0, 1 и 2 – состояния удовлетворенного спроса (зеленые вершины графа переходов на рис. 9), 3 и 4 – состояния неудовлетворенного спроса (красные вершины графа переходов на рис. 9). Интенсивности переходов обратно пропорциональны средним временам пребывания в начальных состояниях и прямо пропорциональны весовым коэффициентам конечных состояний:

$$\lambda_{ij} = \frac{v_j}{\mu_i}, \quad i, j = \overline{0, 4}.$$

Запишем интенсивности, оцененные по данным, в виде матрицы:

$$\Lambda = [\lambda_{ij}] = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0,30 & 0,15 \\ 0 & 0 & 0 & 0,06 & 0,03 \\ 0 & 0 & 0 & 0,02 & 0,01 \\ 0,26 & 0,08 & 0,07 & 0 & 0 \\ 0,03 & 0,01 & 0,01 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

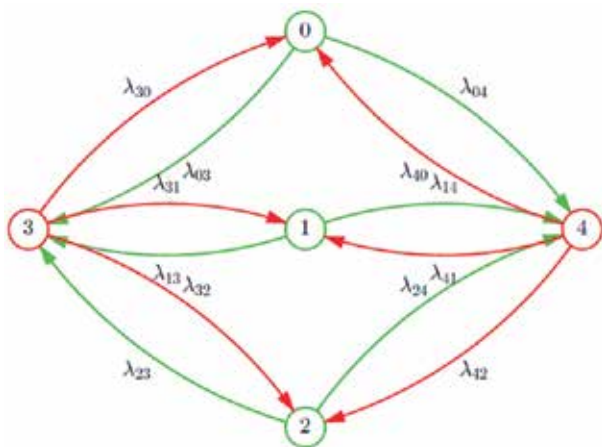


Рис. 9. Граф переходов марковской модели

Поскольку время пребывания в каждом из состояний имеет экспоненциальное распределение, процесс пере-

ходов между ними – марковский. Следовательно, вектор вероятностей пребывания в состояниях $\vec{p}(t)$ подчиняется уравнению Колмогорова [20]:

$$\frac{d\vec{p}}{dt} = \Lambda' \vec{p}, \quad \sum_{i=0}^4 p_i(t) = 1. \quad (6)$$

Подробный вывод этого уравнения можно найти в многочисленных учебниках и учебных пособиях, например в [21].

3.4. Исследование модели

Для получения однозначного решения необходимо задать начальное условие, выбрав одно из состояний в качестве стартового. При оперативном управлении в некоторый момент t мы можем отнести последний завершенный период к одному из фиктивных состояний, т.к. ЕМ-алгоритм позволяет не только оценивать параметры смеси распределений, но и классифицировать наблюдения.

Аналитическое решение уравнения (6) слишком громоздко, и мы его не приводим. Рекомендуется решать это уравнение численным методом, например явным методом Рунге-Кутты.

Вероятности реальных состояний (0 – удовлетворенного спроса, 1 – неудовлетворенного) – это суммы вероятностей фиктивных состояний:

$$p_0^*(t) = P\{P_{Anholt} \geq C_{Anholt}\} = p_0(t) + p_1(t) + p_2(t),$$

$$p_1^*(t) = P\{P_{Anholt} < C_{Anholt}\} = p_3(t) + p_4(t).$$

На рис. 10 приведены графики вероятностей удовлетворенного спроса при различных начальных состояниях, причем зеленым цветом отмечены графики, стартующие из состояний удовлетворенного, а красным – из состояний неудовлетворенного спроса.

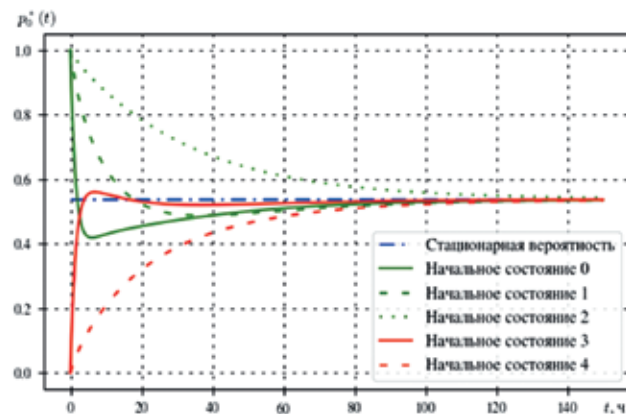


Рис. 10. Коэффициенты готовности станции для различных начальных состояний

Стационарные вероятности состояний $\vec{p} = \lim_{t \rightarrow \infty} \vec{p}(t)$ могут быть получены из формулы (6), если учесть, что

$$\frac{d\vec{p}}{dt} = \vec{0}, \quad \text{т.е. } \Lambda^* \vec{p} = \vec{0}.$$

Это система линейных алгебраических уравнений. Ранг матрицы системы равен 4, что на 1 меньше, чем количество неизвестных вероятностей. Но, с условием нормировки $\sum p_i = 1$ система будет иметь полный ранг, ее единственное решение представлено в табл. 3.

Табл. 3. Стационарные вероятности состояний процесса

i	0	1	2	3	4
p_i	0,066	0,099	0,373	0,075	0,387

Процесс сходится к стационарному, но не очень быстро: только через 120 часов после старта вероятности состояния отличаются от его стационарных значений менее чем на 0,01. Стационарная вероятность удовлетворения спроса не зависит от начального состояния и равна

$$p_0^* = p_0 + p_1 + p_2 \approx 0,537,$$

Эта величина мало отличается от общей доли времени удовлетворенного спроса за исследованный период, что говорит об адекватности построенной модели:

$$\frac{T_0^*}{T_0^* + T_1^*} = 0,544,$$

где T_0^* – суммарное время удовлетворенного спроса, T_1^* – суммарное время неудовлетворенного спроса.

Таким образом, мощность ветропарка недостаточна для удовлетворения спроса на электроэнергию в среднем в 54% случаев. В остальное время потребители вынуждены дополнительно использовать другие источники энергии. В то же время количество энергии, вырабатываемой в периоды удовлетворения спроса, значительно превышает требуемое. Хотя промышленная технология длительного хранения электроэнергии, например, в водородной форме, к настоящему времени еще не разработана, исследования в этом направлении активно ведутся. Сохранение энергии в период ее избыточной выработки позволит покрыть ее дефицит в периоды слабого ветра.

4. Заключение

Обеспечение потребителей электроэнергией определяется как надежностью оборудования ветряной электростанции, так и погодными условиями. В нашей работе на основании статистических данных были построены модели, позволяющие оценить такие показатели надежности турбины, как интенсивность отказов, среднее время ремонта и коэффициент готовности, причем учитывалась зависимость интенсивности отказов от скорости ветра.

На основании статистических данных и известных математических моделей были исследованы распреде-

ления интервалов времени, в течение которого спрос на электроэнергию может быть удовлетворен за счет энергии ветра, и интервалов времени, в течение которых необходимо использовать энергию, полученную традиционными способами. На основании часовых наблюдений в течение 5 лет мы установили, что эти распределения можно аппроксимировать смесью экспоненциальных распределений, а следовательно, построить марковскую модель и оценить как нестационарный, так и стационарный коэффициенты готовности станции, который оказался равен 0,537.

Таким образом, в среднем в течение 54% времени мощности станции оказывается недостаточно для удовлетворения спроса на электроэнергию, в то время, как в периоды удовлетворенного спроса количество вырабатываемой энергии значительно больше необходимого. Хотя к настоящему моменту еще не создана промышленная технология длительного хранения электроэнергии, например в виде водорода, исследования в этом направлении активно ведутся. Сохранение энергии в период, когда она вырабатывается в избытке, позволило бы покрыть ее дефицит в периоды слабого ветра.

Благодарности

Автор выражает благодарность Ирине Вдовиной, которая нашла важные статистические данные, использованные в этой статье, и провела некоторые предварительные расчеты в рамках своей магистерской диссертации.

Библиорграфический список

1. Gaudenz K., Göran A. The influence of combined power, gas, and thermal networks on the reliability of supply // The Sixth World Energy System Conference, Torino, Italy, July 10-12, 2006.
2. Chen Sh., Sun G., Wei Zh. et al. Multi-time Combined Gas and Electric System Optimal Power Flow Incorporating Wind Power // Energy Procedia. 2016. Vol. 100. Pp. 111-116. DOI: 10.1016/j.egypro.2016.10.147
3. Kim H., Singh C., Sprintson A. Simulation and Estimation of Reliability in a Wind Farm Considering the Wake Effect // IEEE Transactions on Sustainable Energy. 2012. Vol. 3. Pp. 274-282.
4. Nath A., Paul S., Rather Z. et al. Estimation of Offshore Wind Farm Reliability Considering Wake Effect and Wind Turbine Failure // 2019 IEEE Innovative Smart Grid Technologies – Asia (ISGT Asia). 2019. Pp. 3866-3871. DOI: 10.1109/ISGT-Asia.2019.8880887
5. Nguyen N., Almasabi S., Mitra J. Impact of Correlation Between Wind Speed and Turbine Availability on Wind Farm Reliability // IEEE Transactions on Industry Applications. 2019. Vol. 55. No. 3. Pp. 2392-2400. DOI: 10.1109/TIA.2019.2896152
6. Fazio A.R., Russo M. Wind farm modelling for reliability assessment // IET Renewable Power Generation.

2009. Vol. 2. Issue 4. Pp. 239-248. DOI: 10.1049/iet-rpg:20080005

7. Голдаев С.В., Радюк К.Н. Расчет производительности ветроэнергетической установки большой мощности по усовершенствованной методике // Известия Томского политехнического университета. 2015. Т. 326. № 8: Инжиниринг георесурсов. С. 17-22.

8. Рахманов Н.Р., Курбацкий В.Г., Гулиев Г.Б. и др. Краткосрочное прогнозирование выработки мощности ветроэнергетических установок для обеспечения надежности электрических сетей. В кн.: Методические вопросы исследования надежности больших систем энергетики. Вып. 66: Актуальные проблемы надежности систем энергетики: материалы Международного семинара им. Ю.Н. Руденко. Минск: БНТУ, 2015. 454 с., ил.

9. Kurbatsky V.G., Tomin N.V. Use of the "ANAPRO" software to analyze and forecast operating parameters and technological characteristics on the basis of macro applications // Proceedings of IEEE Bucharest PowerTech, 28 June – 02 July 2009. P. 7. DOI: 10.1109/PTC.2009.5281905

10. Carroll J., McDonald A., McMillian D. Reliability comparison of wind turbines with DFIG and PMG drive trains // IEEE Transactions on Energy Conversion. 2015. Vol. 30(2). Pp. 663–670.

11. Wilson G., McMillan D. Assessing Wind Farm Reliability Using Weather Dependent Failure Rates // Journal of Physics: Conference Series. 2014. Vol. 524. 012181. DOI: 10.1088/1742-6596/524/1/012181

12. Севастьянов Б.А. (1974). Теория восстановления. Итоги науки и техн. Сер. Теор. вероятн. Мат. стат. Теор. кибернет. Том 11. М.: ВИНТИ, 1974. С. 99–128.

13. The wind power. Wind Energy Market Intelligence [Электронный ресурс]. URL: https://www.thewindpower.net/turbine_en_79_siemens_swt-3.6-120.php. (дата обращения 06.07.2023).

14. National Centers for Environmental Information [Электронный ресурс] URL: <https://www.ncei.noaa.gov/access/search/data-search/global-hourly> (Data); URL: <https://www.ncei.noaa.gov/data/global-hourly/doc/isd-format-document.pdf> (Description) (дата обращения 06.07.2023).

15. Рыхлов А.Б. Оценка параметров законов изменения средней скорости ветра с высотой в приземном слое атмосферы на юго-востоке европейской части России для решения задач ветроэнергетики // Изв. Сарат. ун-та. 2011. Том 11. Сер. Науки о Земле, вып. 2. С. 28-34.

16. Млявая Г.В. Влияние параметров шероховатости подстилающей поверхности на скорость ветра // Экология и география. 2014. № 2(323). С. 181-187.

17. Un data. A world of information [Электронный ресурс]. URL: <https://data.un.org> (дата обращения 06.07.2023).

18. Energi data service. Production and Consumption – Settlement [Электронный ресурс] URL: <https://www.energidataservice.dk/tso-electricity/productionconsumptionsettlement>. (дата обращения 06.07.2023).

19. Sundberg R. An iterative method for solution of the likelihood equations for incomplete data from exponential families // Communications in Statistics – Simulation and Computation. 1976. Vol. 5(1). Pp. 55–64. DOI: 10.1080/03610917608812007

20. Колмогоров А.Н. Об аналитических методах в теории вероятностей // Успехи математических наук. 1938. № 5. С. 5–41.

21. Рыков В.В., Иткин В.Ю. Надежность технических систем и техногенный риск: учеб. пособие. М.: ИНФРА-М, 2016. 192 с.

References

1. Gaudenz K., Göran A. The influence of combined power, gas, and thermal networks on the reliability of supply. In: Proceedings of the Sixth World Energy System Conference. Torino (Italy); 2006.

2. Chen Sh., Sun G., Wei Zh. et al. Multi-time Combined Gas and Electric System Optimal Power Flow Incorporating Wind Power. *Energy Procedia* 2016;100:111-116. DOI: 10.1016/j.egypro.2016.10.147.

3. Kim H., Singh C., Sprintson A. Simulation and Estimation of Reliability in a Wind Farm Considering the Wake Effect. *IEEE Transactions on Sustainable Energy* 2012;3:274-282.

4. Nath A., Paul S., Rather Z. et al. Estimation of Offshore Wind Farm Reliability Considering Wake Effect and Wind Turbine Failure. In: Proceedings of the IEEE Innovative Smart Grid Technologies – Asia (ISGT Asia); 2019. Pp. 3866-3871. DOI: 10.1109/ISGT-Asia.2019.8880887.

5. Nguyen N., Almasabi S., Mitra J. Impact of Correlation Between Wind Speed and Turbine Availability on Wind Farm Reliability. *IEEE Transactions on Industry Applications* 2019;55(3):2392-2400. DOI: 10.1109/TIA.2019.2896152.

6. Fazio A.R., Russo M. Wind farm modelling for reliability assessment. *IET Renewable Power Generation* 2009;2(4):239-248. DOI: 10.1049/iet-rpg:20080005.

7. Goldaev S.V., Radyuk K.N. Calculating the performance of high power wind turbine by the improved methodology. *Bulletin of the Tomsk Polytechnic University. Geo Assets Engineering* 2015;326(8):17-22. (in Russ.)

8. Rakhmanov N.R., Kurbatsky V.G., Guliyev G.B. et al. [Short-term prediction of the power output of wind power plants for ensuring the reliability of power grids]. In: [Matters of the methodology of the dependability research of large energy systems. Issue 66: Topical matters of energy system dependability: Proceedings of the Yu.N. Rudenko International Workshop]. Minsk: BNTU; 2015. (in Russ.)

9. Kurbatsky V.G., Tomin N.V. Use of the "ANAPRO" software to analyze and forecast operating parameters and technological characteristics on the basis of macro applications. In: Proceedings of IEEE Bucharest PowerTech; 2009. P. 7. DOI: 10.1109/PTC.2009.5281905.

10. Carroll J., McDonald A., McMillian D. Reliability comparison of wind turbines with DFIG and PMG

drive trains. *IEEE Transactions on Energy Conversion* 2015;30(2):663-670.

11. Wilson G., McMillan D. Assessing Wind Farm Reliability Using Weather Dependent Failure Rates. *Journal of Physics: Conference Series* 2014;524:012181. DOI: 10.1088/1742-6596/524/1/012181.

12. Sevastianov B.A. [Renewal theory]. *Itogi nauki i tekhn. Ser. Teor. veroyatn. Mat. stat. Teor. kibernet.* Vol. 11. Moscow: VINITI; 1974. Pp. 99-128. (in Russ.)

13. The wind power. Wind Energy Market Intelligence. (accessed 06.07.2023). Available at: https://www.thewindpower.net/turbine_en_79_siemens_swt-3.6-120.php.

14. National Centers for Environmental Information. (accessed 06.07.2023). Available at: <https://www.ncei.noaa.gov/access/search/data-search/global-hourly> (Data); <https://www.ncei.noaa.gov/data/global-hourly/doc/isd-format-document.pdf> (Description).

15. Rykhlov A.B. [Evaluating the parameters of the average wind speed variation laws at ground level in the South-East of Russia as part of wind energy initiatives]. *Izvestiya of Saratov University. Earth Science Series* 2011;11(2):28-34.

16. Mliavaya G.V. [The effect of the roughness parameters of the terrain on the wind speed]. *Ekologia i geografia* 2014. № 2(323). С. 181-187. (in Russ.)

17. UN data. A world of information. (accessed 06.07.2023). Available at: <https://data.un.org>.

18. Energi data service. Production and Consumption – Settlement. (accessed 06.07.2023). Available at: <https://www.energidataservice.dk/tso-electricity/productionconsumptionsettlement>.

19. Sundberg R. An iterative method for solution of the likelihood equations for incomplete data from

exponential families. *Communications in Statistics – Simulation and Computation* 1976;5(1):55-64. DOI: 10.1080/03610917608812007.

20. Kolmogorov A.N. [On the analytical methods in the probability theory]. *Uspekhi matematicheskikh nauk* 1938;5:5-41. (in Russ.)

21. Rykov V.V., Itkin V.Yu. [Dependability of technical systems and technology-related risk: a study guide]. Moscow: INFRA-M; 2016. (in Russ.)

Сведения об авторе

Иткин Виктор Юрьевич – кандидат технических наук, доцент, РГУ нефти и газа (НИУ) имени И.М. Губкина, доцент кафедры ПМ и КМ, М. Ленинский пр-т, 65, Москва, Российская Федерация, e-mail: itkin.v@gubkin.ru

About the author

Victor Yu. Itkin, Candidate of Engineering, Associate Professor, Gubkin Russian State University of Oil and Gas, Senior Lecturer, Department of Applied Mathematics and Computer Modelling, 65 Leningradsky Prospekt, Moscow, Russian Federation, e-mail: itkin.v@gubkin.ru

Вклад автора

Автором выполнен анализ литературы, построена математическая модель надежности ветряной электростанции и получены оценки показателей надежности.

Конфликт интересов

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.