

# ЭНЕРГЕТИКА

## ENERGY

DOI: 10.34286/1995-4646-2019-68-5-7-15  
УДК 621.548.001.18

Материал поступил в редакцию 17.08.19.

**С. Г. ОБУХОВ**, доктор техн. наук, профессор  
**Д. Ю. ДАВЫДОВ**, аспирант  
Национальный исследовательский Томский политехнический университет,  
Российская Федерация, г. Томск

**SERGEY G. OBUKHOV**, *Advanced Doctor in Engineering Sciences*  
**DENIS Yu. DAVYDOV**, *Postgraduate*  
National Research Tomsk Polytechnic University, Department of power and electrical engineering,  
Russian Federation, Tomsk

### **СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ МЕТОДОВ ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЙБУЛЛА ДЛЯ ПОВЫШЕНИЯ ТОЧНОСТИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ВЕТРОЭНЕРГЕТИЧЕСКОГО ПОТЕНЦИАЛА**

### **COMPARATIVE STUDY OF METHODS FOR ESTIMATING WEIBULL PARAMETERS TO IMPROVE ACCURACY OF PROBABILISTIC WIND ENERGY MODELS**

***Аннотация.** Предложен алгоритм анализа адекватности теоретической модели распределения Вейбулла, предназначенный для повышения точности прогнозирования ветроэнергетических ресурсов. Представлены результаты сравнительной оценки методов аппроксимации данных долгосрочных наблюдений за скоростью ветра на примере случайных выборок и фактических данных шести метеостанций, расположенных на территориях регионов Арктической зоны Российской Федера-*

ции. В соответствии с задачей исследования было произведено сравнение наиболее часто используемых методов оценки параметров: метода наименьших квадратов, метода максимального правдоподобия, метода моментов, а также его модификации с использованием начальных моментов первого и третьего порядка. Выбор оптимального метода осуществлен на основе проверки адекватности полученных вероятностных моделей посредством сравнения количественных показателей качества аппроксимации (коэффициента детерминации  $R^2$ , критерия согласия Колмогорова-Смирнова), сопоставления эмпирических и теоретических моментов распределения, ошибки прогнозируемой величины мощности ветрового потока и среднегодового ветроэнергетического потенциала. Наилучшие оценки параметров теоретических моделей распределения для большей части исследованных фактических выборок получены при использовании модифицированного метода моментов. Ошибка прогнозирования потенциальной энергии ветра в среднем рабочем диапазоне скоростей ветроэлектрической установки (4...25 м/с) во всех случаях не превысила 5 %.

**Ключевые слова:** возобновляемая энергетика, ветроэнергетика, распределение Вейбулла, оценка параметров распределения, вероятностные модели, моделирование по методу Монте-Карло.

**Abstract.** The article proposes an algorithm and results of comparison several methods for estimation Weibull distribution parameters used to fit long-term wind speed data distribution. The least squares method, maximum likelihood method, method of moments and its modification using the first and third moments were included in analysis. In performance analysis by Monte-Carlo simulation random samples and observed wind speed data from six weather stations located in Arctic territories of Russia were used. Goodness-of-fit was quantified using statistical criteria (coefficient of determination  $R^2$ , Kolmogorov-Smirnov test) as well as comparisons of empirical and theoretical distribution moments and mean absolute percentage error of power density and annual wind energy. As a result best fitted probabilistic models for most wind speed data samples were obtained with modified method of moments. Mean absolute percentage error in annual wind energy calculated for average wind turbine operational speed range (4–25 m/s) does not exceed 5 % for all cases.

**Keywords:** renewable energy, wind energy, Weibull distribution, Weibull parameters estimation, probabilistic models, Monte-Carlo simulation.

## Введение

Развитие и интегрирование в системы электроснабжения возобновляемых источников энергии (ВИЭ) в настоящее время является общемировым трендом современной энергетики. В России наиболее перспективным является использование ВИЭ для электроснабжения удаленных от энергосистемы потребителей, где существуют проблемы, связанные со сложностью доставки и большими затратами на топливо, отсутствует развитая сеть электроснабжения и существует проблема износа генерирующего оборудования дизельных электростанций. Вышеперечисленные проблемы характерны для населенных пунктов и объектов электроснабжения, расположенных в регионах Российской Арктики, где имеется значительный потенциал ветровых энергоресурсов [1].

С целью повышения эксплуатационной надежности и экономической эффективности ветроэнергетических установок (ВЭУ) важной задачей является достоверный анализ ветрового режима на территории их предполагаемого размещения [2]. Оценка ветроэнергетического потенциала и прогнозирования объемов выработки энергии ВЭУ осуществляется с помощью вероятностных моделей, описывающих распределение скорости ветра по данным долгосрочных наблюдений. Из множества различных законов распределения, используемых для аппроксимации распределения скоростей ветра, практически обоснованным и наиболее часто используемым является двухпараметрическое распределение Вейбулла [3, 4]. Вероятностные модели на основе данного закона распределения используются в про-

граммных инструментах для ветроэнергетических расчетов, таких как HOMER, WAsP, WindPro, WindoGrapher и др. Степень соответствия теоретической модели эмпирическому распределению во многом зависит от метода оценки неизвестных параметров. В статьях, посвященных данной проблеме отмечается, что точность оценки параметров статистических моделей, произведенных разными методами, может варьироваться в зависимости от размеров выборки, статистических показателей выборки и используемых для оценки качества аппроксимации критериев [4, 5].

В данной статье приводятся результаты сравнения четырех методов оценки параметров:

- метод наименьших квадратов (МНК) [3, 6, с. 73];
- метод максимального правдоподобия (ММП) [6, с. 77];
- и методы моментов (ММ, ММ<sup>3</sup>) [5, 6, с. 75].

#### Распределение Вейбулла и методы оценки параметров

Дифференциальная и интегральная формы закона распределения Вейбулла имеют следующий вид [3, с. 106]:

$$f(v) = \frac{k}{c} \times \left(\frac{v}{c}\right)^{k-1} \times e^{-\left(\frac{v}{c}\right)^k};$$

$$F(v) = 1 - e^{-\left(\frac{v}{c}\right)^k},$$

где  $v$  – скорость ветра, м/с;  $c$  – параметр масштаба распределения, м/с;  $k$  – параметр формы.

Параметр формы распределения характеризует разброс скоростей ветра относительно среднего. Меньшие значения данного параметра обусловлены большим количеством штилей, большие значения характерны для более ровного распределения скоростей ветра [2].

Параметр масштаба распределения зависит от средней скорости ветра  $\bar{v}$  и определяется по формуле

$$\hat{c} = \frac{\bar{v}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right)}, \quad (1)$$

где  $\Gamma$  – гамма-функция.

Оценка параметров распределения методом наименьших квадратов (*графический, метод двойного логарифмирования*) заключается

в нахождении коэффициентов линейной зависимости между дважды логарифмированными точками эмпирической кривой обеспеченности и логарифмами середин интервалов скоростей ветра между градациями вариационного ряда:

$$\ln(-\ln(F_i)) = b \ln(v_i) + a,$$

где  $F_i$  и  $v_i$  – значения функции обеспеченности и скорости ветра на  $i$ -й градации;  $a, b$  – коэффициенты линейной регрессионной модели.

Определив значения коэффициентов линейной модели, оценку параметра масштаба  $c$  можно вычислить из следующего соотношения:

$$\hat{c} = e^{-\frac{b}{a}}.$$

Оценка параметра формы  $k$  эквивалентна коэффициенту  $a$ .

Оценка параметров методом максимального правдоподобия (ММП) осуществляется путем максимизации функции правдоподобия [4]. Искомые оценки вычисляются из следующих уравнений численным методом [6, с. 77]:

$$\hat{k} = \left[ \frac{\sum_{i=1}^n v_i^k \ln(v_i) F_i - \sum_{i=1}^n v_i^k \ln(v_i)}{\sum_{i=1}^n v_i^k F_i - n} \right]^{-1};$$

$$\hat{c} = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_i^k F_i \right)^{\frac{1}{k}}.$$

Для того чтобы воспользоваться вышеперечисленными методами, требуется временной ряд долгосрочных наблюдений скорости ветра. К методам, не требующим полной информации о распределении скорости ветра и позволяющим производить оценку параметров по двум моментам распределения, относится метод моментов (ММ, ММ<sup>3</sup>).

Оценка параметра коэффициента формы методом моментов с использованием первого начального момента и центрального момента второго порядка (ММ) определяется посредством решения следующего уравнения численным методом:

$$\left[ \Gamma\left(1 + \frac{2}{k}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{k}\right) \right]^2 - \frac{\sigma}{\bar{v}} - 1 = 0,$$

где  $\sigma$  – среднеквадратическое отклонение скорости ветра;  $\bar{v}$  – средняя выборочная скорость ветра, м/с.

Оценка параметра масштаба определяется из соотношения (1).

Используя начальные моменты первого и третьего порядков, оценки параметров распределения можно вычислить из следующих соотношений (метод ММ<sup>3</sup>):

$$\bar{v}^3 \Gamma\left(1 + \frac{3}{k}\right) - \left(\frac{1}{n} \sum v_i^3\right) \Gamma\left(1 + \frac{1}{k}\right)^3 = 0;$$

$$\hat{c} = \sqrt[3]{\frac{\frac{1}{n} \sum v_i^3}{\Gamma\left(1 + \frac{3}{k}\right)}}.$$

#### Анализ адекватности теоретической модели распределения

При известных значениях параметров распределения точность оценок определяется по среднеквадратической ошибке [4]:

$$\sigma_{\hat{\theta}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (\theta_i - \hat{\theta}_i)^2}{N}}, \quad (2)$$

где  $\theta_i$ ,  $\hat{\theta}_i$  – истинное значение параметра и его оценка;  $N$  – число статистических испытаний.

В качестве критерия качества аппроксимации в данном исследовании используется коэффициент детерминации [3, с. 186]:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n_i} (F_i^{\ln} - x_i^{\ln})^2}{\sum_{i=1}^{n_i} (F_i^{\ln} - F^{\ln}(x_i))^2},$$

где  $F_i^{\ln}$ ,  $F^{\ln}(x_i)$ ,  $x_i^{\ln}$  – логарифмически преобразованные точки эмпирической кривой обеспеченности, теоретической функции вероятности распределения и середины интервалов вариационного ряда;  $n_i$  – число интервалов.

Величина максимального расхождения между точками эмпирической функции обеспеченности и теоретической функции вероятности определяется по критерию Колмогорова-Смирнова, значение которого не должно превышать критического значения, рассчитываемого по формуле [3, с. 148]

$$D_n = \max |F(x_i) - F_i| \leq \frac{K_\alpha}{\sqrt{n}},$$

где  $K_\alpha = 1,358$  – коэффициент, соответствующий уровню значимости ( $\alpha = 0,05$ );  $n$  – объем выборки.

Дополнительным критерием адекватности модели распределения является ошибка прогнозируемого показателя [5], которым в данном случае является среднесрочная мощность  $P$ . Величина мощности пропорциональна среднему значению кубической скорости ветра и рассчитывается по формуле

$$P = 0,5\rho \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_i^3, \quad (3)$$

где  $\rho$  – плотность воздуха (в данном исследовании принимается  $\rho = 1,225$  кг/м<sup>3</sup>).

По определенным оценкам параметров данная величина может быть найдена из соотношения:

$$\hat{P} = 0,5\rho \hat{c} \Gamma\left(1 + \frac{3}{k}\right). \quad (4)$$

Для оценки погрешности прогноза теоретической модели используется средняя абсолютная процентная ошибка:

$$\varepsilon_p = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{P_i - \hat{P}_i}{P_i} \times 100. \quad (5)$$

#### Постановка эксперимента и результаты сравнения

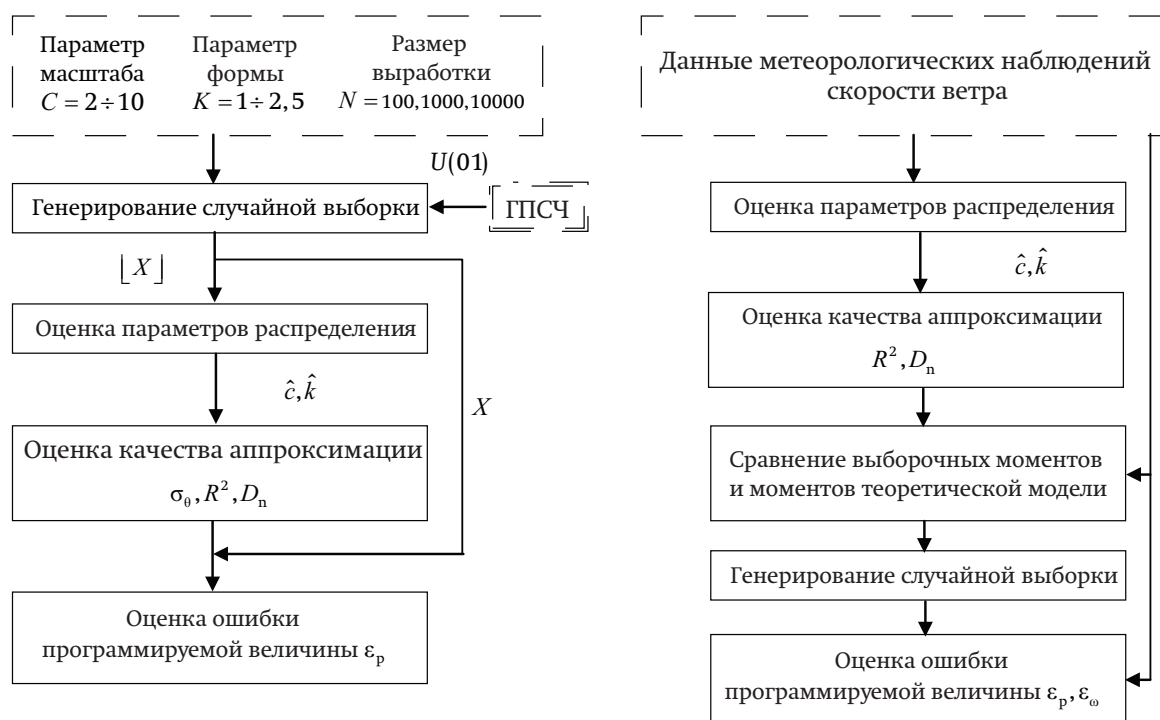
Анализ точности методов оценки выполнялся посредством алгоритма (рисунок 1, а), реализованного в программной среде MATLAB. Генерирование случайных выборок осуществлялось посредством обратной функции распределения вероятности [7, с. 494]:

$$X(U, x, k) = -c [\ln(1 - F(U))]^{\frac{1}{k}}, \quad (6)$$

где  $c$ ,  $k$  – заданные значения распределения;  $U$  – ряд псевдослучайных чисел с равномерным нормальным распределением в интервале (0,1).

В серии статистических испытаний по методу Монте-Карло с числом повторений  $N = 1000$  были исследованы случайные выборки объемом  $n = 100, 1000, 10000$  с варьированием параметра формы в интервале от 1 до 2,5 и параметра масштаба от 1 до 10, что охватывает весь диапазон значений данных параметров на территории России [2, с. 33–34].

По результатам проведенных испытаний, представленных в виде усредненных значений ошибок оценки параметров (2) и показателей качества аппроксимации (таблица 1), видно, что для оценок, определенных по МНК, характерно несколько большее отклонение от истинных заданных параметров. Наилучшие оценки при объеме случайной выборки ( $n = 100, n = 1000$ ) были получены по ММП, что согласуется со значениями коэффициента детерминации  $R^2$  и критерием Колмогорова-Смирнова  $D_n$ . Однако разница в данных показателях для метода максимального правдоподобия и методов моментов незначительна.



## Условные обозначения

|       |                                            |
|-------|--------------------------------------------|
| $X$   | Ряд непрерывных значений случайной выборки |
| $[X]$ | Вариационный ряд случайной выборки         |

Рисунок 1 – Алгоритм анализа адекватности теоретической модели распределения

Figure 1 – Algorithm for the analysis of the adequacy of a theoretical distribution model

Таблица 1 – Погрешность оценки параметров и показатели качества аппроксимации

| Метод оценки                    | $\sigma_c$ | $\sigma_k$ | $R^2$  | $D_n$ |
|---------------------------------|------------|------------|--------|-------|
| $n = 100 (D_{n.кр.} = 0,136)$   |            |            |        |       |
| МНК                             | 0,425      | 0,180      | 0,947  | 0,049 |
| ММП                             | 0,410      | 0,144      | 0,951  | 0,044 |
| ММ                              | 0,413      | 0,150      | 0,950  | 0,045 |
| ММЗ                             | 0,415      | 0,150      | 0,950  | 0,044 |
| $n = 1000 (D_{n.кр.} = 0,043)$  |            |            |        |       |
| МНК                             | 0,140      | 0,060      | 0,9887 | 0,017 |
| ММП                             | 0,128      | 0,051      | 0,9890 | 0,014 |
| ММ                              | 0,131      | 0,054      | 0,9887 | 0,015 |
| ММЗ                             | 0,130      | 0,054      | 0,9888 | 0,015 |
| $n = 10000 (D_{n.кр.} = 0,014)$ |            |            |        |       |
| МНК                             | 0,059      | 0,026      | 0,9872 | 0,008 |
| ММП                             | 0,042      | 0,026      | 0,9874 | 0,007 |
| ММ                              | 0,043      | 0,028      | 0,9873 | 0,007 |
| ММЗ                             | 0,042      | 0,025      | 0,9874 | 0,006 |

Более явные различия наблюдаются при сравнении прогнозируемой мощности, величина которой зависит от начального момента третьего порядка теоретической модели распределения (4), с мощностью, рассчитанной по исходному ряду значений случайной выборки (3). По результатам расчета можно видеть, что в наиболее характерном для распределения скоростей ветра диапазоне параметра формы ( $k = 1...2$ ), среднее значение ошибки прогнозируемой величины (5) минимально для теоретической модели

с параметрами, определенными по методу ММ<sup>3</sup>.

Для подтверждения полученных результатов был проведен анализ методов оценки с использованием фактических данных наблюдений скорости ветра нескольких метеорологических станций, расположенных на территории арктической зоны (НАО, ЯНАО и Таймырского Долгано-Ненецкого района). Данные наблюдений (таблица 2) получены из электронного архива ВНИИГМИ-МЦД [8].

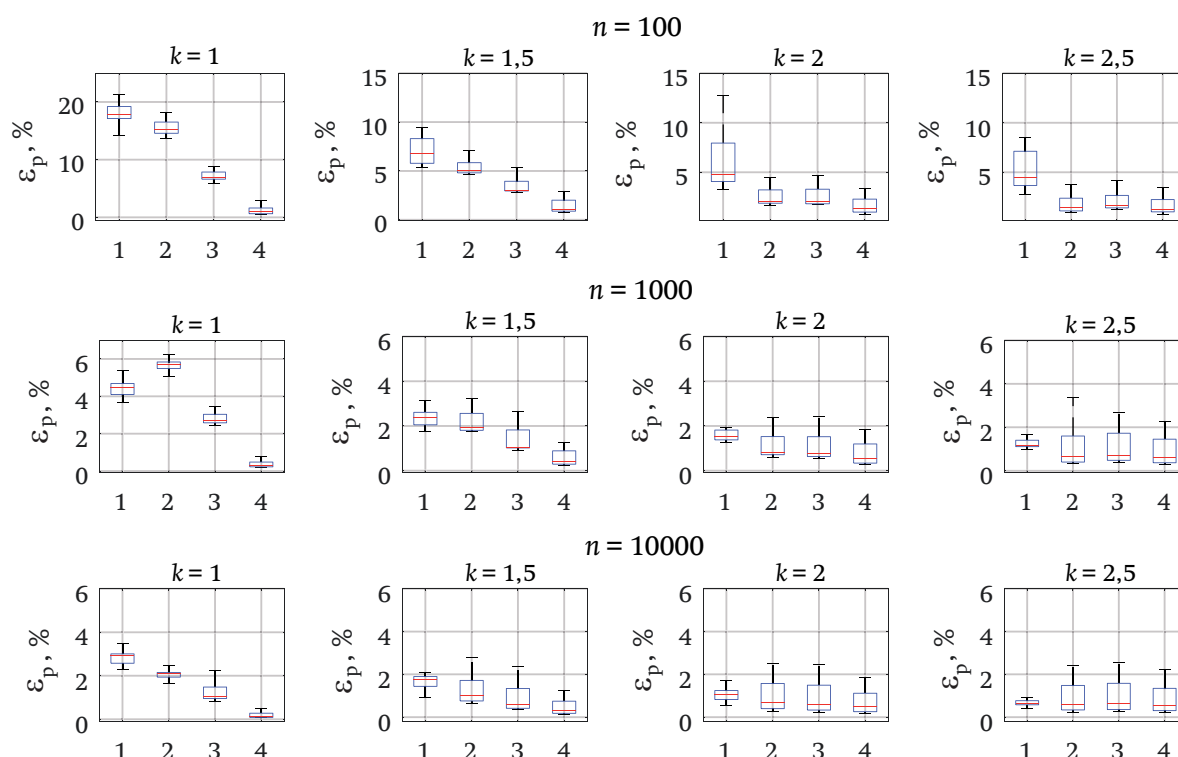


Рисунок 2 – Средние абсолютные ошибки значений мощности ветрового потока, рассчитанных по теоретическим моделям: 1 – МНК; 2 – ММП; 3 – ММ; 4 – ММ<sup>3</sup>

Figure 2 – Average absolute errors of wind flow power values calculated by theoretical models:

1 – OLS; 2 – MMP; 3 – MM; 4 – MM<sup>3</sup>

Таблица 2 – Основные сведения о метеостанциях и выборке данных

| Метеостанция | Широта | Долгота | Высота над уровнем моря, м | Период наблюдений | Количество наблюдений |
|--------------|--------|---------|----------------------------|-------------------|-----------------------|
| Амдерма      | 69°46' | 61°41'  | 53                         | 1966–2018         | 152048                |
| Нарьян-Мар   | 67°38' | 53°02'  | 5                          |                   | 154864                |
| Новый порт   | 67°41' | 72°53'  | 11                         |                   | 152200                |
| Салехард     | 66°32' | 66°40'  | 15                         |                   | 151200                |
| Диксон       | 73°31' | 80°24'  | 42                         |                   | 154128                |
| Хатанга      | 71°59' | 102°28' | 31                         |                   | 154128                |

Используя алгоритм, изображенный на рисунке 1, б, была произведена оценка параметров теоретических распределений

для выборок скорости ветра, сгруппированных по месяцам (рисунок 4). Ниже приведены результаты для метеостанции 1.

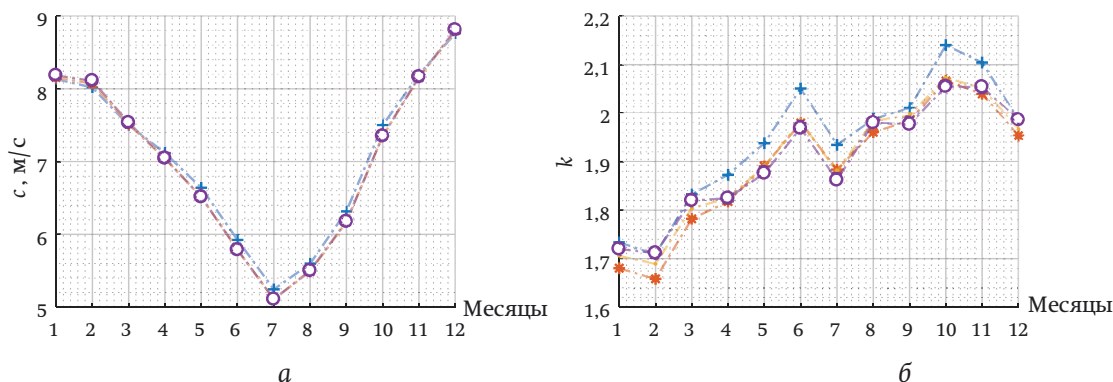


Рисунок 4 – Оценки параметров масштаба (а) и формы (б) распределения скорости ветра для каждого месяца (данные метеостанции 1): —+— МНК; —\*— ММП; — — ММ; —o— ММ³

Figure 4 – Estimates of the parameters of scale (a) and shape (b) of the distribution of wind speed for each month (data from weather station 1): —+— OLS; —\*— MMP; — — MM; —o— MM³

Сравнивая отклонения моментов теоретических моделей от моментов случайной выборки, видно, что модель с параметрами оцененными по методу моментов ММ³ имеет минимальные ошибки среднего и среднекубического значений ( $\delta\bar{v}, \delta\bar{v}^3$ ), а также коэффициентов асимметрии и эксцесса ( $\delta\gamma_1, \delta\gamma_2$ ).

Величина отклонения центрального момента второго порядка от выборочной дисперсии ( $\delta\sigma$ ) в целом не превышает ошибки модели с оценками параметров определенных по ММП. Сходные результаты были получены для всех исследованных выборок фактических данных.

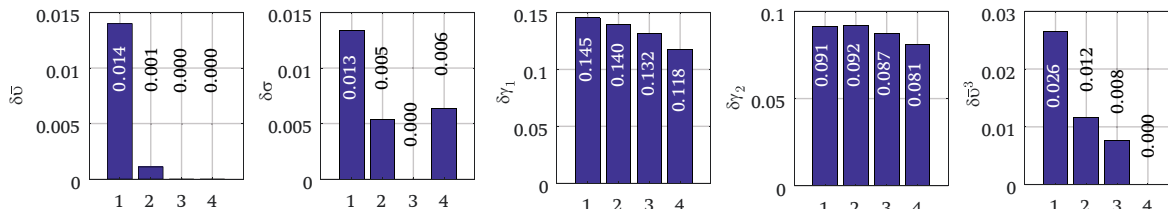


Рисунок 5 – Сравнение теоретических и эмпирических моментов: 1 – МНК; 2 – ММП; 3 – ММ; 4 – ММ³

Figure 5 – Comparison of theoretical and empirical points: 1 – OLS; 2 – MMP; 3 – MM; 4 – MM³

Для оценки точности прогнозирования мощности и энергии ветрового потока посредством обратного распределения (б) были смоделированы 1000 случайных выборок с оценками параметров, полученными каждым из методов. Ошибки расчета прогнозируемых величин мощности ветрового потока в диапазоне скорости от

0 до максимальной зарегистрированной, а также в диапазоне рабочих скоростей ВЭУ (4...25 м/с) [6, с. 146], рассчитанных для каждого месяца, показаны на рисунке 6. Путем дискретного суммирования значений удельной мощности был рассчитан среднегодовой ветроэнергетический потенциал (таблица 3).

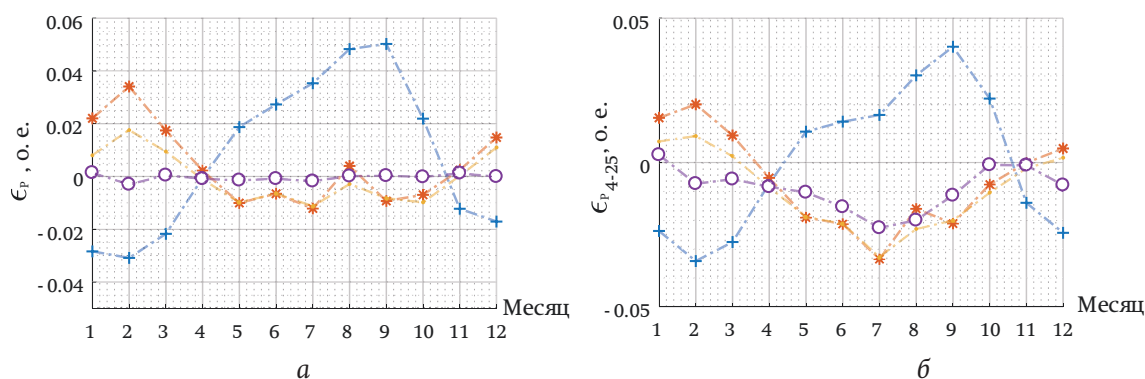


Рисунок 6 – Относительные ошибки прогнозирования среднемесячной мощности:

—+— MNK; —\*— ММП; —x— MM; —o— MM³

Figure 6 – Relative errors in forecasting average monthly power: —+— OLS; —\*— MMP; —x— MM; —o— MM³

Таблица 3 – Среднегодовой ветроэнергетический потенциал\*

| Метеостанция                        | $W_{\text{ср.г.}},$<br>кВт·ч | $W_{\text{ср.г.}}^{\text{мод.}}$ ( $\varepsilon_w, \%$ ) |                |                 |                  |
|-------------------------------------|------------------------------|----------------------------------------------------------|----------------|-----------------|------------------|
|                                     |                              | МНК                                                      | ММП            | ММ              | ММ3              |
| $\Delta \theta = 0 \dots \max$      |                              |                                                          |                |                 |                  |
| 1                                   | 2917,17                      | 2904,01(−0,45)                                           | 2945,45 (0,97) | 2926,4 (0,32)   | 2917,03 (−0,005) |
| 2                                   | 721,887                      | 770,099(6,68)                                            | 733,969(1,67)  | 723,821(0,27)   | 721,324(−0,09)   |
| 3                                   | 2060,65                      | 2121,11(2,93)                                            | 2097,09(1,77)  | 2052,01(−0,42)  | 2060,63(−0,001)  |
| 4                                   | 609,518                      | 636,207(4,38)                                            | 621,135(1,97)  | 608,066(−0,24)  | 608,94(−0,10)    |
| 5                                   | 3256,05                      | 3236,31 (−0,61)                                          | 3302,19 (1,42) | 3267,13 (0,34)  | 3255,94 (−0,003) |
| 6                                   | 952,592                      | 1114,89(17,04)                                           | 932,323(−2,13) | 928,589 (−2,52) | 952,125 (−0,05)  |
| $\Delta v = 4 \dots 25 \text{ м/с}$ |                              |                                                          |                |                 |                  |
| 1                                   | 2872,8                       | 2945,8(2,54)                                             | 2836,09(−1,28) | 2845,84(−0,94)  | 2872,55(−0,009)  |
| 2                                   | 687,797                      | 724,476(5,33)                                            | 667,717(−2,92) | 660,171(−4,02)  | 662,112(−3,73)   |
| 3                                   | 2017,82                      | 2181,42(8,11)                                            | 2036,56(0,93)  | 1998,92(−0,94)  | 2015,12(−0,13)   |
| 4                                   | 571,441                      | 600,455(5,08)                                            | 577,931(1,14)  | 558,191 (−2,32) | 558,341(−2,29)   |
| 5                                   | 3223,4                       | 3197,68(−0,80)                                           | 3200,76(−0,70) | 3191,82(−0,98)  | 3210,66(−0,40)   |
| 6                                   | 919,667                      | 1091,73(18,71)                                           | 875,972(−4,75) | 870,954(−5,30)  | 896,957(−2,47)   |

\*Примечание:  $W_{\text{ср.г.}}$  – величина потенциальной энергии ветра, рассчитанная по исходному временному ряду скорости ветра;  $W_{\text{ср.г.}}^{\text{мод.}}$  – прогнозируемая величина энергии ветра, рассчитанная по случайной выборке, полученной из теоретического распределения.

По результатам расчета прогнозируемой величины среднегодового ветроэнергетического потенциала видно, что минимальная ошибка соответствует теоретическим моделям с параметрами, рассчитанными по методу ММ³, за исключением моделей распределений данных метеостанций 1 и 4, для которых наилучший результат получен при оценке параметров ММП (таблица 3).

#### Выводы

Проанализирована адекватность вероятностных моделей скорости ветра с целью повышения точности оценки ветроэнергетического потенциала и прогнозирования

выработки энергии ВЭУ. По совокупности используемых в исследовании критериев, теоретические модели с параметрами, оцененными модифицированным методом моментов с использованием начальных моментов первого и третьего порядков (ММ³) наиболее адекватно описывают фактические данные распределения скорости ветра для большей части рассмотренных в исследовании местностей. Величина ошибки расчетной величины среднемесячных значений мощности и среднегодовой потенциальной энергии ветра в рабочем диапазоне ВЭУ во всех случаях не превышает 5 %.

## БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Возобновляемые источники энергии в изолированных населенных пунктах Российской Арктики / В. Х. Бердин [и др.]. М. : Всемирный фонд дикой природы (WWF), 2017. 80 с.
2. Елистратов В. В., Кузнецов М. В. Теоретические основы нетрадиционной и возобновляемой энергетики. Ч. 1. Определение ветроэнергетических ресурсов региона: методические указания. СПб. : СПбГПУ, 2003. 49 с.
3. Wilks D. S. Statistical Methods in the atmospheric sciences: second edition. Elsevier, 2006. 649 p.
4. Pobocikova I., Sedliackova Z., Michalkova M., George F. Monte Carlo comparison of the methods for estimating the Weibull distribution parameters – wind speed application // Communications. 2017. Vol. 19. № 2A. pp. 79–86.
5. Jourdier B., Drobinski P. Errors in wind resource and energy yield assessments based on the Weibull distribution // Ann. Geophys. 2017. № 35. pp. 691–700.
6. Mathew S. Wind Energy: Fundamentals, Resource Analysis and Economics. Springer, 2006. 246 p.
7. Li W. Risk Assessment of Power Systems: Models, Methods, and Applications, 2nd Edition. Wiley-IEEE Press, 2014. 560 p.
8. Специализированные массивы для климатических исследований ВНИИГМИ- МЦД [Электронный ресурс]. URL: <http://aisori-m.meteo.ru>.

## REFERENCES

1. *Vozobnovlyaemye istochniki energii v izolirovannyh naselennyh punktah Rossijskoj Arktiki* [Renewable energy sources in isolated settlements of the Russian Arctic] / V. H. Berdin [i dr.]. M. : Vsemirnyj fond dikoj prirody (WWF), 2017. 80 p.
2. *Elistratov V. V., Kuznecov M. V. Teoreticheskie osnovy netradicionnoj i vozobnovlyaemoj energetiki. Ch. 1. Opredelenie vetroenergeticheskikh resursov regiona* [Theoretical foundations of alternative and renewable energy. Part 1. Determination of wind energy resources of the region ]: metodicheskie ukazaniya. SPb. : SPbGPU, 2003. 49 p.
3. Wilks D. S. Statistical Methods in the atmospheric sciences: second edition. Elsevier, 2006. 649 p.
4. Pobocikova I., Sedliackova Z., Michalkova M., George F. Monte Carlo comparison of the methods for estimating the Weibull distribution parameters – wind speed application // Communications. 2017. Vol. 19. № 2A. pp. 79–86.
5. Jourdier B., Drobinski P. Errors in wind resource and energy yield assessments based on the Weibull distribution // Ann. Geophys. 2017. № 35. pp. 691–700.
6. Mathew S. Wind Energy: Fundamentals, Resource Analysis and Economics. Springer, 2006. 246 p.
7. Li W. Risk Assessment of Power Systems: Models, Methods, and Applications, 2nd Edition. Wiley-IEEE Press, 2014. 560 p.
8. Specializirovannye massivyy dlya klimaticheskikh issledovanij VNIIGMI-MCD. URL: <http://aisori-m.meteo.ru>.

**Обухов Сергей Геннадьевич**, доктор техн. наук, профессор

Тел. 8 (3822) 70-17-77, доп. 1942

E-mail: [serob@tpu.ru](mailto:serob@tpu.ru)

**Давыдов Денис Юрьевич**, аспирант

Тел. 8-961-886-99-72

E-mail: [dvd5@tpu.ru](mailto:dvd5@tpu.ru)