

СКОРОСТИ ВЕТРА И ВЫСОТЫ ВОЛН РЕДКОЙ ПОВТОРЯЕМОСТИ НА АЗОВО-ЧЕРНОМОРСКОМ ПОБЕРЕЖЬЕ УКРАИНЫ

В.П. Евстигнеев^{1,2}

¹Севастопольская гидрометеорологическая обсерватория,

ул. Советская, 61, Севастополь 99011, Украина, e-mail: vald_e@rambler.ru

²Морской гидрофизический институт НАН Украины, ул. Капитанская, 2, Севастополь 99011, Украина

Получены расчетные значения скоростей ветра и высот волн редкой повторяемости для пунктов морской береговой сети Украины за период 1958–2012 гг. Для этого использовались две функции распределения вероятностей – функция Вейбулла и двухкомпонентная смесь распределений Вейбулла. Последняя продемонстрировала наибольшую эффективность, особенно при описании диапазона величин малой обеспеченности (менее 2 %). Показано, что в качестве основной причины возникновения признаков бимодальности у эмпирических распределений следует считать нестационарность рядов данных наблюдений за характеристиками ветра и волнения.

Ключевые слова: скорость ветра, высота волн, функция Вейбулла, двухкомпонентная смесь распределений Вейбулла.

Введение. Исследование процессов развития ветровых потоков над акваторией Черного и Азовского морей представляет собой важную задачу для морской отрасли экономики Украины, поскольку знание ветрового режима позволяет рассчитать характеристики волнения и течений в морских регионах наиболее интенсивной хозяйственной деятельности. Чаще всего к таким регионам относят прибрежную зону морей, для освещения гидрометеорологического режима которой используют данные регулярных и длительных наблюдений морской береговой сети гидрометслужбы Украины.

При решении практических задач, стоящих перед проектными и строительными организациями, ключевым является наличие сведений о вероятности ветра различной скорости и/или о скоростях, возможных 1 раз в год, 5, 10, 50 или 100 лет. Для получения необходимых сведений о режиме ветра строят кривые обеспеченности скоростей на основании данных наблюдений за скоростью ветра [8], приведенных к стандартной высоте 10 м. По этим кривым снимают наибольшие значения скорости ветра, относящиеся к малым вероятностям превышения. Как правило, такие скорости редко регистрируются на станции, в связи с чем кривую обеспеченности экстраполируют в область малых вероятностей на основе аппроксимации эмпирических данных теоретической функцией распределения скоростей. Поскольку обеспеченность параметров волн должна быть такой же, как и у формирующей их скорости ветра (по крайней мере, для волноопасных направлений), часто для аппроксимации распределения высот волн используют ту же функцию распределения, что и для скоростей ветра [3, 8].

Наиболее распространенной функцией распределения скоростей ветра является двухпараметрическое распределение Вейбулла–Гудрича [1] (далее распределение Вейбулла):

$$F(U; \alpha, \beta) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{U}{\alpha} \right)^\beta \right], \quad (1)$$

где $U \geq 0$ – скорость ветра; α, β – параметры формы и масштаба соответственно. Согласно известной методике [1], для представления распределения (1) рекомендуется использовать билогарифмическую клетчатку (рис. 1), ось абсцисс которой отсчитывается в логарифмическом масштабе, ось ординат – в масштабе

$$y = \log(\log(100/(100 - F))).$$

На таком графике распределение скоростей может быть с легкостью аппроксимировано прямой линией.

Несмотря на большое число публикаций, в которых распределение Вейбулла использовалось для оценки скоростей ветра в основном на континентальных станциях [1, 2], известны работы, показывающие неприменимость функции (1) к наблюдаемому распределению скоростей [9, 10 и ссылки в них], в особенности, если его форма обладает признаками бимодальности. Достаточно важный результат был получен в статье [10], объектом исследования которой были данные о ветре, полученные с 178 автоматических станций-буев, ведущих измерения как в открытом океане, так и в прибрежной зоне. Авторы пришли к выводу о неадекватном описании распределением Вейбулла (как, впрочем, и другими 1-, 2-параметрическими распределениями) вероятных скоростей

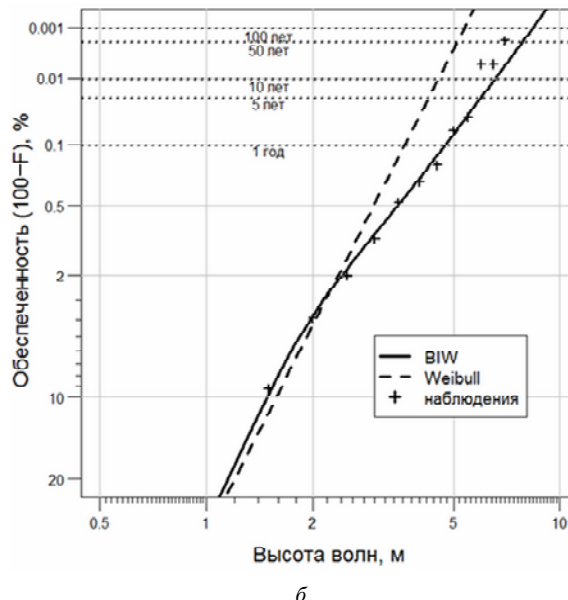
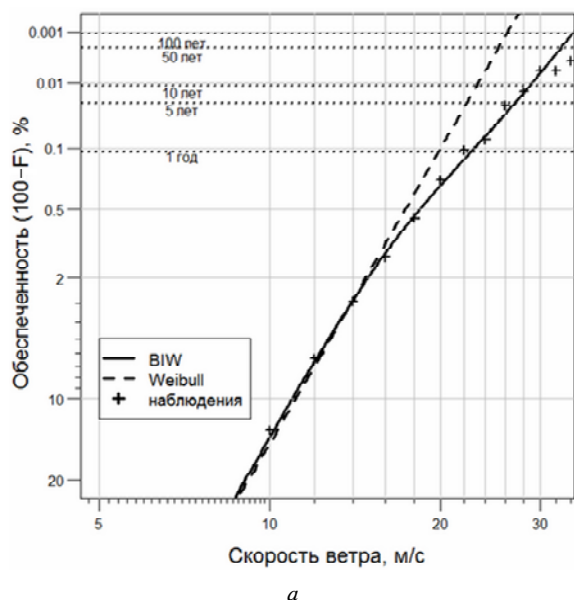


Рис. 1. Билогарифмическая клетчатка вероятности для скоростей ветра на МГ Мысовое (а) и высот волн на МГ Херсонесский маяк (б) за период наблюдений 1958–2012 гг. с функциями распределения Вейбулла (Weibull) и двухкомпонентной смеси распределений Вейбулла (BIW)

ветра. В качестве альтернативы ими были рассмотрены разные семейства многопараметрических распределений, среди которых в среднем хороший результат продемонстрировала двухкомпонентная смесь распределений Вейбулла (BIW):

$$F(U; \omega, \alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2) = (1 - \omega) \left(1 - \exp \left[- \left(\frac{U}{\alpha_1} \right)^{\beta_1} \right] \right) + \omega \left(1 - \exp \left[- \left(\frac{U}{\alpha_2} \right)^{\beta_2} \right] \right), \quad (2)$$

где $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2$ – параметры форм и масштабов двух распределений Вейбулла в смеси; ω – параметр, характеризующий вклад каждого компонента. Поскольку BIW – это смесь двух распределений Вейбулла, изображать кривую обеспеченности BIW можно по-прежнему на билогарифмической клетчатке. Использование смешанных распределений является распространенным подходом, например, в ветровой энергетике [9]. Эффективность BIW для описания режимно-климатических характеристик ветра продемонстрирована в исследованиях для территорий с различным ветровым режимом и орографией [10 и ссылки в ней], хотя и оно не лишено недостатков [10].

Несмотря на известную критику функции Вейбулла, в научной литературе отсутствуют сведения о применимости этой функции (1) в условиях украинского побережья Черного и Азовского морей. В настоящей работе поставлены задачи: а) установить адекватность использования функции (1) для аппроксимации скоростей ветра и высот волн на побережье Азово-Черноморского региона Украины по отношению к альтернативе – функции BIW (2); б) на основании лучшей статистической модели дать более точную оценку сред-

ним в срок наблюдения скоростям и высотам редкой повторяемости.

Материалы исследований и способ статистического анализа. Для оценки скоростей ветра и высот волн редкой повторяемости нами использовались срочные данные 18 пунктов наблюдений морской береговой сети Украины на побережье Азовского и Черного морей, список которых представлен в таблице. Статистическая выборка формировалась из данных о средней в срок скорости ветра, которая на пунктах наблюдения определяется как средняя скорость за короткий промежуток времени (10 мин – если наблюдения ведутся по анеморумбометру, 2 мин – если по флюгеру). Выборка высот волн включала в себя высоты, определяемые в срок как среднее арифметическое из 5 максимальных высот, отмеченных наблюдателем в течение 5 мин. В соответствии с известными требованиями [8], для получения надежных режимных характеристик необходимо наличие качественных и однородных массивов гидрометеорологических данных. По этой причине ранее нами была осуществлена проверка климатической однородности исторических массивов по комплексу элементов, среди которых наибольшую сложность представлял анализ скоростей ветра [4]. В ходе данной процедуры ряды скоростей ветра были скорректированы с учетом высоты ветроизмерительного прибора [7], смены методики наблюдения за ветром [6], смены местоположения пунктов. Ряд высот волн был признан климатически однородным, поскольку методика полунструментальных наблюдений за волнением не претерпела существенных изменений с середины 1950-х годов. В настоящей работе оценка вероят-

Пункт наблюдения	Скорость ветра, м/с					Высота волн, м				
	1 год	5 лет	10 лет	50 лет	100 лет	1 год	5 лет	10 лет	50 лет	100 лет
Северо-западный район Черного моря										
МГ Усть-Дунайск	18,8	21,2	22,2	24,4	25,3	1,8	2,1	2,2	2,4	2,5
МГП Приморское	16,4	18,9	20,0	22,2	23,2	2,5	3,1	3,3	3,7	3,9
ГМБ Ильичевск	18,0	20,5	21,5	23,8	24,7	2,4	2,9	3,2	3,8	4,0
МГ Одесса-порт	16,7	18,9	19,8	21,7	22,5	2,7	3,3	3,5	4,2	4,4
ОГ Южный	15,0	17,4	18,7	22,3	24,0	2,1	2,6	2,8	3,2	3,4
МГ Очаков	15,4	17,7	18,6	20,6	21,5	1,2	1,4	1,5	1,8	1,9
МГ Хорлы	17,3	21,4	23,1	27,0	28,7	1,1	1,4	1,4	1,7	1,7
МГ Черноморское	17,7	19,7	20,5	22,2	22,9	1,6	2,0	2,1	2,4	2,5
Крымский район Черного моря										
МГ Евпатория	20,2	23,3	24,4	26,8	27,8	2,1	2,7	3,0	3,6	3,9
МГ Херсонесский маяк	17,7	19,4	20,1	21,6	22,2	4,7	5,6	6,0	6,8	7,1
МГ Ялта	15,6	19,1	20,6	24,0	25,5	3,3	4,3	4,7	5,4	5,8
МГП Алушта	14,1	16,9	18,0	20,4	21,4	3,8	4,6	5,0	5,8	6,1
Керчь-Туапсинский район Черного моря										
МГ Феодосия	15,9	18,3	19,5	22,1	23,2	2,5	3,1	3,4	4,0	4,3
МГП Заветное	17,4	21,8	23,4	26,6	27,7	2,3	2,8	3,1	3,7	3,9
МГ Опасное	20,0	24,0	25,7	29,6	31,2	1,5	1,7	1,8	2,0	2,1
Азовское море										
МГ Мысовое	24,4	27,8	29,0	31,6	32,6	1,7	2,1	2,2	2,6	2,8
МГ Бердянск	12,6	14,0	14,5	15,5	15,8	1,2	1,4	1,5	1,7	1,8
ГМО Мариупольская	26,7	31,3	32,5	34,7	35,4	1,3	1,5	1,6	1,8	1,9

Примечание: МГ – морская гидрометеорологическая станция; МГП – морской гидрометеорологический пост; ГМБ – гидрометеорологическое бюро; ОГ – оперативная группа; ГМО – гидрометеорологическая обсерватория

ных скоростей ветра и высот волн проводилась за расчетный период 1958–2012 гг. (55 лет). Выбор такого периода был продиктован необходимостью использовать, по возможности, качественные и одинаковые по объему массивы данных для разных пунктов наблюдений.

Данные наблюдений группировались в виде эмпирической гистограммы плотности вероятности, на основании которой проводилась оценка параметров функции плотности распределения методом максимального правдоподобия. Оптимальное количество интервалов n для гистограммы определялось по эмпирическому правилу Стёрджеса [12]: $n = 1 + \log_2 N$, где N – общее число наблюдений. В зависимости от объема выборки оптимальное число градаций находится в пределах от 15 до 17. Для подгонки параметров распределения использовался алгоритм, реализованный в пакете `mixdist` в специализированной программной среде R Software (www.r-project.org). При подгонке (2) в качестве исходных параметров формы и масштаба α_1 и β_1 использовались параметры однокомпонентного распределения Вейбулла; для параметра смещения было выбрано значение $\omega = 0,5$ [10]. Для начального приближения параметров α_2 , β_2 принимались в 2–4

раза большие значения аналогичных параметров однокомпонентного распределения Вейбулла. В результате подгонки с такими начальными условиями получаемая функция (2) оптимально описывала эмпирические данные в области малой обеспеченности. Для сравнения степени соответствия статистических моделей рассчитывался коэффициент детерминации R^2 между интегральными вероятностями F , полученными из уравнений (1), (2), и эмпирическими значениями \hat{F} [9,10]. Больше значение R^2 свидетельствует о лучшей адекватности рассматриваемой модели.

В качестве основных расчетных характеристик приняты скорости ветра и высоты волн, возможные 1 раз в 1, 5, 10, 50, 100 лет. С целью анализа устойчивости исследуемых характеристик дополнительно рассчитаны скорости ветра и высоты волн редкой повторяемости для различных климатических периодов лет: стандартного – 1961–1990 гг.; современного – 1981–2010 гг. Дополнительный расчет по периодам проводился только по 16 пунктам, без учета МГ Усть-Дунайск и ОГ Южный, поскольку наблюдения на этих пунктах были организованы в 1980-х годах.

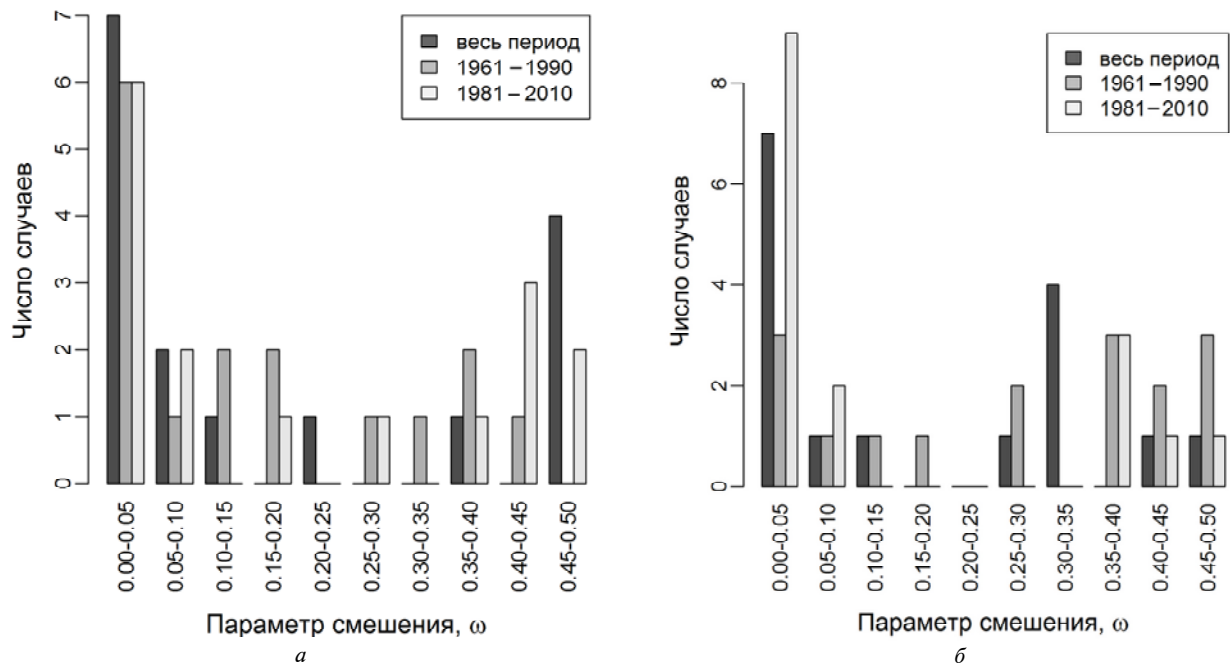


Рис. 2. Параметр ω двухкомпонентной смеси ВІW распределений скоростей ветра (а) и высот волн (б) для пунктов Азово-Черноморского побережья Украины, за разные периоды лет

Сравнение двух статистических моделей. В целом функция Вейбулла удовлетворительно описывает распределение скоростей практически во всем диапазоне, что, в частности, было продемонстрировано и для скоростей ветра в прибрежной зоне Черноморского региона Украины [3]. Однако основная проблема кроется в описании диапазона редких значений рассматриваемых характеристик.

На рис. 1 в качестве примера представлены интегральные кривые распределения скоростей ветра и высот волн на МГ Мысовое и высот волн на МГ Херсонесский маяк за период наблюдений 1958–2012 гг. Как видно из рисунка, значительные отклонения эмпирических вероятностей от теоретической кривой Вейбулла характерны для точек, относящихся к малым вероятностям превышения (обеспеченность менее 0,5 %), т. е. к области, наиболее важной с практической точки зрения. Поэтому использование функции (1) может привести к неверным выводам и ошибочным оценкам, что вынуждает исследователей обращаться к другим видам распределений.

Функция двухкомпонентной смеси ВІW является обобщением функции Вейбулла: при стремлении параметра смешения ω к нулю уравнение (2) сводится к уравнению (1). На рис. 2 представлено распределение параметра ω для пунктов наблюдения Азово-Черноморского региона Украины, вычисленного за разные периоды лет. Область значений ω специально сокращена до диапазона значений 0,0–0,5, поскольку модель ВІW с $\omega > 0,5$ может быть заменена альтернативной и равнозначной моделью с параметром $\omega' = 1 - \omega$.

Как видно из рисунка, при аппроксимации распределения скоростей ветра (высот волн) фун-

кцией ВІW за весь период (1958–2012), для 7 пунктов (7 – для характеристики волнения) из 16 параметр ω оказался меньше 0,05. В этих случаях вклад второго компонента в уравнении (2) мал, и большая часть скоростей ветра и высот волн может быть описана распределением Вейбулла (1). В большинстве случаев и для скорости ветра и для высот волн вторым компонентом функции ВІW пренебрегать нельзя ($\omega > 0,05$), и, как следствие, использование только функции Вейбулла (1) для этих пунктов представляется неверным. В пяти случаях для скоростей ветра и в шести – для высот волн относительный вклад каждого из компонентов ВІW оказался соизмеримым ($\omega > 0,3$). Для таких пунктов использование функции ВІW наиболее предпочтительно.

На рис. 2 также представлен результат расчета параметра ω для двух последовательных 30-летних периодов – 1961–1990 и 1981–2010 гг. Как видно, доля пунктов наблюдения с $\omega > 0,05$ для скоростей ветра по двум периодам существенно не различается, в отличие от данных по высотам волн. Для данных о высотах волн в выборке за современный климатический период в подавляющем большинстве случаев (9 из 16) форма распределения высот была близка к вейбулловской ($\omega < 0,05$). Для скоростей ветра разница в двух периодах выражается в перераспределении параметра смешения при $\omega > 0,05$.

На рис. 3 показан разброс коэффициента детерминации R^2 для двух статистических моделей распределения скоростей ветра и высот волн по тем же 16 пунктам Азово-Черноморского побережья Украины. Независимо от периодов расчета (весь период, стандартный и современный клима-

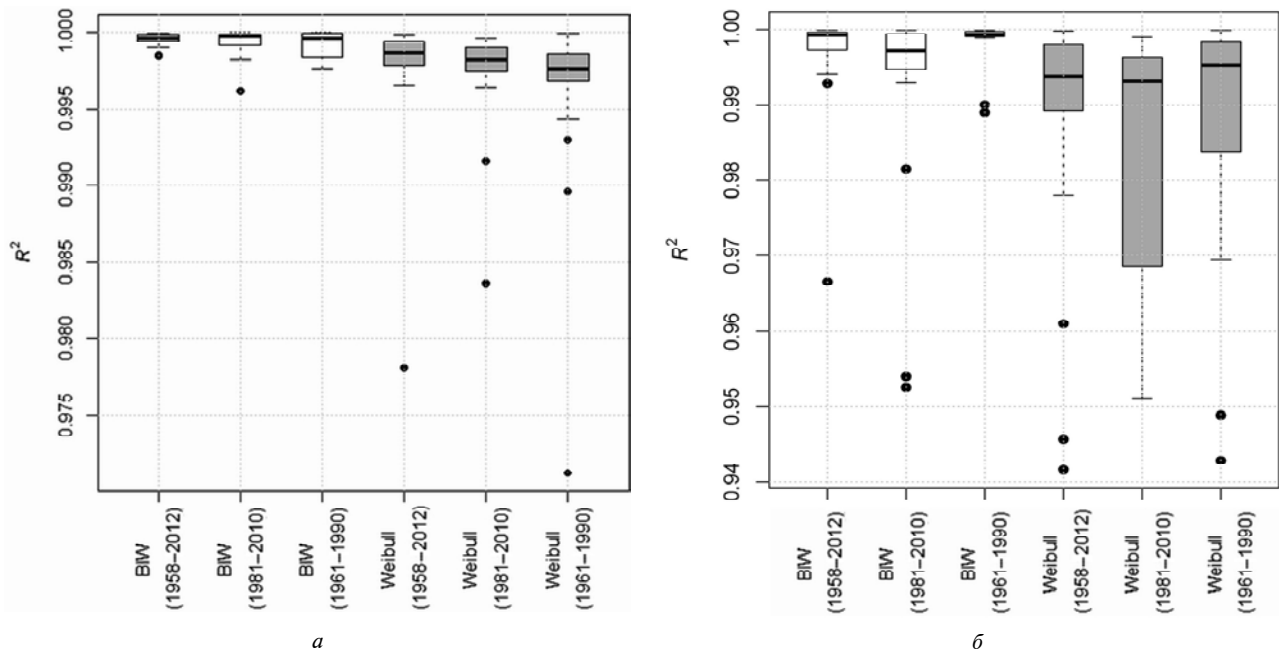


Рис. 3. Разброс R^2 в виде “ящиков с усами” для функций распределений BIW (белые боксы) и Вейбулла (серые боксы), рассчитанных за разные периоды лет по данным о скоростях ветра (а) и высотах волн (б) на пунктах Азово-Черноморского побережья Украины

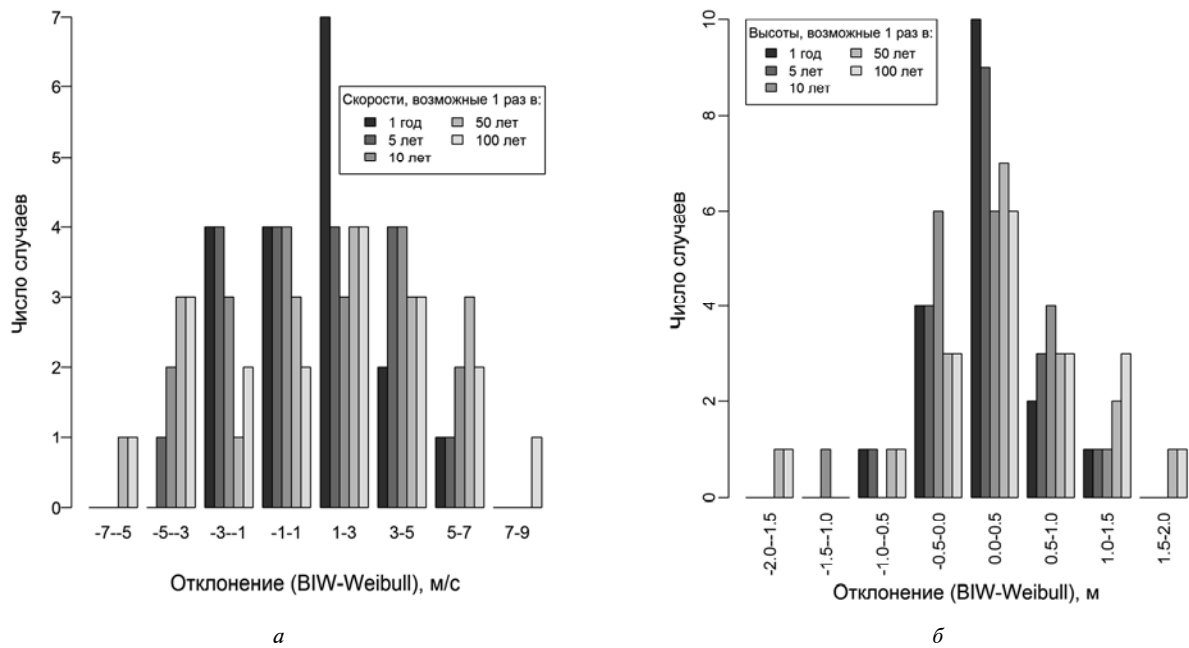


Рис. 4. Отклонение оценок вероятных скоростей ветра (а) и высот волн (б), вычисленных по моделям BIW и Вейбулла (Weibull) для пунктов морской береговой сети Украины за период 1958–2012 гг.

тические периоды) медиана распределения R^2 для модели BIW всегда оказывается ближе к единице, чем для функций Вейбулла. Малая дисперсия разброса коэффициентов R^2 также свидетельствует об оптимальности использования модели BIW. Из рис. 3 видно, что при описании моделями скоростей ветра за стандартный климатический период (1961–1990) коэффициент R^2 испытывает больший разброс, чем за современный период (1981–2010). Для высот волн ситуация обратная: максимальный разброс в значениях R^2 отмечался для периода 1981–2010 гг.

Обсуждение результатов расчета. В настоящей работе в качестве альтернативы была предложена функция двухкомпонентной смеси распределений Вейбулла BIW. Согласно полученным выше результатам, примерно для половины пунктов распределение BIW оказывалось более предпочтительным. Стоит отметить, что даже в тех случаях, когда параметр ω у функции BIW (2) был мал ($< 0,05$), классическая функция Вейбулла (1) не всегда оптимально описывала диапазон значений скоростей ветра и высот волн редкой повторяемости, наиболее интересный с практической точки

зрения. В качестве иллюстрации на рис. 1 представлены эмпирические обеспеченности, полученные по данным наблюдений за ветром и волнением, и кривые, рассчитанные согласно уравнениям (1) и (2), для станций МГ Мысовое и МГ Херсонесский маяк. На рис. 1 видно, что при обеспеченностях, меньших 2 %, функция Вейбулла дает заниженные значения рассматриваемых элементов, в то время как функция ВІW оптимально описывает данный диапазон. Тем не менее при аппроксимации функции ВІW методом максимального правдоподобия параметр ω для этих станций принял значения 0,03. Для указанных станций второй компонент функции ВІW становится значимым только в области значений малой обеспеченности, но им все же нельзя пренебрегать. Следовательно, только знания ω недостаточно для определения оптимальной статистической модели распределения скоростей ветра и высот волн. С этой целью для всех пунктов проведен анализ коэффициента детерминации R^2 рассматриваемых статмоделей (см. рис. 3). Согласно расчету R^2 , модель Вейбулла демонстрировала лучший результат в очень редких случаях и, в основном, при описании высот волн на пунктах наблюдения северо-западной части (например, МГ Хорлы, ОГ Южный). Для упомянутых выше пунктов МГ Мысовое и МГ Херсонесский маяк модель ВІW демонстрирует более высокий R^2 во всех случаях в силу лучшего описания диапазона значений редкой повторяемости. Для таких пунктов аппроксимация функцией (1) может привести к пере(недо)оценке скоростей ветра и высот волн малой обеспеченности. Однако насколько будет велико это отличие?

На рис. 4 представлены отклонения оценок вероятных скоростей ветра и высот волн, вычисленных по двум статмоделям для 18 пунктов наблюдений за весь рассматриваемый период и сгруппированных по отдельным грациям. Согласно расчетным данным, для характерных скоростей редкой повторяемости, возможных один раз в 1, 5, 10 лет, отклонения по отдельным пунктам могут достигать значений ± 5 м/с. Для оценок 50- и 100-летних скоростей отклонения могут превышать 5 м/с и достигать значений 6–8 м/с. Даже для высот волн с периодом повторяемости 1 год возможны отклонения характеристик волнения до ± 1 м. Максимальные отклонения в оценках по двум моделям составили ± 2 м. Из представленных выше результатов становится совершенно очевидно, что применение функции ВІW (2) к эмпирическим распределениям – важный и необходимый этап при оценке вероятных скоростей ветра и высот волн.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что стандартное распределение Вейбулла не является единственной функцией, оптимально

описывающей распределение скоростей ветра и высот волн в прибрежной зоне Азово-Черноморского региона Украины, в особенности в области редких значений. Часто подобный эффект относят к недостаточной достоверности наблюдений за рассматриваемыми характеристиками в этой области [8]. Для скоростей ветра в известной степени данный эффект может быть связан с ветрами, носящими локальный характер, или с местными ветрами – фён, бора, горно-долинный и др. Особенности развития ветрового волнения в мелководных прибрежных зонах накладывают свои ограничения на вероятность возникновения высот волн малой обеспеченности. Однако основная причина возникновения у эмпирических распределений признаков бимодальности ($\omega > 0,05$) – нестационарность используемых временных рядов. Специально проведенный расчет показал, что для двух последовательных 30-летних периодов (1961–1990 и 1981–2010 гг.) распределение параметров ω (см. рис. 2) и дисперсия разброса R^2 (см. рис. 3) различаются, причем для каждой характеристики отклонения эмпирического распределения скоростей и высот от стандартного распределения (Вейбулла) проявляются по-разному. Этот результат подтверждает изложенный тезис.

Проблема нестационарности используемых временных рядов уже давно является камнем преткновения современных климатических исследований, особенно в последние десятилетия в связи с наблюдаемыми тенденциями в эволюции крупномасштабных процессов в глобальной климатической системе и с их проявлениями на региональном уровне. По данным гидрометслужбы Украины, на морских береговых станциях отмечается уменьшение среднегодовых скоростей приземного ветра [3], что согласуется с повсеместным уменьшением скорости ветра второй половины XX в. во всем Северном полушарии [13]. В характеристиках волнения также проявляются глобальные климатические тенденции. В исследовании [11] установлен квазипериодический характер изменчивости максимальных высот волн в Черноморском регионе с временным масштабом порядка 50 лет, что, по видимому, связано с действием Атлантической мультидекадной осцилляции (АМО) – основной моды изменчивости температур поверхности океана в Северной Атлантике.

Таким образом, наличие тенденций полувекового масштаба или квазипериодической изменчивости во временных рядах должно учитываться при расчетах вероятных значений рассматриваемых элементов по данным наблюдений за длительный период лет, в том числе путем использования для аппроксимации эмпирических распределений функции ВІW (см. уравнение (2)), по крайней мере, на предварительном этапе.

Расчет скоростей ветра и высот волн редкой повторяемости для береговых пунктов Азово-Черноморского региона Украины. С учетом результатов и рекомендаций, приведенных выше, для каждого из 18 пунктов морской береговой сети Украины были рассчитаны скорости приземного ветра и высоты волн (средние в срок наблюдения) с периодом повторяемости 1, 5, 10, 50, 100 лет за период 1958–2012 гг., представленные в таблице. Согласно данным таблицы, для пунктов наблюдения в северо-западной части Черного моря вероятные значения 50- и 100-летних скоростей ветра составляют 20–28 м/с. Для Крымского района расчетные скорости с периодом повторяемости 100 лет могут достигать 25–27 м/с, хотя известно, что среднегодовая и среднемесячная скорость ветра на Южном берегу Крыма обычно значительно меньше, чем по другим районам [5]. Среди пунктов Азовского моря, как и среди всех рассматриваемых пунктов, наиболее сильно выделяются МГ Мысовое и Мариупольская гидрометеорологическая обсерватория (ГМО), на которых один раз в 50 и 100 лет могут наблюдаться ураганные ветры со скоростями более 32 м/с.

Распределение вероятных высот волн по пунктам наблюдения (см. таблицу) отражает тот факт, что в мелководных лиманах и бухтах ограниченные глубины и трансформация в прибрежной зоне не позволяют волнам развиваться до больших высот. Наиболее высокие волны редкой повторяемости могут наблюдаться на пунктах, основным объектом наблюдения которого являются “открытое море” (МГ Херсонесский маяк) и “залив” (МГ Ялта, МГП Алушта). Гораздо более высоких волн можно ожидать по побережью Крымского района, наименее высоких – в мелководном Азовском море. Наибольшая 100-летняя расчетная высота волн возможна на МГ Херсонесский маяк (7,1 м). Отметим, что за период полуинструментальных наблюдений один раз было отмечено волнение с подобными характеристиками волн. Так, 10 ноября 1981 г. во время исключительного шторма, который был обусловлен выходом южного циклона с Эгейского моря на северо-запад Черного моря, высота волн составила 7,3 м.

Полученные оценки скоростей ветра и высот волн редкой повторяемости, вообще говоря, не совпадают с аналогичными оценками, представленными в работах последнего десятилетия (см., например, [3] и ссылки в ней). Причиной этого, скорее всего, является использование функции Вейбулла в качестве статистической модели распределения скоростей ветра и высот волн, на основании которой авторами получены завышенные оценки, не соответствующие реалиям ветрового и волнового режимов Азово-Черноморского региона. Например, в работе [3] вероятные скорости ветра для некоторых черноморских станций

оказались выше или такими же, как и в открытой части Черного моря (1 раз в 100 лет возможна скорость ветра 40 м/с, согласно [3]). Вместе с тем известно, что в открытой части моря скорость ветра больше, чем на побережье, прежде всего вследствие большего поверхностного трения над сушей. Кроме того, при оценках скоростей ветра авторами процитированных работ использовались более длинные, но неоднородные ряды данных о ветре, что могло повлиять на величину расчетных характеристик (см. публикацию [4]). Например, в 1989 г. метеоплощадка на станции МГ Черноморское была перенесена на 1,5 км, что привело к существенному сдвигу в ряде скоростей ветра. Расчет показал (результат в работе не приведен), что в случае использования неоднородных данных оценка 50- и 100-летних скоростей ветра оказывается завышенной более чем на 4 м/с.

Расчеты по высотам волн также вызывают некоторые сомнения. Например, для МГ Хорлы в монографии [3] приведена оценка 100-летней волны высотой в 4 м, а исторический максимум на этой станции, по мнению авторов, достигал 8 м. Тем не менее достоверно известно, что глубина в месте наблюдений за волнением на станции с 1956 г. никогда не превышала 2,5–3 м.

Выводы. В настоящей работе получены расчетные значения скоростей и высот волн редкой повторяемости для пунктов морской береговой сети Украины. Показано, что стандартное распределение Вейбулла неоптимально описывает диапазон величин малой обеспеченности (менее 2%), что приводит к пере(недо)оценке вероятных значений скоростей ветра и высот волн. В качестве альтернативной статистической модели рассмотрена двухкомпонентная смесь распределений Вейбулла (ВІW), эффективность которой продемонстрирована на основе анализа коэффициентов детерминации R^2 . Ключевым параметром функции ВІW является параметр смещения компонентов ω , наличие которого свидетельствует о бимодальности формы распределения. Причиной возникновения признаков бимодальности распределений следует считать нестационарность рядов данных наблюдений за характеристиками ветра и волнения. Особенности многолетней изменчивости характеристик ветра и волнения отражают региональные проявления глобальных крупномасштабных процессов в климатической системе Земли.

Следует отметить, что полученные оценки скоростей ветра и высот волн редкой повторяемости могут отличаться от зарегистрированных абсолютных максимумов за весь период натуральных наблюдений. Основная причина этого – неопределенность оценок, полученных на основе временных рядов ограниченной длины (55 лет). Согласно современным представлениям, величина указанной неопределенности может быть найде-

на, например, путем использования техники бутстрап и стохастического моделирования временных рядов. Однако такая работа выходит за рамки настоящего исследования и является темой следующей публикации.

Работа выполнена в рамках гранта Президента Украины для поддержки научных исследований молодых ученых № ГР/Ф49/110.

1. Анапольская Л.Е. Режим скоростей ветра на территории СССР. — Л., 1961. — 199 с.
2. Брагинская Л.Л., Каган Р.Л. К вопросу об аппроксимации распределения скоростей ветра // Тр. ГГО. — 1982. — Вып. 447. — С. 49–57.
3. Гидрометеорологические условия морей Украины. Т. 2. Черное море // Ильин Ю.П., Репетин Л.Н., Белокопытов В.Н., Горячкин Ю.Н., Дьяков Н.Н., Кубряков А.А., Станичный С.В. — Севастополь, 2012. — 420 с.
4. Евстигнеев В.П. Поиск и устранение неоднородностей в рядах наблюдений как необходимый этап обработки и анализа гидрометеорологических данных / В.П. Евстигнеев, В.А. Наумова, М.П. Евстигнеев // Экологическая безопасность прибрежной и шельфовой зон и комплексное использование ресурсов шельфа. — 2013. — Вып. 27. — С.169–173.
5. Климат Украины: [монография / под ред. В.Н. Липинского, В.А. Дячука, В.Н. Бабиченко]. — Киев: Изд-во Раевского, 2003. — 201 с.
6. Мещерская А.В. Изменение скорости ветра на севере России во второй половине XX века по приземным и аэрологическим данным / А.В. Мещерская, В.В. Еремин, А.А. Баранова, В.В. Майстрова // Метеорология и гидрология. — 2006. — № 9. — С. 46–58.
7. Руководство по авиационной метеорологии [8-е изд.]. — ICAO, Doc. 8896, 2008. — 179 с.
8. Руководство по расчету элементов гидрологического режима в прибрежной зоне морей и в устьях рек при инженерных изысканиях / Под ред. С.С. Байдина, Б.Х. Глуховский. — М.: Гидрометеоиздат, 1973. — 535 с.
9. Kollu R. Mixture probability distribution functions to model wind speed distributions / R. Kollu, S.R. Rayapudi, S.V.L. Narasimham, K.M. Pakkurthi // Inter. J. Energy Environ. Engineer. — 2012. — Vol. 3. — doi:10.1186/2251-6832-3-27.
10. Morgan E.C. Probability distributions for offshore wind speeds / E.C. Morgan, M. Lackner, R.M. Vogel, L.G. Baise // Energy Conversion and Management. — 2011. — V. 52. — P.15–26.
11. Polonsky A. Low-frequency variability of storms in the northern Black sea and associated processes in the ocean-atmosphere system / A. Polonsky, V. Evstigneev, V. Naumova, E. Voskresenskaya // Reg. Environ. Change. — 2013. — doi: 10.1007/s10113-013-0546-z.
12. Sturges H.A. The Choice of a Class Interval // J. Amer. Stat. Assoc. — 1926. — V. 21. — P. 65–66.
13. Vautard R. Northern Hemisphere atmospheric stilling partly attributed to an increase in surface roughness // Nat.Geosci. — 2010. — V. 3. — P. 756–761.

ШВИДКОСТІ ВІТРУ І ВИСОТИ ХВИЛЬ РІДКІСНОЇ ПОВТОРЮВАНОСТІ НА АЗОВО-ЧОРНОМОРСЬКОМУ УЗБЕРЕЖЖІ УКРАЇНИ

В.П. Евстигнеев^{1,2}

¹Севастопольська гідрометеорологічна обсерваторія, вул. Радянська, 61, Севастополь, Україна, e-mail: vald_e@rambler.ru

²Морський гідрофізичний інститут НАН України, вул. Капітанська, 2, Севастополь, Україна

Отримано розрахункові значення швидкостей і висот хвиль рідкісної повторюваності для пунктів морської берегової мережі України за період 1958–2012 рр. Для цього використано дві функції розподілу ймовірності — функція Вейбулла і двокомпонентна суміш розподілів Вейбулла. Остання продемонструвала найбільшу ефективність, особливо при описі діапазону величин малої забезпеченості (менше 2 %). Показано, що основною причиною виникнення ознак бімодальності у емпіричних розподілів слід вважати нестационарність рядів даних спостережень за характеристиками вітру і хвилювання.

Ключові слова: швидкість вітру, висота хвиль, функція Вейбулла, двокомпонентна суміш розподілів Вейбулла.

WIND SPEEDS AND WAVE HEIGHTS OF RARE RECURRENCE IN AZOV-BLACK SEA REGION OF UKRAINE

V.P. Evstigneev^{1,2}

¹Sevastopol Hydrometeorological Observatory, Sovetskaya St., 61, Sevastopol 99011, Ukraine, e-mail: vald_e@rambler.ru

²Marine Hydrophysical Institute NASU, Kapitanskaya St., 2, Sevastopol 99011, Ukraine

Estimation of extreme wind and wave parameters plays an important role in solving engineering tasks in coastal areas. This problem is of high current interest for the Azov and Black seas coastal zones of the Ukraine. In this paper wind speeds and wave heights of rare recurrence were estimated for the period of 1958–2012, based on data from maritime observational network of the Ukraine. Two probability functions, namely, Weibull function and bimodal Weibull mixture (BIW), were tested in terms of coefficient of determination, R^2 , and mixing parameter, ω . The BIW model gives larger R^2 than the

Weibull function, generally due to better fit of the upper tail of empirical distributions. The BIW was shown to be more appropriate for statistical description of the wind speeds and wave heights of rare recurrence (less than 2 % level). The BIW function is a mixture of two Weibull-like components which make up the BIW bimodal function. Non-stationarity of the time series used in analysis was found to be the main reason of bimodality of the empirical probability function.

Keywords: wind speed, wave height, Weibull function, bimodal Weibull mixture.

References:

1. Anapol'skaja L.E. *Rezhim skorostej vetra na territorii SSSR* [Wind speed regime on the territory of USSR]. Leningrad, *Gidrometeoizdat*, 1961, 199 p.
2. Braginskaja L.L., Kagan R.L. *K voprosu ob approksimacii raspredelenija skorostej vetra* [To the question on wind speed distribution approximation]. *Trudy GGO* [Proceedings of Main Geophysical Observatory]. 1982, issue 447, pp. 49-57.
3. Il'in Ju.P., Repetin L.N., Belokopytov V.N., Gorjachkin Ju.N., D'jakov N.N., Kubrjakov A.A., Stanichnyj S.V. *Gidrometeorologicheskie uslovija morej Ukrainy. T. 2: Chernoe more* [Hydrometeorological conditions of seas Ukrainian seas. Vol. 2: Black sea]. Sevastopol, *JeKOSI-Gidrofizika*, 2012, 420 p.
4. Evstigneev V.P., Naumova V.A., Evstigneev M.P. *Poisk i ustranenie neodnorodnostej v rjadah nabljudenij kak neodhodimyj jetap obrabotki i analiza gidrometeorologicheskikh dannyh* [Inhomogeneity detection and adjustment as an essential phase of processing and analysis of hydrometeorological data]. *Jekologicheskaja bezopasnost' pribrezhnoj i shel'fovoj zon i kompleksnoe ispol'zovanie resursov shel'fa* [Ecological safety of coastal and shelf zones and comprehensive use of shelf resources], 2013, vol. 27, pp.169-173.
5. Lipinskij V. N., D'jachuk V. A., Babichenko V.N. (eds) *Klimat Ukrainy* [Climate of Ukraine]. Kiev, *Izdatel'stvo Raevskogo*, 2003, 201 p.
6. Meshherskaja A.V., Erjomin V.V., Baranova A.A., Majstrova V.V. *Izmenenie skorosti vetra na severe Rossii vo vtoroj polovine XX veka po prizemnym i ajerologicheskim dannyh* [Change of wind speed in the North of Russia during the second half of the 20th century using surface and upper-air wind data]. *Meteorologija i gidrologija* [Meteorology and Hydrology], 2006, no. 9, pp. 46-58.
7. *Rukovodstvo po aviacionnoj meteorologii, 8-e izd.* [Manual of Aeronautical Meteorological Practice, 8th ed.]. ICAO, Doc. 8896, 2008, 179 p.
8. Bajdin S.S., Gluhovskij B.H. (eds) *Rukovodstvo po raschetu jelementov gidrologicheskogo rezhima v pribrezhnoj zone morej i v ust'jah rek pri inzhenernyh izyskanijah* [Hydrologic regime calculation manual for engineering survey of coastal zone and estuaries]. Leningrad, *Gidrometeoizdat*, 1973, 535 p.
9. Kollu R., Rayapudi S.R., Narasimham S.V.L., Pakkurthi K.M. Mixture probability distribution functions to model wind speed distributions. *Energy Environ. Engineer*. Vol. 3 (2012), Article ID 27, P. 10. doi:10.1186/2251-6832-3-27.
10. Morgan E.C., Lackner M., Vogel R.M., Baise L.G. Probability distributions for offshore wind speeds. *Energy Conversion and Management*, 2011, vol. 52, pp. 15-26.
11. Polonsky A., Evstigneev V., Naumova V., Voskresenskaya E. Low-frequency variability of storms in the northern Black sea and associated processes in the ocean-atmosphere system. *Reg. Environ. Change*, 2013, Pages 11. - doi: 10.1007/s10113-013-0546-z. Available at: [tp://link.springer.com/article/10.1007/s10113-013-0546-z?no-access=true](http://link.springer.com/article/10.1007/s10113-013-0546-z?no-access=true)
12. Sturges H.A. The Choice of a Class Interval. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 1926, vol. 21, pp. 65-66.
13. Vautard R., Cattiaux J., Yiou P., Thepaut J.-N., Ciais P. Northern Hemisphere atmospheric stilling partly attributed to an increase in surface roughness. *Nat. Geosci.*, 2010, vol.3, pp. 756-761. - doi: 10.1038/NCEO979.

Поступила в редакцию 23.01.2014 г.
Received 23/01/2014