

УДК 551.551

АСИМПТОТИКА МАКСИМАЛЬНЫХ ВЕТРОВЫХ ПОРЫВОВ В МОСКОВСКОМ МЕГАПОЛИСЕ: ЦЕЛИ, ПРИНЦИПЫ РАСЧЕТОВ И СТАТИСТИКА НАБЛЮДЕНИЙ

© 2021 г. В. П. Юшков*

*Московский государственный университет им. М.В. Ломоносова, физический факультет,
Ленинские горы, 1, Москва, 119991 Россия*

**e-mail: yushkov@phys.msu.ru*

Поступила в редакцию 14.11.2020 г.

После доработки 19.01.2021 г.

Принята к публикации 17.02.2021 г.

В работе исследуется вероятностная структура значительных мезомасштабных флуктуаций скорости ветра над Москвой. По данным многолетних регулярных измерений на Останкинской телебашне, а также в других точках мегаполиса и в окружающей загородной местности, показано, что нормирование ветровых порывов позволяет получить единую вероятностную оценку значительных отклонений скорости ветра в АПС от прогнозируемых значений. Статистический анализ длительных измерений скорости ветра на 6 высотах в Останкино, на автоматических метеостанциях в разных точках Московского мегаполиса, специальных высокочастотных измерений на юго-западе столицы, а также дистанционных содарных измерений скорости ветра в городской и загородной местности показал, что распределение нормированных экстремальных отклонений скорости ветра обладает общей вероятностной структурой и имеет универсальное распределение максимумов на интервале наблюдений. Для заданного референсного интервала (3 ч) и частоты дискретизации автоматических измерений (1 мин) приведены параметры асимптотики распределения Гумбеля. Изменение частоты дискретизации и референсного интервала хотя и незначительно изменяет эти параметры, но не меняет тип распределения. Сохранение формы функции распределения экстремальных значений на разных высотах, при измерении разными приборами и в разных точках наблюдений, говорит о ее универсальности и позволяет использовать ее для расчета малых вероятностей редких максимальных порывов ветра при наличии прогноза средней скорости ветра и энергии подсеточных турбулентных флуктуаций в численных моделях.

Ключевые слова: ветровой порыв, мезомасштабные флуктуации, численный прогноз, вероятность, теория экстремальных значений, распределение Гумбеля

DOI: 10.31857/S0002351521030111

ВВЕДЕНИЕ

Прогноз редких, но очень сильных порывов ветра, связанных с прохождением интенсивных мезомасштабных барических структур, представляет важную, но непростую задачу. С ростом городского населения, крупных мегаполисов и усложнением экономических связей проблема компенсации и страхования значительного ущерба, который могут вызвать подобные, хотя и весьма редкие, события, требует серьезного математического анализа, а не только социальной реакции [1].

И хотя оценка вероятности максимальных ветровых порывов является хорошо изученной статистической задачей (см., например, [2–5]), прогноз вероятности редких, но опасных событий требует совмещения как динамического, так и статистического подхода. Традиционный синоптиче-

ский прогноз “максимальных порывов” ветра [6–8] не дает вероятностной картины их распределения, а лишь показывает некоторое реперное значение вероятного порыва, не характеризующее форму распределения разных вероятностей в целом. А традиционное построение эмпирических функций распределения скорости ветра в данной точке местности на заданной высоте [9–11] не дает заблаговременного прогноза и не обладает достаточной общностью оценок.

Конечно, инструментальные измерения скорости ветра в Московском мегаполисе проводятся непрерывно в нескольких локациях и самыми разными методами: традиционными измерениями на городских метеостанциях, автоматическими метеостанциями, в том числе на Останкинской телевизионной башне, на нескольких уровнях над

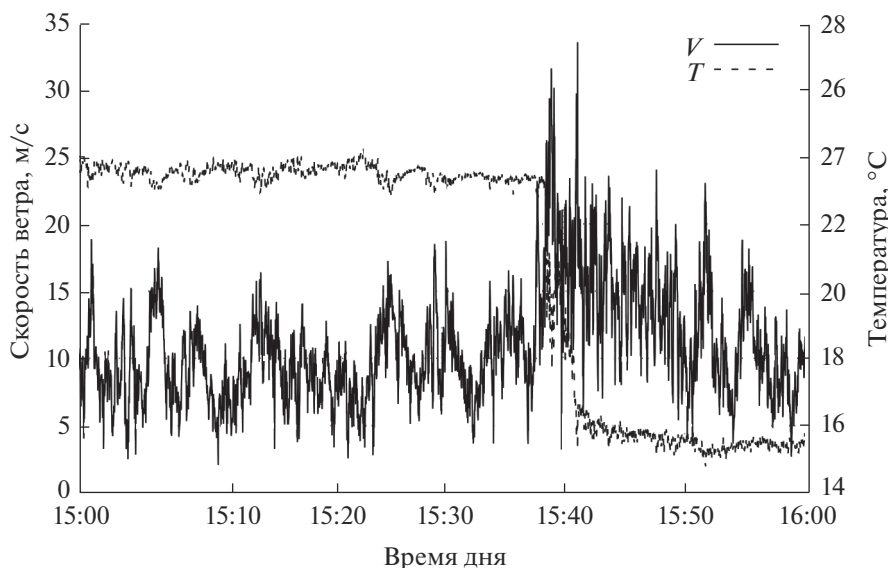


Рис. 1. Прохождение конвективного штормового порыва 29 мая 2017 г. через точку измерений высокочастотных турбулентных пульсаций скорости и температуры в МГУ им. Ломоносова. Хорошо видны максимальные значения скорости ветра, волновая структура флуктуаций и связь штормового порыва с прохождением холодного фронта.

поверхностью, высокочастотными акустическими анемометрами, а также дистанционными средствами зондирования с помощью сонаров [12]. Поэтому и тот смертельный штормовой порыв 29 мая 2017 г., принесший Москве значительный материальный ущерб, хорошо инструментально зафиксирован (см. рис. 1) и может быть сопоставлен с другими сильными флуктуациями скорости ветра (см., например, [14] или рис. 4).

Задача прогноза малых вероятностей редких, но значительных отклонений существенно отличается от задачи прогноза средних или медианных значений, дисперсии или интер-квартильного размаха. Во-первых, такие измерения должны проводиться достаточно долго, чтобы захватить и события с малой вероятностью. Во-вторых, ошибки измерений, выбросы в отчетах не должны существенно искажать функцию распределения в ее “хвосте” (в экстремальных значениях). Наконец, требуется сопоставить распределения, регистрируемые локально, в разном городском окружении, на разных высотах и измеряемые разными типами приборов. Измеряемая эмпирическая функция распределения при этом может зависеть от параметров статистической обработки, но общая оценка вероятности редких ветровых порывов должна быть универсальной.

И, конечно, сам расчет вероятности максимальных порывов ветра требует еще расчетов материального ущерба, который не всегда совпадает с максимальной скоростью ветра. Но именно нелинейность и сильная зависимость ущерба от скорости ветра предопределяет необходимость учета лишь максимальных значений скорости, которая при этом имеет вероятностное поведение, а сам

ветровой порыв лишь с некоторой вероятностью проходит через точку измерений.

1. ПРОБЛЕМЫ КЛАССИЧЕСКОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО ПОДХОДА И ДИНАМИЧЕСКОГО ПРОГНОЗА ВЕТРОВЫХ ПОРЫВОВ

Классическая статистическая теория ветровых порывов, подробно изложенная, например, в работах [2, 3], базируется на измерении максимума скорости ветра, например между синоптическими сроками, и теории экстремальных значений (EVT) [15–18]. Развитие численного моделирования, с другой стороны, привело к многочисленным попыткам связать классический статистический анализ с гидродинамическим моделированием [5, 19–21]. Однако в большинстве таких работ принципиальная разница между моделированием динамических и стохастических процессов никак не учитывается, и методика сопоставления данных наблюдений с численными расчетами остается одинаковой: по среднему отклонению (bias), среднеквадратичной ошибке (СКО или RMSE) или критерию Пирси–Обухова (таблице сопряженностей) [8].

Традиционно, статистику порывов ветра рассматривают через простую скалярную характеристику – индекс порывистости или gust factor, G :

$$G = \frac{V_m}{\bar{V}} = 1 + \frac{V_m - \bar{V}}{\sigma_v} \frac{\sigma_v}{\bar{V}} = 1 + gI, \quad (1)$$

где \bar{V} – средняя, а V_m – максимальная скорость ветра, измеряемая на метеостанции, σ_v – средне-

квадратичное отклонение флуктуаций, g – пик-фактор или нормированный порыв, а $I = \sigma_v / \bar{V}$ – “интенсивность турбулентности” [11]. Такая постановка, однако, не учитывает важное свойство флуктуаций скорости ветра: \mathbf{V}_m и $\bar{\mathbf{V}}$ – векторные характеристики, а энергетическую характеристику σ_v требуется связать с анизотропным тензором турбулентных пульсаций.

Важность векторного анализа порывов показывает простой пример: если порыв ветра в точке наблюдений направлен против вектора средней скорости, а не сонаправлено с ним, в традиционных измерениях максимальной скорости ветра на метеостанциях такое отклонение не будет даже зафиксировано. При этом в близкой пространственной точке это отклонение скорости ветра может быть сонаправлено со средней скоростью ветра. И только появление в последние десятилетия автоматизированной записи мезомасштабных флуктуаций скоростей и направлений ветра на метеостанциях позволяет изучать их более детально.

Нетрудно заметить, что максимальное значение скорости ветра V_m в измерениях является случайной величиной, в то время как \bar{V} и σ_v должны быть определены на статистическом ансамбле наблюдений или получены в модельных численных расчетах. Что взять в качестве такого статистического ансамбля? В классическом подходе Райса [16] рассматривается поток (временной ряд) взаимно независимых случайных событий, причем произвольной природы, и этот поток имеет одинаковое распределение. Тогда для заданного порога U , если число его превышений в одной серии наблюдений длиной T обозначить как $n_i(U)$, то для M серий, при $M \rightarrow \infty$, можно определить среднее число превышений в серии:

$$N(U) = \lim_{M \rightarrow \infty} \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M n_i(U). \quad (2)$$

Теперь вместо случайной величины порыва G можно искать значение порога U , для которого выполняется условие $N_T(U) = 1$, то есть который происходит в среднем один раз на интервале измерений T , называемом референсным периодом. То есть вместо функции распределения мы прогнозируем лишь его параметр U , так называемый “максимальный порыв” [3]. Такой подход хорошо работает для определения “нормального” или вероятного порыва, но он не применим для оценки экстремальных порывов, которые “чаще всего” не происходят, то есть для порывов, превышающих порог U , такой, что среднее число превышений $N_T(U) \ll 1$.

Аналогично, в задаче Гумбеля [17], рассматривается некоторая скалярная измеряемая функ-

ция $V(t)$ произвольной характеристики, то есть стационарный случайный процесс, для которого определена функция распределения $P(V, \dot{V})$. Для экстремально редких отклонений на референсном интервале времени Гумбель нашел асимптотику:

$$P(X) = \exp(-\exp(-X)), \text{ где } X = C \frac{U - \hat{U}}{\bar{U} - \hat{U}}, \quad (3)$$

$P(X)$ – функция распределения (CDF) максимумов скорости ветра, измеряемых на выборке конечной длины, T , $C = 0.5772\dots$ – постоянная Эйлера, \hat{U} – положение максимума плотности функции распределения максимумов скорости ветра, измеряемых на интервале T , а \bar{U} – среднее значение распределения этих максимумов [3].

Давенпорт [2] показал, что подходы Гумбеля и Райса дают одинаковый результат, если функция распределения случайного стационарного процесса известна или задана. Использование нормального распределения для скалярных характеристик V и \dot{V} при этом сильно упрощает теоретический анализ, хотя и не гарантирует его применимость на практике, поскольку распределение скоростей и не является ни нормальным, ни скалярным, а сам случайный процесс, на интервале прогноза экстремальных порывов ветра, не является даже стационарным.

Распределение Райса для независимо распределенных нормальных компонент (векторного белого шума) может служить удобным примером для оценки того, как может выглядеть эмпирическое распределение максимальных порывов, если на синоптическом интервале наблюдений параметры распределения не меняются существенно. И наоборот, эмпирическому предельному распределению максимальных нормированных порывов можно сопоставить некоторую спектральную плотность взаимно нормально распределенных флуктуаций компонент. Однако остается неясным, как несоответствие модельного и реального распределения скоростей отразится на изменении вероятности редких событий.

Часто используемой аппроксимацией эмпирического распределения скоростей ветра за длительный интервал наблюдений (см. рис. 2) является и двухпараметрическое распределение Вейбулла [9]:

$$P(V) = 1 - \exp(-AV^k), \text{ где } A = \lambda^{-k}, \quad (4)$$

где k – параметр формы, а λ – масштаба. Но опять же, лишь в средней части, скажем, для задач ветроэнергетики. “Хвосты” же эмпирического распределения скорости, то есть редкие события, плохо ложатся на это распределение (см. [10, 23]). В то же время распределение экстремальных значений не требует предположения о форме исходного распределения вероятностей. При этом рас-

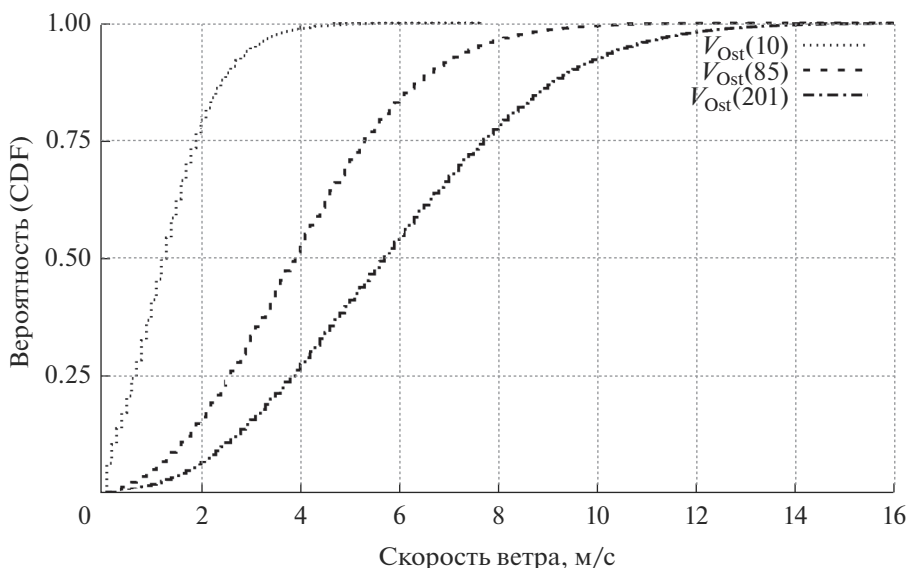


Рис. 2. Эмпирическая функция распределения скоростей на трех высотах измерений в Останкино по данным измерений с 2009 по 2017 гг. Хорошо видна разница распределений и быстрое падение медианы распределения скоростей при приближении к поверхности.

пределение экстремумов такой случайной величины имеет хорошо известную асимптотику “хвостов”, то есть значительных и редких отклонений [18].

Подход Гумбеля позволил привлечь представление о спектре флуктуаций и связал порывы скорости ветра с интенсивностью или энергетикой турбулентного перемешивания [24]. Проблема, однако, состоит в том, что для определения σ_v необходимо иметь информацию о самой высокочастотной части спектра измеряемых пульсаций. Но поскольку форма и ширина этого спектра нам в точности наперед неизвестна, а модельные представления о спектре известны лишь в предположении его стационарности, что вряд ли справедливо для сильных мезомасштабных порывов ветра, введение множества эмпирических или “поправочных” функций лишь подрывает доверие к теоретически выведенным формулам.

Кроме того, разные приборы измерений, работающие на разной частоте дискретизации: чашечные или акустические анемометры, содары или лидары [25], обладают своими фильтрующими свойствами, в то время как порывы ветра и опасные последствия таких порывов не должны зависеть ни от инструмента, ни от места проведения измерений. Поэтому теоретический расчет вероятности превышения порога U аналитическими методами, как в [24], требует сопоставить с эмпирическими расчетами вероятности порывов измеряемых разными приборами и в разных локациях.

Развитие численных синоптических моделей и опыт их практического использования показывают, что хорошо прогнозируется лишь достаточно гладкое поле давления и температуры, а мезомас-

штабные вариации скорости ветра и конвективные процессы приходится описывать статистически и параметризовать в численных схемах расчетов [26, 27]. Так, синоптический прогноз значительного локального усиления скорости ветра в Московском регионе 29.05.2017 был, но севернее мегаполиса и со сдвигом во времени.

Как видно из формулы (1), традиционный прогноз ветровых порывов строится на оценке средней скорости ветра \bar{V} , в свободной атмосфере или на уровне измерений (10 м над поверхностью), оценке энергетики флуктуаций, $\sigma_v^2/2$, и расчете нормального максимального порыва U из условия $N_T(U) = 1$ [3]. Недостаток этой методики заключается лишь в том, что в таком прогнозе мы теряем представление о распределении максимальных порывов $N(U)$.

Чтобы сохранить информацию о распределении и, одновременно, использовать численный гидродинамический прогноз средних величин: скорости и направления ветра $\bar{\mathbf{V}}$ и энергетики подсеточных флуктуаций, а также учесть векторный характер измеряемой величины, следует нормировать ветровые порывы, то есть рассчитывать вероятность некоторой функции от случайной величины и ее предикторов, например, рассчитать эмпирическое распределение максимумов нормированных порывов или пик-фактора g :

$$g = \max_T \frac{|\mathbf{V} - \bar{\mathbf{V}}|}{\sigma_v} \tag{5}$$

на множестве интервалов наблюдений продолжительностью T .

Таблица 1. Некоторые квантили распределений скорости ветра (в м/с) по данным московских метеостанций

М/С	<0.5 м/с	Медиана	Квартиль 75%	90%	99%
Останкино	–	1.06	1.67	2.32	4.04
ВДНХ	24%	1.07	1.64	2.24	3.48
Балчуг	12%	1.17	1.73	2.29	3.37
МГУ	6%	1.81	2.48	3.12	4.53
Ново-Иерусалим	11%	2.00	3.04	4.02	6.04

Этот простой подход, как будет показано, позволяет получить универсальное распределение случайной функции g (см. рис. 6 и 7), имеющей известную асимптотику экстремальных значений (распределение Гумбеля), которая не зависит от высоты проведения и метода измерений, а также других факторов (сезона, времени суток и пр.). При этом рассчитанные эмпирически характеристики распределения нормированного порыва g позволяют по численному гидродинамическому прогнозу \bar{V} и σ , рассчитать вероятность различных значений максимальных порывов.

В качестве референсного периода для метеорологических задач удобно рассматривать либо промежутки времени между стандартными сроками измерений на метеостанциях (3 ч), что позволяет описать и быстрые синоптические изменения, и суточную изменчивость вероятности, либо рассчитывать распределение вероятностей на сутки прогноза, исходя из соображений технического удобства для систем принятия решений.

2. МЕТОДЫ ИЗМЕРЕНИЙ И СТАТИСТИКА НАБЛЮДЕНИЙ

Для проверки универсальности распределения нормированных максимальных порывов ветра за фиксированный интервал наблюдений в настоящей работе использовались 4 типа измерений. Во-первых, были проанализированы данные на четырех автоматических метеостанциях: МГУ, Балчуг, ВДНХ и Ново-Иерусалим (синоптические индексы: 27617, 27605, 27612 и 27511 соответственно). Частота дискретизации этих измерений – 1 мин, высота установки датчика скорости ветра над поверхностью – около 10 м. Существенным недостатком традиционных метеорологических измерений в городской среде является малая высота расположения датчиков скорости ветра: ниже “уровня крыш” и парковой растительности или, другими словами, “закрытость” городских метеоплощадок. И непрерывные ряды этих данных составляют пока лишь несколько лет.

Наиболее же длинным непрерывным рядом автоматических наблюдений являются данные измерений на Останкинской телебашне (координаты: 55°49'16.39" с.ш., 37°36'45.04" в.д.) на не-

скольких высотных уровнях: 85, 128, 201, 253, 305 и 385 м. Данные измерений на уровне 503 м не использовались из-за технических проблем в работе датчика скорости ветра на этой высоте.

На первом этапе были проанализированы данные собранные и обработанные ФГУП “Мосэкомониторинг”. Эти данные измерений имеют дискретизацию 10 мин. Поэтому за 3-часовой интервал количество таких измерений невелико (18), а дисперсия флуктуаций рассчитывается с большой погрешностью. Позже нами были обработаны и исходные данные, с приблизительно минутным осреднением, по результатам обработки которых общие выводы работы остались, по-существу, неизменными.

Длительные непрерывные наблюдения на Останкинской башне дают богатый статистический материал, к которому не раз применялись методы традиционного анализа [28, 29]. В настоящей работе рассмотрены только данные непрерывных рядов наблюдений с 2009 г. Анализ этих данных показал, что ветровой шквал 29 мая 2017 г. в Останкино был далеко не самым сильным по Москве и в общем многолетнем ряду ветровых порывов, после нормирования, он не был “особенным”. В отличие от измерений на юго-западе мегаполиса. Измерения на нескольких уровнях Останкинской башни демонстрируют неизменность статистики нормированных порывов с высотой (см. рис. 2 и 6), а сравнение этой статистики с полученной по данным измерений на высоте 10 м одновременно показывает и влияние “ветровой тени” в пределах слоя вытеснения (urban canopy) по измерениям в Останкино (см. табл. 1 и 2).

Полученные статистики за длительный срок измерений (2009–2017 гг.) затем сопоставлялись с данными измерений, полученными в Останкино за год. Такое сопоставление позволяет оценить межгодовую изменчивость эмпирических статистик и сопоставить их с результатами, полученными за год измерений в других точках (ВДНХ, МГУ, Ново-Иерусалим, Звенигород). Многолетние непрерывные ряды измерений в Останкино позволяют разделить общую выборку наблюдений по сезонам, времени суток, средней скорости ветра, дисперсии флуктуаций, а также проверить

межгодовую устойчивость функции распределения нормированного порыва.

В двух других точках наблюдений: в МГУ (55°42′00.28″ с.ш., 37°31′45.30″ в.д.) и на Звенигородской научной станции ИФА РАН (55°41′44.14″ с.ш., 36°46′32.18″ в.д.) на высоте 50 и 56 м над поверхностью уже много лет ведутся непрерывные высокочастотные измерения флуктуаций скорости ветра с помощью акустических анемометров (USA-1, МЕТЕК). Частота дискретизации этих измерений 50 и 15 Гц. Эти высокочастотные измерения позволяют оценить весь спектр турбулентных флуктуаций скорости ветра и сопоставить результаты, полученные с осреднением от 1 с до 30 мин, то есть сопоставить статистику порывов измеряемых приборами с разной “полосой пропускания”.

Еще одним методом измерения флуктуаций скорости ветра выше приземного слоя, используемым для анализа, является дистанционное акустическое зондирование [30]. Исходные данные таких измерений имеют дискретизацию 10–15 с, и их также можно использовать для оценки статистики порывистости на разной высоте над поверхностью (см. рис. 7б). Дистанционные содарные измерения ведутся не только в Звенигороде и МГУ, но и в центре Москвы, в Институте физики атмосферы им. А.М. Обухова (55°44′20.81″ с.ш., 37°37′23.57″ в.д.). Используемые для настоящего исследования содары ЛАТАН-3 разработаны в этом институте. Для целей настоящей работы по исходным данным рассчитывались средние значения скорости ветра за 10 мин, и по ним, аналогично измерениям на Останкинской башне, уже рассчитывалась повторяемость нормированных порывов.

Важным вопросом является и само определение мезомасштабного ветрового порыва. С одной стороны, интуитивное понятие порыва ветра говорит о событии длительностью 1–2 с, но традиционные автоматические наблюдения, в том числе в Останкино и на автоматических метеостанциях гидрометслужбы (АМС ЦУГМС), не обеспечивают такую частоту измерений, а измерение максимальной скорости ветра чашечными анемометрами не дает информации о направлении порыва. С другой стороны, мезомасштабные вариации скорости ветра в АПС, которые обусловлены локальным усилением “средней скорости”, имеют масштаб в пределах 10 мин и пространственную протяженность, порядка нескольких километров, достаточную для создания значительных разрушений.

Именно такие, энергетически значимые вариации, которые не могут быть предсказаны гидродинамическим расчетом, требуют детального статистического анализа. И хотя в работе были опробованы алгоритмы с разной дискретизацией измерений,

Таблица 2. Некоторые квантили распределений нормированного порыва по измерениям в Останкино. Шаг дискретизации – 1 мин, референсный период – 3 ч

Высота, м	Медиана	90%	99%	99.9%
085	2.31	2.86	3.58	4.43
128	2.30	2.87	3.70	4.56
201	2.26	2.80	3.64	4.52
253	2.24	2.78	3.61	4.62
305	2.21	2.73	3.43	4.47
385	2.21	2.78	3.55	4.72
Среднее	2.26	2.80	3.59	4.55

основное внимание было уделено традиционным масштабам, характерным для рутинных автоматизированных наблюдений на метеостанциях, с периодичностью 1–10 мин. Более высокочастотные специализированные измерения, проводимые на физическом факультете МГУ и в Институте физики атмосферы, а также дистанционные содарные измерения, для сопоставления с такими рутинными измерениями, осреднялись за интервал дискретизации.

3. РЕЗУЛЬТАТЫ СТАТИСТИЧЕСКИХ РАСЧЕТОВ

Первый вывод, который был сделан из статистического анализа разных временных рядов скоростей ветра, – измерения в городской среде на высоте около 10 м существенным образом зависят от расположения точки измерений: окружающей городской застройки и высокодревесной растительности, а также орографии местности. Эти локальные неоднородности распределения скоростей и мезомасштабных порывов, в зависимости от “открытости” метеоплощадки, хорошо видны в данных автоматических метеостанций. Так, на метеостанции ВДНХ медиана распределений скорости ветра составляет всего 1.07 м/с, а на метеосерватории в МГУ, расположенной на возвышенности Воробьевых гор, – 1.81 м/с. Открытая метеоплощадка измерений за городом, на метеостанции 27511 в Ново-Иерусалиме, показывает медиану в 2 м/с, а в центре Москвы, на метеостанции Балчуг – 1.17 м/с. Другие ключевые квантили распределения скоростей собраны в табл. 1. Первая колонка показывает, какая часть измерений фиксирует скорость ветра меньше 0.5 м/с. При такой скорости ветра в выходной файл записывается нулевое значение. При малых скоростях ветра возникают и технические ошибки в расчетах дисперсии флуктуаций скоростей.

Функция распределения порывистости (пик-фактора) также заметно зависит от локальных

свойств точки измерений. Интересно отметить, что на метеостанции Балчуг, расположенной в самом центре города, функция распределения максимума нормированного порыва g очень близка к этой же функции в измерениях выше приземного слоя. В других же точках измерений расхождение чуть более существенно.

На высоте 10 м в Останкино, рядом с телебашней, медиана распределения скоростей (средне-минутные значения) составляет всего 1 м/с, на высоте 85 м уже 4 м/с, а на верхнем уровне измерений, 385 м – 7.2 м/с. То есть в пределах urban сапору (ниже уровня крыш) скорость ветра падает в среднем в 4 раза, а выше вырастает всего вдвое. Конечно, рост скорости ветра с высотой – хорошо изученный вопрос [31], в том числе в городской среде, мы лишь показываем, что традиционные измерения скорости ветра на высоте 10 м, в городской среде, не позволяют надежно изучать статистические характеристики ветровых порывов из-за большого числа пропусков и штилей (затиший). Поэтому расчеты повторяемости значительных мезомасштабных флуктуаций скорости ветра лучше проводить по измерениям выше 50 м. В противном случае будет трудно оценить и интерпретировать вклад в распределение вероятностей локальных особенностей точки измерений и отклонений, вызванных быстрыми флуктуациями направления ветра при обтекании городских препятствий вблизи поверхности.

Чтобы показать, как нормированные порывы отражают реальную и повторяющуюся статистику наблюдений, на рис. 1 показан тот самый смертельный порыв 29 мая 2017 г. при малом интервале осреднения (1 с). Максимальное значение скорости ветра в точке измерений в МГУ в течение всего 1 с превышало значение 33 м/с и это значение не было ошибкой измерений. Этот порыв, одновременно, не был и “случайным”, в том смысле, что он обусловлен динамическим процессом – прохождением резкого холодного фронта на периферии очень теплого сектора подвижного циклона [13]. При этом в Метеообсерватории МГУ, всего в 1 км от точки измерений на физическом факультете, столь сильного порыва ветра не было зафиксировано из-за влияния главного здания университета, окружающих учебных корпусов и высокой растительности. Также не было зафиксировано столь сильного превышения средней скорости ветра и по измерениям в Останкино. В этом смысле отклонения от средней, по Москве, скорости ветра, как и траектория максимального порыва, конечно, являются случайным пространственно распределенным процессом.

После исключения средней скорости ветра, оценки дисперсии флуктуаций и нормирования на среднеквадратичное отклонение (СКО), по данным с минутным осреднением, как показано

на рис. 3, нормированный порыв 29 мая 2017 г. уже не является “исключительным” явлением, хотя и остается очень редким. Столь же большие значения нормированного порыва наблюдались и в других точках в другие сроки, хотя абсолютное значение скорости ветра, конечно, не было превышено. Так, на рис. 4 показан другой пример конвективного порыва в Останкино 13–14 июля 2016 г. Эти записи показывают, что нормированные мезомасштабные порывы действительно выделяются на фоне “средней” изменчивости флуктуаций, но, как будет показано, они не являются “случайными” при статистическом обобщении.

Сложная проблема, которая возникает после нормирования данных наблюдений, – влияние на статистику порывов технических ошибок измерений. После вычитания средней скорости ветра и нормирования на среднюю дисперсию, максимальный нормированный порыв не обязательно совпадает по времени с наибольшей скоростью ветра, а ошибка измерения дисперсии, при малых ее значениях, может привести к концентрации быстрых и случайных вариаций направления ветра в хвосте распределения нормированных порывов. Поэтому надежные оценки вероятности максимальных нормированных порывов зависят от частоты появления таких ошибок измерений.

Так, например, резкие колебания флюгарки анемометра и автоматическая запись таких случайных изменений “направления” при сильном ветре, как показано на рис. 5, 17 августа 2016 г., приводят к резким флуктуациям в записях, которые могут присутствовать на одном уровне измерений и отсутствовать на соседнем из-за особенностей взаимодействия порывистого ветра с телом Останкинской телебашни. По этой причине последние значения в хвосте распределения требуют специального контроля (см. [23]), сравнения измерений на разных высотах или несколькими приборами. В измерениях на Останкинской башне такой контроль является многократным (18 одновременных измерений на 6 высотах).

3.1. Распределение скоростей и нормированных порывов ветра на разных высотах

Является ли универсальным характер распределения нормированных порывов проще всего понять, сопоставляя измерения и расчеты по ним на разных высотах в одной точке наблюдений одинаковыми приборами. Изменение распределений скоростей ветра с высотой, показанное на рис. 2, и совпадение функции распределения нормированных ветровых порывов, даже по осредненным 10-минутным данным, показанное на рис. 6, ясно демонстрируют, что после нормирования функции распределения порывов сливаются. Конечно, это совпадение не будет “абсолютным”.

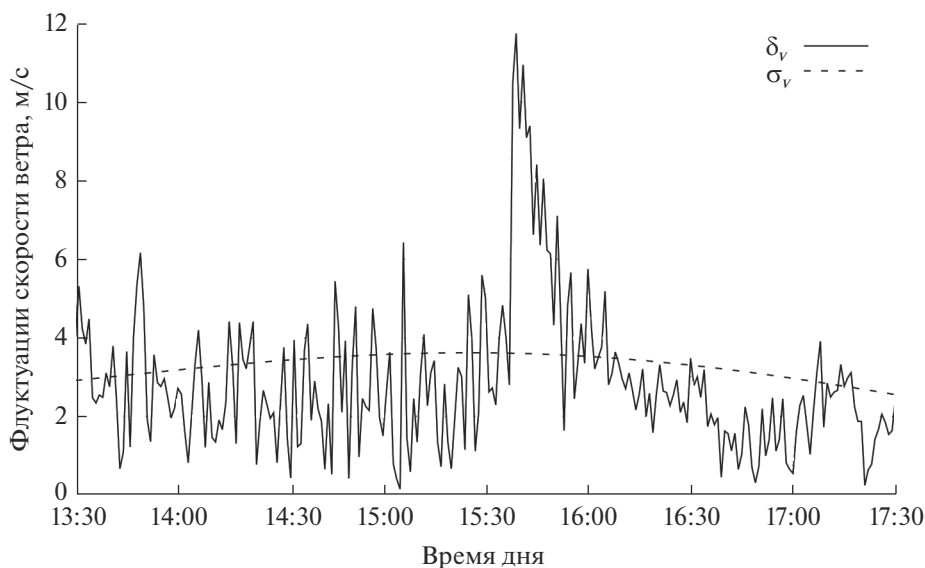


Рис. 3. Порыв 29.05.2017 после вычитания средней скорости ветра и с шагом дискретизации и осреднения измерений равным 1 мин (для сопоставления с другими типами измерений). δ_v – модуль флуктуаций скорости ветра, σ_v – СКО флуктуаций, рассчитанное за 3 ч осреднения, показано пунктиром.

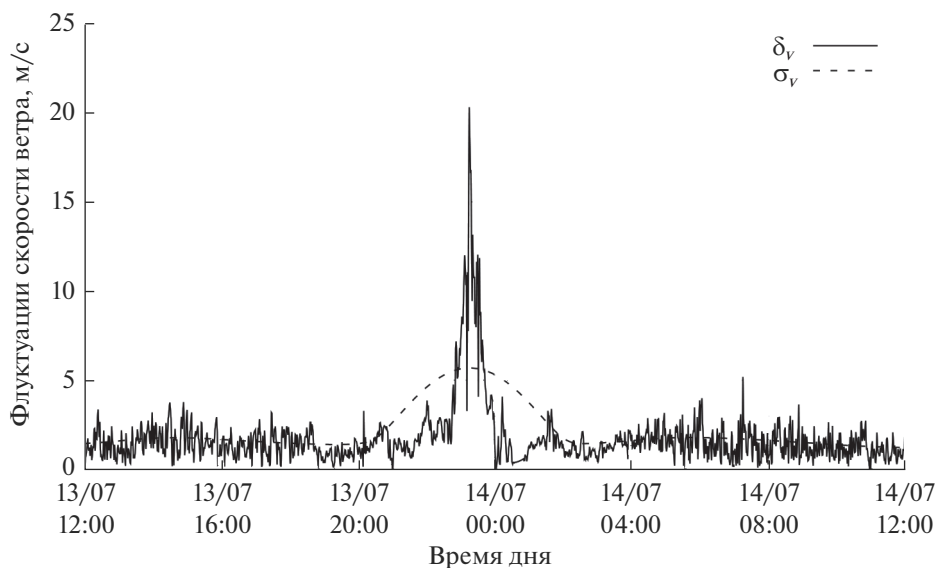


Рис. 4. Конвективный порыв 13 июля 2016 г., в ночное время, в тех же переменных, что и на рис. 3, по измерениям в Останкино.

Разброс главных квантилей нормированного порыва, рассчитанных уже по минутным, наиболее детальным, данным измерений в Останкино, собран в табл. 2.

Статистический анализ многолетних измерений нормированного порыва g показывает, что межгодовой разброс эмпирических распределений, построенных за каждый год, приблизительно равен разбросу между разными высотами измерений. Расхождение между разными эмпири-

ческими функциями распределений больше при малом числе данных измерений, то есть при самых больших значениях нормированного порыва. Так, для $P = 0.99$ межгодовой разброс эмпирических кривых составляет всего ± 0.1 . Детальное сопоставление измерений показывает, что и расхождение распределений между разными высотами имеет, во многом, техническую причину: датчики скорости ветра на разных уровнях могут иметь чуть разную чувствительность, толщина

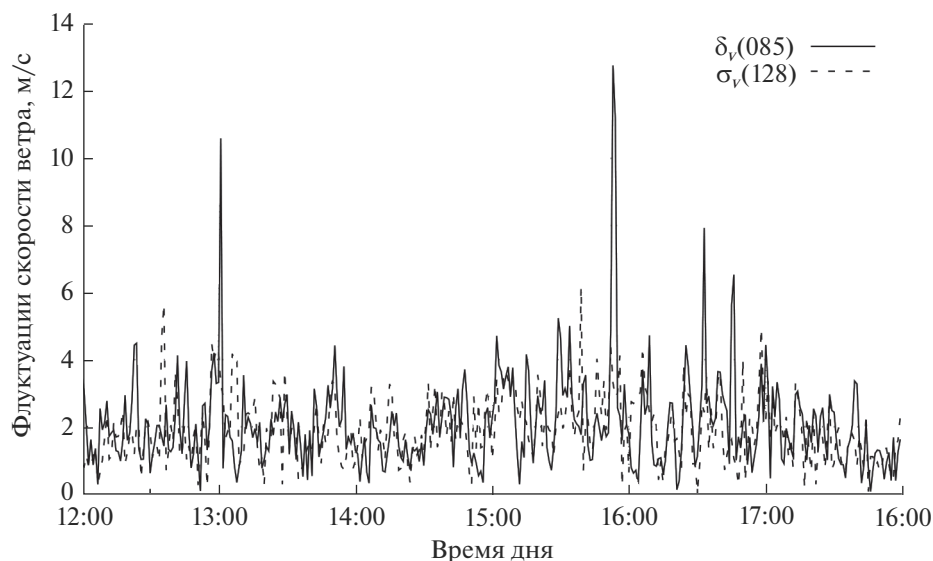


Рис. 5. Пример “ложных порывов”, связанных с хаотичными колебаниями флюгарки (Vaisala WAV252) при порывистом ветре по измерениям на Останкинской башне. На уровне 128 м этих же порывов не наблюдается. 17 августа 2016 г.

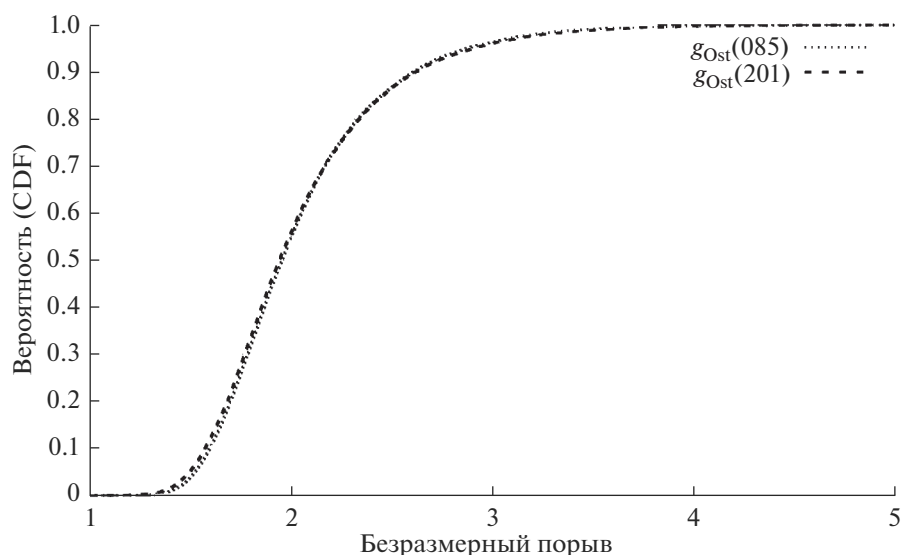


Рис. 6. Функция распределения для максимумов безразмерных порывов или пик-фактора $g = \max|\mathbf{V} - \bar{\mathbf{V}}|/\sigma_v$ за референсный интервал – 3 ч, по измерениям на двух высотах в Останкино. Шаг дискретизации и время осреднения одного измерения – 10 мин.

башни и ее влияние на поток уменьшаются с высотой, это влияние зависит от скорости ветра и его порывистости.

Проведенное сравнение показало, что и меньшая длительность временного ряда наблюдений, год или два, уже описывает основные свойства функции распределения нормированных порывов. А для самых больших значений нормированного порыва и малой обеспеченности: $(1 - P)$, можно использовать аппроксимацию хвоста распределения Гумбеля, при больших X (см. форму-

лу (3)) прямой в полулогарифмических координатах. Как показано на рис. 7 и в табл. 2, для времени осреднения 1 мин и референсном периоде 3 ч “прямая” хвоста распределения Гумбеля проходит через точки $P(<2.8) = 0.9$ и $P(<3.6) = 0.99$.

Большая продолжительность измерений в Останкино позволяет выделить из общего массива данных и сопоставить между собой эмпирические распределения, полученные в разные сезоны и в разное время суток, с достаточной обеспеченностью для выхода на хвост распределения

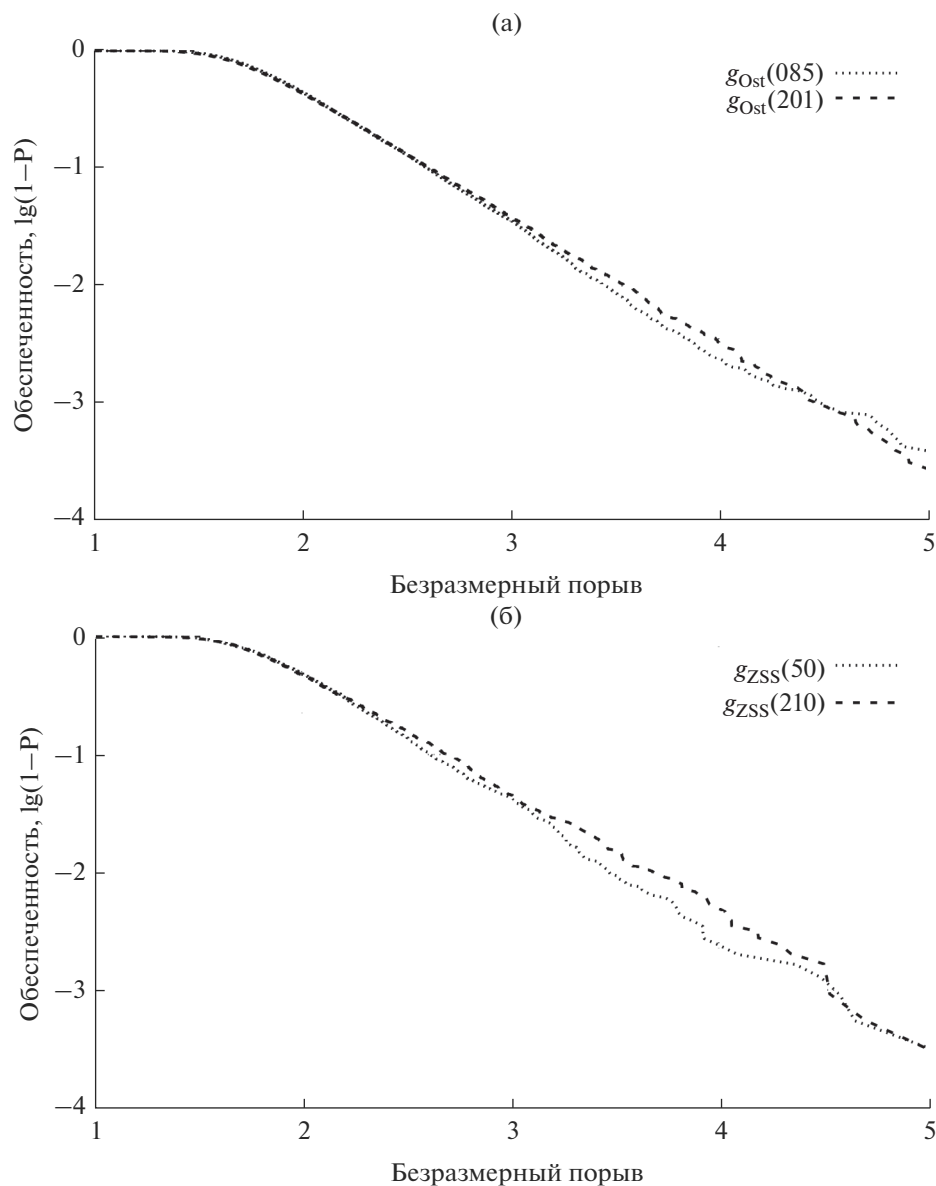


Рис. 7. Кривая повторяемости пик-фактора в логарифмическом представлении: $\lg(1-P)$ по измерениям с осреднением в 10 мин. Значение -1 соответствует верхнему децилю, -2 – верхнему перцентилю. (а) – по измерениям в Останкино и (б) – по содарным измерениям в загородной местности, на ЗНС ИФА РАН.

Гумбеля. Большой массив данных также позволяет изучить влияние управляющих параметров (стратификации, средней скорости ветра) на вид нормированного распределения, проверить, не меняется ли распределение на разных выборках.

3.2. Распределения нормированных порывов в разных точках измерений и при измерениях разными методами

Сопоставление расчетов распределений нормированных порывов в Останкино и МГУ (по высокочастотным акустическим измерениям) пока-

зывает, что эти распределения если и отличаются, то весьма незначительно. В пределах того разброса, который демонстрируют измерения на разных высотах в одной точке. Сопоставление измерений в МГУ и в загородной местности, на Звенигородской научной станции ИФА РАН, приборами одного типа и при одинаковом осреднении также показывает их близость в широком диапазоне выбора референсного периода и времени осреднения.

Очень близкие результаты показывают и содарные измерения флуктуаций и порывов скорости ветра в городской и загородной местности. Так, на рис. 7 показан пример расчетов хвоста

функции распределения безразмерного порыва в полулогарифмических координатах, при осреднении в 10 минут, по данным измерений в Останкино и содарным измерениям в Звенигороде на разных высотах. Большой интервал осреднения был выбран первоначально, чтобы показать, что именно мезомасштабная изменчивость скорости ветра, которая характеризуется сильной пространственной неоднородностью и непредсказуемостью, и поведение которой нельзя предугадать в синоптическом прогнозе на сутки или более вперед, обладает, в то же время, устойчивой вероятностной структурой. 10-минутные средние, кроме того, более надежны в плане их измерения: отдельные технические случайные выбросы гасятся при небольшом осреднении. А в содарных измерениях такой интервал осреднения позволяет избавиться от множества пропусков измерений при слабом сигнале рассеяния.

При сопоставлении различных функций распределения интересным вопросом является, в какой степени эти функции распределения “различны” и в какой — “схожи”. Однако практическим критерием точности расчетов вероятности максимальных скоростей можно считать точность расчета прогнозируемых параметров, то есть средней скорости ветра и энергии флуктуаций E или σ_v . Другими словами, для большей точности прогноза вероятности максимальных ветров большее внимание следует уделить точности прогноза энергетики мезомасштабных флуктуаций и ошибкам гидродинамических прогнозов.

3.3. Распределения максимальных порывов в разные сезоны и время суток, при разных скоростях ветра и дисперсиях

Влияние на порывистость $P(g)$ изменения ширины спектра флуктуаций, конечно, не может быть исследовано по усредненным за 10 мин данным измерений в Останкино или на автоматических метеостанциях гидрометслужбы. Минутная дискретизация измерений маскирует все особенности распределения порывов ветра, связанные с шириной спектра турбулентных флуктуаций. При анализе же данных измерений с высокой частотой дискретизации, от 1 Гц и выше, ширина спектра флуктуаций и ее средние суточные и сезонные изменения влияют на поведение максимума скорости ветра и распределение нормированного порыва в разных условиях измерений.

Проводимые на физическом факультете МГУ и Звенигородской научной станции ИФА РАН высокочастотные акустические измерения скорости ветра позволяют сопоставить распределения нормированного порыва с шириной спектра флуктуаций. Так, расчеты с частотой дискретизации 2 с и референсным периодом 1 ч показывают

разделение эмпирических распределений при разделении данных по временному интервалу день/ночь или сезонам: зима/лето. Как и ожидалось, разделение измерений на ночные, с 0 до 6 ч, и дневные, с 10 до 16 ч, местного времени, демонстрирует большее расхождение для летних измерений, чем для зимних. На уровне $P = 0.9$ (верхний дециль) расхождение между распределениями нормированных порывов в дневных и ночных измерениях составляет 0.2, а на уровне $P = 0.99$ — 0.5 (ординаты -1 и -2 на рис. 7). В среднем же за сутки, разница между летними и зимними распределениями составляет всего 0.1 для вероятности $P = 0.9$ и 0.3 для вероятности $P = 0.99$, что почти не отличается от межгодовой разницы распределений или разницы, связанной с методом измерений.

Чтобы показать, что функция распределения нормированных порывов не зависит от средней скорости ветра, а значит, может рассчитываться не только для очень больших, но и для умеренных ветров, увеличивая, таким образом, объем статистической выборки, было проведено сопоставление распределений при разных скоростях ветра. Наибольшее влияние на погрешности расчета нормированных порывов будут оказывать ситуации с малой скоростью ветра и малой дисперсией флуктуаций. При таких течениях (затишьях) турбулентное перемешивание теряет свою универсальность, и большую роль приобретают инструментальные ошибки измерения скорости ветра и его направления, что приводит к скачкам векторной характеристики скорости. Отбор же наблюдений по дисперсии флуктуаций в атмосферном пограничном слое одновременно фильтрует их и по средней скорости ветра. Расчеты показывают, что если дисперсия мезомасштабных флуктуаций скорости ветра или удвоенная кинетическая энергия превышает $1 \text{ м}^2/\text{с}^2$, что составляет примерно 2/3 всех измерений, то дальнейшее разделение общей выборки можно не проводить: функция распределения максимальных порывов перестает зависеть от значения дисперсии.

3.4. Влияние на функцию распределения длительности референсного интервала и шага дискретизации измерений

При уменьшении времени осреднения одного измерения или увеличении частоты дискретизации измерений “порывистость”, то есть функция распределения максимального нормированного порыва g , сдвигается в область больших значений при той же вероятности превышения (обеспеченности), в силу простого факта, что максимум любой функции не меньше среднего значения. Однако насколько сдвигается эта функция распределения зависит как от интервала дискретизации, так

и от ширины спектра флуктуаций, а также инерционности измерительных приборов, внутреннего накопления данных или объема пространственного осреднения (в дистанционных содарных измерениях). По этой причине, излишняя частота дискретизации приведет к трудностям сопоставления распределений, полученных разными методами. Поэтому наиболее простые измерения автоматическими метеостанциями с дискретизацией в 1 мин можно считать приемлемыми для оценки мезомасштабной порывистости.

Аналогичная зависимость связана и с увеличением длительности референсного периода. Увеличение длительности референсного интервала от 1 до 3 ч демонстрирует рост нормированного порыва, что легко понять, так как за более длительное время, при сохранении среднего и дисперсии, больший максимум скорости более вероятен. При увеличении же референсного интервала от 3 до 6 ч происходит обратное движение, по-видимому, уже из-за влияния суточного хода устойчивости АПС и нестационарности флуктуаций скорости ветра на больших временах осреднения. Такого рода оценки, конечно, несут чисто эмпирический характер, но они позволяют обосновать выбор референсного интервала согласованно с характерным интервалом синоптического прогноза, суточным изменением стратификации и синоптическим изменением поля давления, а значит и средних течений выше пограничного слоя для активных динамических процессов.

Примечательно, что асимптотика функции распределения нормированного порыва при дискретизации в 1 мин за 3-часовой интервал практически совпадает с асимптотикой функции распределения нормированного порыва при дискретизации 2 с, но за часовой референсный интервал расчетов. Так, по измерениям в МГУ, при частоте дискретизации измерений 2 с и референсном периоде 1 ч верхний перцентиль (99%) нормированного порыва g равен 3.46, в то время как при минутной дискретизации и 3-часовом осреднении его значение для той же вероятности равно 3.50. Уменьшение времени осреднения с 10 до 1 мин данных измерений в Останкино весьма слабо изменяет функцию распределения порывистости, по-видимому, из-за технической интерполяции данных сохраняемых в базе измерений. Причем значения ниже медианы, скажем 1 квартиля, могут даже уменьшаться с ростом частоты дискретизации.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Экстремальные скорости ветра, случающиеся даже “раз в сто лет”, не убивают людей сами по себе. Убивает неподготовленность к столь редким и опасным событиям. И, в отличии от наводнений, землетрясений или технологических ката-

строф, сильные порывы ветра дают нам лишь пример сложной взаимосвязи теоретических расчетов и численного гидродинамического моделирования со случайными и редкими событиями. Возможны ли вообще прогнозы таких редких вероятностных событий и каков их смысл?

В настоящей работе показано, что теория экстремальных значений дает нам надежный инструмент расчета и позволяет эмпирически показать, что вероятности случайных экстремальных событий ложатся на единую асимптотическую прямую при измерениях в широком диапазоне высот, в разных локациях и разными типами приборов. Однако специальное внимание требуется уделить фильтрации грубых технических ошибок, ошибкам связанным с принципом измерений (см. рис. 5) или влиянием на измерения отдельных городских сооружений и уличных каньонов.

Рассчитанная в настоящей работе асимптотика предельного распределения Гумбеля для максимальных нормированных порывов описывается в полулогарифмическом представлении прямой, проходящей через значения 2.8 ± 0.05 для обеспеченности или “вероятности превышения” в 10% и 3.6 ± 0.1 для обеспеченности в 1%. Сохранение формы этой функции распределения на разных высотах, при измерении разными приборами и в разных точках наблюдений, говорит о ее универсальности и позволяет использовать ее для расчета малых вероятностей редких максимальных порывов ветра в Московском и Центральном регионе России, при наличии прогноза средней скорости ветра (\bar{V}) и энергии мезомасштабных флуктуаций (σ_v) в численных моделях.

Предложенная в настоящей работе нормирующая функция или пик-фактор:

$$g = \max_T \frac{|V - \bar{V}|}{\sigma_v},$$

рассчитываемая на референсном интервале T , переносит “центр тяжести” статистических расчетов с максимальных, но редких событий на средние значения, то есть увеличивает доказательную базу расчетов. Это, с одной стороны, “расширяет” статистику экстремальных вариаций, но, с другой стороны, делает эту статистику чувствительной к ошибкам измерений, например, направления ветра при малых значениях средней скорости и энергии флуктуаций.

Вероятностный подход к гидродинамическим прогнозам становится особенно актуальным в последние годы, с появлением множества численных моделей и пониманием того, что специальное внимание требуется мезомасштабным, но подсеточным движениям, теория которых еще не разработана в достаточной степени. Цель такого детального расчета вероятности максимальных

порывов ветра состоит, конечно, в страховании и предупреждении возможных отклонений от прогнозируемых величин и возможного ущерба. Если распределение максимальных порывов ветра может быть функционально связано с ценовой функцией материальных потерь [32], то такое страхование позволит уменьшить затраты на восстановление городской инфраструктуры в масштабе крупного мегаполиса, точнее оценить эти затраты и связать их с неблагоприятными погодными условиями.

БЛАГОДАРНОСТИ

Автор выражает глубокую признательность своим коллегам за длительные и плодотворные обсуждения предложенного подхода. Работа выполнена при поддержке грантов РФФИ №№ 19-05-00028, 18-08-00074 и 19-05-00375.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Taleb N.N.* The black swan: The impact of the highly improbable (2nd ed.). Random House, 2010. New-York, 444 p.
2. *Davenport A.G.* Note on the distribution of the largest value of a random function with application to gust loading // Proc. of the Institution of Civil Engineers. 1964. V. 28. № 2. P. 187–196.
3. *Kristensen L. et al.* In search of a gust definition // Boundary-Layer Meteorology. 1991. V. 55. № 1. P. 91–107.
4. *Mohr et al.* Statistical characteristics of convective wind gusts in Germany // Natural Hazards and Earth System Sciences. 2017. V. 17. № 6. P. 957–969.
5. *Kunz M. et al.* Assessment of extreme wind speeds from Regional Climate Models. Part 1: Estimation of return values and their evaluation // Natural Hazards and Earth System Sciences. 2010. V. 10. № 4. P. 907–922.
6. *Schreur B.W., Geertsema G.* Theory for a TKE based parameterization of wind gusts // HIRLAM newsletter. 2008. V. 54. P. 177–188.
7. *Brasseur O.* Development and application of a physical approach to estimating wind gusts // Mon. Weather Rev. 2001. V. 129. № 1. P. 5–25.
8. *Kurbatova M. et al.* Comparison of seven wind gust parameterizations over the European part of Russia // Advances in Science and Research. 2018. V. 15. P. 251–255.
9. *Justus C.G. et al.* Methods for estimating wind speed frequency distributions // J. Applied Meteorology. 1978. V. 17. № 3. P. 350–353.
10. *Drobinski P., Coulais C., Jourdiier B.* Surface wind-speed statistics modelling: alternatives to the Weibull distribution and performance evaluation // Boundary-Layer Meteorology. 2015. V. 157. № 1. P. 97–123.
11. *Suomi I. et al.* On the vertical structure of wind gusts // Q. J. R. Meteorol. Soc. 2015. V. 141. P. 1658–1670.
12. *Юшков В.П., Кузнецов Р.Д., Каллистратова М.А.* Средние профили скорости ветра в воздушном бассейне г. Москва // Метеорология и гидрология. 2008. № 10. С. 24–33.
13. [https://ru.wikipedia.org/wiki/Ураган в Москве \(2017\)](https://ru.wikipedia.org/wiki/Ураган_в_Москве_(2017)).
14. *Мохов И.И., Юшков В.П., Тимажев А.В., Бабанов Б.А.* Шквалы с ураганным ветром в Москве // Вестник МГУ. Сер. 3. Физ. Астрон. 2020. № 6. С. 168–172.
15. *Fisher R.A., Tippett L.H.C.* Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample // Mathematical Proc. of the Cambridge Philosophical Society. 1928. V. 24. № 2. P. 180–190.
16. *Rice S.O.* Mathematical analysis of random noise // Bell Labs Technical J. 1944. V. 23. № 3. P. 282–332.
17. *Gumbel E.J.* Statistics of extremes. Columbia Univ. Press, 1954. New-York, 400 p. (Пер.: Гумбель Э. Статистика экстремальных значений. М.: Мир, 1965. 451 с.)
18. *Лидбеттер М., Линдгрен Г., Рутсен Х.* Экстремумы стационарных случайных после последовательностей и процессов. М.: Мир, 1989. 392 с.
19. *Born K., Ludwig P., Pinto J.G.* Wind gust estimation for Mid-European winter storms: towards a probabilistic view // Tellus A: Dynamic Meteorology and Oceanography. 2012. V. 64. № 1. P. 17471.
20. *Petroliaigis T.I., Pinson P.* Early warnings of extreme winds using the ECMWF Extreme Forecast Index // Meteorological Applications. 2014. V. 21. № 2. P. 171–185.
21. *Neal R.A. et al.* Ensemble based first guess support towards a risk-based severe weather warning service // Meteorological Applications. 2014. V. 21. № 3. P. 563–577.
22. *Weibull W., Rockey K.C.* Fatigue testing and analysis of results // Journal of Applied Mechanics. 1962. V. 29. № 3. P. 607.
23. *Kislov A., Matveeva T.* An extreme value analysis of wind speed over the European and Siberian Parts of Arctic Region // Atmos. Clim. Sci. 2016. V. 6. № 2. P. 205–223.
24. *Greenway M.E.* An analytical approach to wind velocity gust factors // J. Wind Engineering and Industrial Aerodynamics. 1979. V. 5. № 1. P. 61–91.
25. *Emeis S.* Surface-based remote sensing of the atmospheric boundary layer // Springer Science & Business Media, 2010. 187 p.
26. *Murphy A.H., Winkler R.L.* Probability forecasting in meteorology // J. Am. Stat. Assoc. 1984. V. 79. № 387. P. 489–500.
27. *Anthes R.A. et al.* Estimation of skill and uncertainty in regional numerical models // Q. J. R. Meteorol. Soc. 1989. V. 115. № 488. P. 763–806.
28. *Бызова Н.Л., Хачатурова Л.М.* Сравнение суточного хода температуры воздуха и скорости ветра по измерениям в Обнинске и в Останкино // Труды ЦВГМО. 1984. Т. 20. № 1. С. 3–11.
29. *Кузнецова И.Н. и др.* Неблагоприятные для качества воздуха метеорологические факторы // Труды ГМЦ, 2014. Т. 315. С. 154–172.
30. *Юшков В.П. и др.* Опыт использования доплеровского акустического локатора для измерения профиля скорости ветра в городских условиях // Изв. РАН. Физика атмосферы и океана. 2007. Т. 13. № 2. С. 193–205.
31. *Kaimal J.C., Finnigan J.J.* Atmospheric boundary layer flows: their structure and measurement. Oxford Univ. Press, 1994.
32. *Fan Y., Patton A. J.* Copulas in econometrics // Annu. Rev. Econ. 2014. V. 6. № 1. P. 179–200.

The Asymptotic Behavior of the Maximum Wind Gust Distribution in Moscow Metropolis: Goals, Principles of Calculations and Observation Statistics

V. P. Yushkov*

Physics Faculty, Lomonosov Moscow State University, Leninskie gory, 1, Moscow, 119991, Russia

**e-mail: yushkov@phys.msu.ru*

The asymptotics of mesoscale wind gust probabilities over Moscow is investigated. Statistical analysis of lengthy continuous measurements of mesoscale wind gusts at 6 altitudes in the atmospheric boundary layer at Ostankino TV tower and comparisons with continuous high frequency measurements within and outside the Moscow megalopolis and with the remote sodar observations were carried out. It is shown that normalized mesoscale fluctuations of wind speed have a single probability structure and universal distribution of maxima. According to these measurements, the empirical function of distribution of wind speed maxima for the reference period between meteorological measurements (3 hours) normalized to their energy (RMS) was calculated. The tail of the Gumbel distribution for these maxima represented in a semi-logarithmic coordinates forms a straight line. Changing the sampling rate and the reference interval, although insignificantly changes these parameters, does not change the type of distribution. The preservation of form of this probability distribution for data at different altitudes and at different observational sites in Moscow region with using different instruments shows its universality; therefore, this function can be used for calculating even small probabilities of maximum wind gusts if the forecast of the average wind speed and its variance in numerical models is available.

Keywords: wind gust, mesoscale fluctuations, numerical forecast, probability, theory of extreme values, Gumbel distribution