

УДК 551.551

## Нормированные дисперсии компонентов вектора ветра в приземном слое атмосферы над урбанизированной территорией

А.А. Мамышева, С.Л. Одинцов\*

Федеральное государственное бюджетное учреждение науки  
Институт оптики атмосферы им. В.Е. Зуева СО РАН  
634021, г. Томск, пл. Академика Зуева, 1

Поступила в редакцию 28.12.2011 г.

Обсуждаются результаты анализа нормированных на скорость трения среднеквадратических отклонений (СКО) компонентов вектора ветра в приземном слое атмосферы над урбанизированной территорией. На основе экспериментальных данных исследовалась их зависимость от скорости и направления среднего ветра, типа температурной стратификации. Проведен анализ применимости обычно используемых моделей нормированных СКО. Установлено, что тестируемые модели не обеспечивают должное качество моделирования в условиях проводившихся измерений. Предложен альтернативный подход к моделированию нормированных СКО и полной кинетической энергии турбулентности (КЭТ), обеспечивающий повышение качества моделирования в 2–3 раза по отношению к рассмотренным моделям. При этом определяющим параметром в полученных моделях нормированных СКО и КЭТ для приземного слоя атмосферы урбанизированной территории является направление среднего ветра.

*Ключевые слова:* дисперсия компонентов скорости ветра, кинетическая энергия турбулентности, моделирование, направление ветра, приземный слой атмосферы, скорость трения, стратификация, урбанизированная территория; variance of wind velocity components, kinetic energy of turbulence, simulation, wind direction, atmospheric surface layer, friction velocity, stratification, urban territory.

Изучению нормированных дисперсий компонентов вектора ветра в приземном слое атмосферы посвящено большое количество исследований, значительная часть которых проведена в условиях урбанизированной или комплексной территории. Результатами этих исследований являются, как правило, оценки параметров в моделях нормированных среднеквадратических отклонений  $\sigma_{nk} = \sigma_k / u_*$  компонентов вектора ветра (обозначены индексом  $k$ ). Обычно эти модели имеют вид [1–3]:

$$\sigma_{nk}(\xi) = c_k [1 + d_k |\xi|]^{\beta_k}, \quad (1)$$

или [4]:

$$\sigma_{nk}(\xi) = a_k + b_k |\xi|^{\alpha_k}. \quad (2)$$

Здесь  $\sigma_k^2 = \sigma_{u,v,w}^2$  — дисперсии компонентов вектора ветра (индексы обозначают продольную, поперечную и вертикальную компоненты соответственно);  $\sigma_k = \sqrt{\sigma_k^2}$  — среднеквадратические отклонения; параметры моделей  $c_k$ ,  $d_k$ ,  $a_k$ ,  $b_k$ ,  $\alpha_k$  и  $\beta_k$  — константы. В работах [1–3] показатель степени  $\beta_k = 1/3$ , а в работе [4] —  $\alpha_k = 1/2$ .

Нормирующим множителем в формулах (1) и (2) является скорость трения (динамическая скорость)  $u_*$ . Она определяется или «классическим» соотношением

$$u_{*0} = (-\overline{u'w'})^{1/2}, \quad (3)$$

используемым, например, в [2, 4], или соотношением

$$u_* = (\overline{u'w'^2} + \overline{v'w'^2})^{1/4}, \quad (4)$$

используемым, например, в [1] и во многих других работах. Здесь  $u'$ ,  $v'$  и  $w'$  — пульсации продольной, поперечной и вертикальной составляющих вектора ветра (черта сверху обозначает усреднение за интервал времени  $\Delta t$ ). Отметим, что выполнение соотношения (3) возможно только при отрицательных значениях  $\overline{u'w'}$ .

Аргументом функций (1) и (2) служит безразмерная переменная  $\xi = z/L$ , где  $z$  — высота измерения, м;  $L = -u_*^3 \Theta / \kappa g \overline{w'\theta'}$  — масштаб Монина–Обухова, м;  $\kappa = 0,4$  — постоянная Кармана;  $g$  — ускорение свободного падения, м/с<sup>2</sup>;  $\Theta$  и  $\theta'$  — соответственно средняя и пульсационная составляющие потенциальной температуры воздуха на высоте  $z$ ;  $\overline{w'\theta'}$  — вертикальный турбулентный поток температуры, К·м/с. При нейтральной стратификации

\* Алина Александровна Мамышева (alina434@iao.ru); Сергей Леонидович Одинцов (odintsov@iao.ru).

приземного слоя  $|L| \rightarrow \infty$  и  $|\xi| \rightarrow 0$ . Чем больше стратификация отклоняется от нейтральной, тем больше становится величина  $|\xi|$  ( $|\xi| \rightarrow \infty$  при  $|L| \rightarrow 0$ ).

Цель нашей работы заключалась в проверке модели (1) с использованием  $\beta_k = 1/3$  на основе экспериментальных данных, а также в построении эмпирических моделей  $\sigma_{nk}$  над урбанизированной территорией как функций «внешних» факторов (продольной скорости  $U$  и направления  $\varphi$  среднего ветра в точке наблюдения).

Экспериментальные данные были получены в течение 2010 г. в г. Томске (Академгородок) с помощью ультразвуковой метеостанции «Метео-2», размещенной на мачте над крышей здания (5 м над крышей, 17 м от уровня подстилающей поверхности), окруженного лесопосадками и постройками различной высоты. Подробная схема размещения и характеристики «Метео-2» приведены в работе [5], где публикуются результаты исследования зависимости кинетической энергии турбулентности (КЭТ)  $E = 0,5(\sigma_u^2 + \sigma_v^2 + \sigma_w^2)$  от скорости и направления ветра.

Обработка экспериментальных данных велась по интервалам времени  $\Delta t = 10$  мин (период усреднения). Расчеты сделаны для высоты  $z = 5$  м (высота над уровнем крыши). Скорость трения  $u_*$  вычислялась по формуле (4). В итоге был получен дискретный ряд средних значений метеорологических параметров, а также различных характеристик турбулентности. Общее количество интервалов обработки составило 49396 значений. Из них 10262 были получены при  $L > 0$  (все типы устойчивой стратификации) и 39134 — при  $L < 0$  (все типы неустойчивой стратификации).

Ранее нами было установлено [6], что применение модели вида (1) для нормированной на квадрат скорости трения кинетической энергии турбулентности

$$E_n = E/u_*^2 \approx c_E^2(\varphi)[1 + d_E(\varphi)|\xi|]^{2/3}$$

с эмпирическими (модельными) зависимостями  $c_E^2(\varphi)$  и  $d_E(\varphi)$  неудовлетворительно аппроксимирует имевшиеся экспериментальные данные. Это выражается в том, что лишь в 20–25% времени наблюдений отклонение модельного значения КЭТ ( $E_{nm}$ ) от его экспериментального значения ( $E_{nc}$ ) не превышает ошибки  $|\delta| = 10\%$ , определяемой по формуле

$$\delta = 100 \frac{E_{nc} - E_{nm}}{E_{nc}} (\%). \quad (5)$$

Мы полагаем, что качество модели какой-либо характеристики турбулентности в приземном слое атмосферы является хорошим, если условие  $|\delta| \leq 10\%$  выполняется не менее чем в 50% времени наблюдений, и одновременно не менее чем в 80% времени выполняется условие  $|\delta| \leq 20\%$  (критерий «50/80» хорошего качества модели).

Не вдаваясь в подробности проведенного анализа, методика которого совпадает с методикой, использованной в [6], отметим, что результаты моделирования  $\sigma_{nk}$  в форме (1), где параметры  $c_k$  и  $d_k$  зависят от направления ветра  $\varphi$ , также нельзя считать достаточно успешными. Этот вывод сделан на том основании, что различие экспериментальных и модельных значений  $\sigma_{nk}$  лишь в 30–35% времени удовлетворяло условию  $|\delta| \leq 10\%$  и в 60–65% времени — условию  $|\delta| \leq 20\%$ . Оценка ошибок моделирования величин  $\sigma_{nk}$  в форме (1) отдельно для случаев  $|L| \geq 100$  м (нейтральная стратификация),  $0 < L < 100$  м (устойчивая стратификация) и  $0 > L > -100$  м (неустойчивая стратификация) приводит к выводу, что качество полученных моделей  $\sigma_{nk}$  практически не зависит от типа стратификации. Анализ соотношения (2) также показал его слабую пригодность для моделирования  $\sigma_{nk}$  в точке проводившихся наблюдений.

Пример эмпирических зависимостей  $c_k(\varphi)$ , входящих в модель (1), приведен на рис. 1.

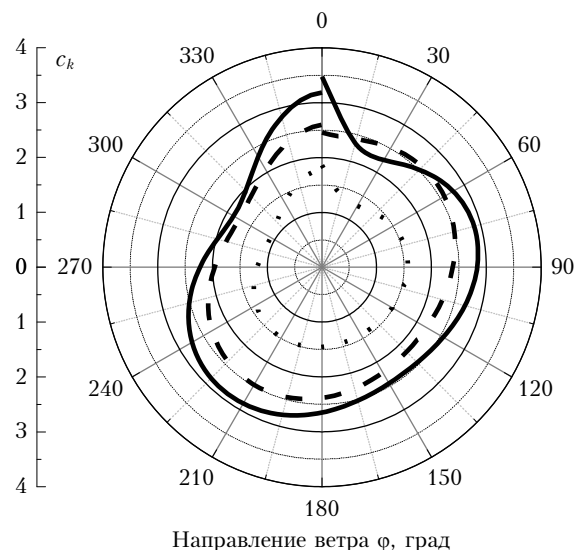


Рис. 1. Зависимость аппроксимирующих функций  $c_k(\varphi)$  от направления ветра в форме круговых диаграмм (сплошная кривая —  $c_u$ , штриховая —  $c_v$ , пунктирная —  $c_w$ )

Функции  $c_k(\varphi)$  получены на основе экспериментальных данных при нейтральной стратификации ( $|L| \geq 100$  м;  $|\xi| = z/|L| \approx 0$ ) без разделения по времени суток или по сезону года. Некоторое расхождение аппроксимирующих кривых в точке  $0/360^\circ$  обусловлено погрешностью аппроксимации экспериментального «облака» точек.

Сравнивая приведенные на рис. 1 величины  $c_k(\varphi)$  с результатами, полученными другими авторами, можно сделать вывод, что они в целом согласуются между собой. Так, в работе [2] для относительно однородной подстилающей поверхности приводятся значения (средние по всему периоду измерений)  $c_u = 1,75$ ,  $c_v = 1,60$ ,  $c_w = 1,22$ . В работе

[7] приводятся экспериментальные данные по  $\sigma_k$  и  $u_*$ , полученные в различных точках и на различных высотах урбанизированной территории, которые позволяют оценить примерные диапазоны изменений  $\sigma_{nk}$ : а) New York City:  $\sigma_{ni} = 1,5'5,0$ ,  $\sigma_{nv} = 2'5$ ,  $\sigma_{nw} = 1,2'2,2$ ; б) Oklahoma City:  $\sigma_{ni} = 2,0'3,4$ ,  $\sigma_{nv} = 2,1'2,5$ ,  $\sigma_{nw} = 1,4'1,7$ . При этом масштаб Монина—Обухова в большинстве случаев имел значения  $|L| \geq 100$  м, т.е. можно полагать, что  $\sigma_{nk} \approx c_k$ . Эти результаты подтверждают, что полученные нами оценки  $\sigma_{nk}$  и их значения при нейтральной стратификации ( $c_k$ ), приведенные на рис. 1, адекватны условиям урбанизированной территории. Однако, как уже отмечалось выше, моделирование  $\sigma_{nk}$  функциями вида (1) не обеспечивает должного качества.

В этой связи нами был применен еще один подход к моделированию  $\sigma_{nk}$ . Составляющие скорости трения (смешанные моменты) были представлены через среднеквадратические отклонения  $\sigma_k$  и коэффициенты корреляции  $r_{mk}$ :

$$\overline{u'w'} = \sigma_u \sigma_w r_{uw}; \quad (6)$$

$$\overline{v'w'} = \sigma_v \sigma_w r_{vw}, \quad (7)$$

в результате чего соотношения (3) и (4) можно переписать в виде

$$u_*^0 = \sqrt{-\sigma_w \sigma_u r_{uw}} \quad (8)$$

$$u_* = \sqrt{-\sigma_w \sigma_u r_{uw}} \left( 1 + \frac{\sigma_v^2 r_{vw}^2}{\sigma_u^2 r_{uw}^2} \right)^{1/4} = u_*^0 \left( 1 + \frac{\sigma_v^2 r_{vw}^2}{\sigma_u^2 r_{uw}^2} \right)^{1/4}. \quad (9)$$

Из всей совокупности экспериментальных данных выбирались те, которые соответствовали одновременно выполнявшимся условиям  $r_{uw} < 0$  и  $r_{vw} \approx 0$  (фактически использовалось условие  $|r_{vw}| < 0,05$ ). Для  $\sigma_k$  в этих условиях вводится обозначение  $\sigma_{k0}$ . Тогда  $\sigma_{nk}$  можно представить в следующем виде:

$$\sigma_{nk} = \frac{\sigma_k}{u_*} = \frac{\sigma_{k0}}{u_*^0} \frac{(1 + \eta_k)}{(1 + \psi^2)^{1/4}} = G_k \frac{(1 + \eta_k)}{(1 + \psi^2)^{1/4}}, \quad (10)$$

где  $\psi^2 = (\sigma_v^2 / \sigma_u^2) (r_{vw}^2 / r_{uw}^2)$  и введено обозначение  $G_k = \sigma_{k0} / u_*^0$ . Представление  $\sigma_k$  в форме  $\sigma_k = \sigma_{k0} (1 + \eta_k)$  подразумевает, что величина  $\eta_k$  отлична от нуля только в случае, когда условия  $r_{uw} < 0$  и  $r_{vw} \approx 0$  не выполняются. Запишем соотношение (10) как

$$\begin{aligned} \sigma_{nk} &= G_k(\varphi, U, \xi) F_k(\varphi, U, \xi) = \\ &= G_k(\varphi, U, \xi) [1 + S_k(\varphi, U, \xi)], \end{aligned} \quad (10a)$$

где  $F_k(\varphi, U, \xi) = (1 + \eta_k) / (1 + \psi^2)^{1/4} = 1 + S_k(\varphi, U, \xi)$ . В этом соотношении аргументами являются направление ветра  $\varphi$ , скорость ветра  $U$  и величина  $\xi = z/L$ . Задачей является подобрать такие эмпирические функции  $G_k(\varphi, U, \xi)$  и  $S_k(\varphi, U, \xi)$ , которые бы обеспечили хорошую «подгонку» модели (10a) к экспериментальным данным.

Аналогично была представлена и величина

$$\sigma_E = \sqrt{\frac{E}{u_*^2}} = \sqrt{E_n} = G_E(\varphi, U, \xi) [1 + S_E(\varphi, U, \xi)], \quad (11)$$

где  $G_E(\varphi, U, \xi) = \sqrt{E_0 / u_*^2}$  и ноль в индексах обозначает, что данные величины относятся к случаю одновременно выполняющихся условий  $r_{uw} < 0$  и  $r_{vw} \approx 0$ . Напомним, что  $\sigma_E$  уже исследовалась нами в работе [6] с применением модели вида (1). Далее для  $\sigma_{nk}$  и  $\sigma_E$  будет использоваться единое обозначение  $\sigma_j$ , если иное не оговаривается особо. Это же касается и функций  $G_k$ ,  $S_k$ ,  $G_E$ ,  $S_E$ .

В процессе анализа было установлено, что эффективной процедурой определения вида функций  $G_j(\varphi, U, \xi)$  и  $S_j(\varphi, U, \xi)$  является переход к «промежуточным» переменным. В частности, при «подгонке»  $G_j(\varphi, U, \xi)$  к экспериментальным данным необходимо найти зависимость этих функций от коэффициента корреляции  $r_{uw}$ , т.е. получить аналитическое представление функции  $G_j(r_{uw})$ , а затем определить вид зависимости  $r_{uw}(\varphi, U, \xi)$ . Для определения  $S_j(\varphi, U, \xi)$  оказалось удобным сначала использовать «промежуточную» переменную  $X_r = (r_{vw} / r_{uw})^2$ , а потом перейти к определению зависимости  $X_r(\varphi, U, \xi)$ .

Результаты обработки показали, что для аппроксимации эмпирических значений  $G_j$  наиболее предпочтительными являются выражения вида

$$\begin{aligned} G_j(r_{uw}) &= \psi_{0j} + a_{1j} \exp(r_{uw} / c_{1j}) + \\ &+ a_{2j} \exp(r_{uw} / c_{2j}) + a_{3j} \exp(r_{uw} / c_{3j}), \end{aligned} \quad (12)$$

обеспечивающие хорошее качество согласования с экспериментальными данными. Для примера на рис. 2 темными квадратами показаны все экспериментальные значения  $\sigma_{ni} = \sigma_u / u_*$  и кружочками — их выделенное «подмножество»  $\sigma_{ni0} = \sigma_{u0} / u_*^0 = G_u$  для «классических» условий (одновременно  $r_{uw} < 0$  и  $|r_{vw}| < 0,05$ ; всего 10 004 значения).

Результат аппроксимации с помощью функции (12) показан сплошной линией на рис. 2. Отметим, что условию  $r_{uw} < 0$  отвечало 44 946, а условию  $r_{uw} \geq 0$  — 4 450 значений из всей выборки объемом 49 396 значений. Для сравнения на фрагменте в этом рисунке приведены все аппроксимирующие функции  $G_j(r_{uw})$ , полученные с помощью формулы (12). Очевидно, что они подобны как по форме, так и по величине.

Далее необходимо определить функцию  $r_{uw}(\varphi, U, \xi)$  при одновременном выполнении условий  $r_{uw} < 0$  и  $r_{vw} \approx 0$ . Отметим, что при этих условиях явной связи между  $r_{uw}$  и параметром устойчивости  $\xi$  мы не обнаружили. Возможно, из-за недостаточной статистической обеспеченности при больших значениях  $|\xi|$  (при сильной устойчивости или сильной неустойчивости). Тем не менее тенденция стремления  $r_{uw}$  к нулю при больших значениях  $|\xi|$  имеется.

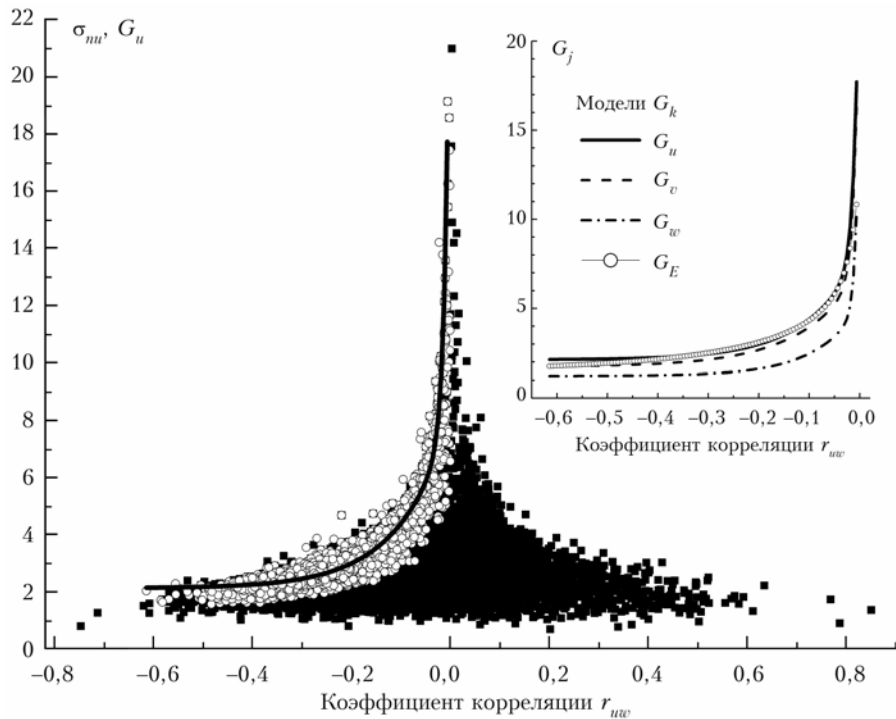


Рис. 2. Экспериментальные значения  $\sigma_{mn} = \sigma_u / u_*$  в зависимости от коэффициента корреляции  $r_{uw}$ . Кругочками выделено подмножество этих значений, отвечающее одновременному выполнению условий  $r_{uw} < 0$  и  $r_{vw} < 0,05$ . Сплошная линия – модельная зависимость  $G_u(r_{uw})$  для выделенного подмножества. На фрагменте показаны модельные зависимости  $G_j(r_{uw})$  для всех исследуемых величин

Кроме того, практически нет зависимости  $r_{uw}$  от скорости ветра  $U$ , есть лишь слабая линейная связь между  $r_{uw}$  и  $U$ :  $r_{uw} = -0,2447 + 0,0032U$  (результат подгонки к экспериментальным данным). Очевидно, что даже для значительных скоростей ветра изменение  $r_{uw}$  будет невелико (уточним, что в наших наблюдениях средняя за 10 мин скорость ветра  $U$  при «классических» условиях не превышала 6,4 м/с). Можно отметить, что с увеличением  $U$  диапазон вариаций коэффициента корреляции  $r_{uw}$  уменьшается и стремится к среднему значению  $r_{uw} = -0,24$ .

Более существенна связь  $r_{uw}$  с направлением ветра  $\varphi$ . Это демонстрирует рис. 3, где экспериментальные значения  $r_{uw}$  показаны кругочками, а сплошной линией – аппроксимирующая их кривая (полином 2-й степени).

Разброс экспериментальных значений относительно модельной кривой велик, однако использование более сложных аппроксимирующих функций к существенному улучшению результатов не приводит. Таким образом, можно положить, что в «классических» условиях ( $r_{uw} < 0$  и  $r_{vw} \approx 0$ ) величина  $\sigma_j$  зависит только от направления ветра.

Проведем теперь моделирование функций  $S_j(\varphi, U, \xi)$ , используя «промежуточную» переменную  $X_r = (r_{vw} / r_{uw})^2$ . Для этого определим функциональную связь  $S_j(X_r)$ , а затем проведем анализ зависимости «промежуточной» переменной  $X_r$  от

переменных  $\{\varphi, U, \xi\}$ . Преобразуем соотношения (10а) и (11) к виду

$$\sigma_j / G_j[r_{uw}(\varphi, U, \xi)] - 1 = S_j[X_r(\varphi, U, \xi)]. \quad (13)$$

Левая часть этого соотношения образует выборку из «полуэмпирических» значений, поскольку  $\sigma_j$  – эмпирическая, а  $G_j(r_{uw})$  – модельная величины. Коэффициенты корреляции  $r_{uw}$  и  $r_{vw}$ , формирующие переменную  $X_r$ , определяются на основе соотношений (6) и (7) по экспериментальным значениям среднеквадратических отклонений  $\sigma_{u,v,w}$  и смешанных моментов  $\overline{u'w'}$  и  $\overline{v'w'}$ .

На рис. 4 в качестве примера приведены зависимости  $S_v$  и  $S_E$  (кругочки) от «промежуточной» переменной  $X_r$  ( $S_u$  и  $S_w$  имеют похожую зависимость от  $X_r$  и поэтому не представлены). Очевидно, что существует тесная связь между  $X_r$  и  $S_j$ , в результате чего можно ожидать хорошее качество аппроксимации экспериментальных данных. Для аппроксимации нами была выбрана функция вида

$$S_j(X_r) = y_{0j} + A_{1j} \exp(-X_r / t_{1j}) + A_{2j} \exp(-X_r / t_{2j}) + A_{3j} \exp(-X_r / t_{3j}), \quad (14)$$

обеспечившая наилучшее качество подгонки к экспериментальным данным. Естественно, для каждой из исследуемых величин параметры  $\{y_{0j}, A_{ij}, t_{ij}\}$  данной функции будут своими.

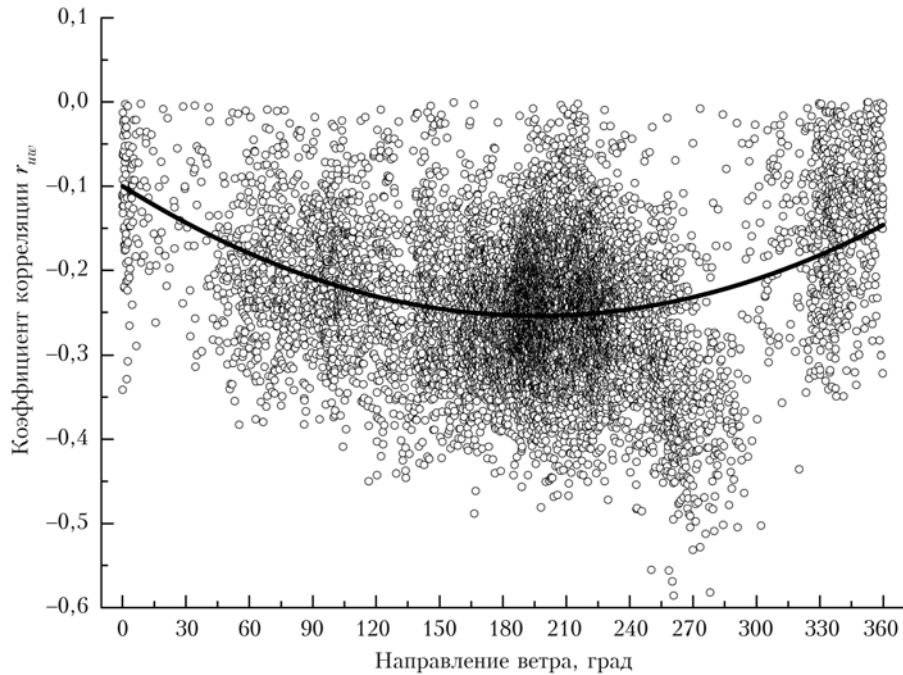


Рис. 3. Зависимость коэффициента корреляции  $r_{uw}$  от направления ветра: кружочки – эксперимент (условия  $r_{uw} < 0$ ,  $r_{vw} = 0$ ), сплошная линия – модель (полином 2-го порядка)

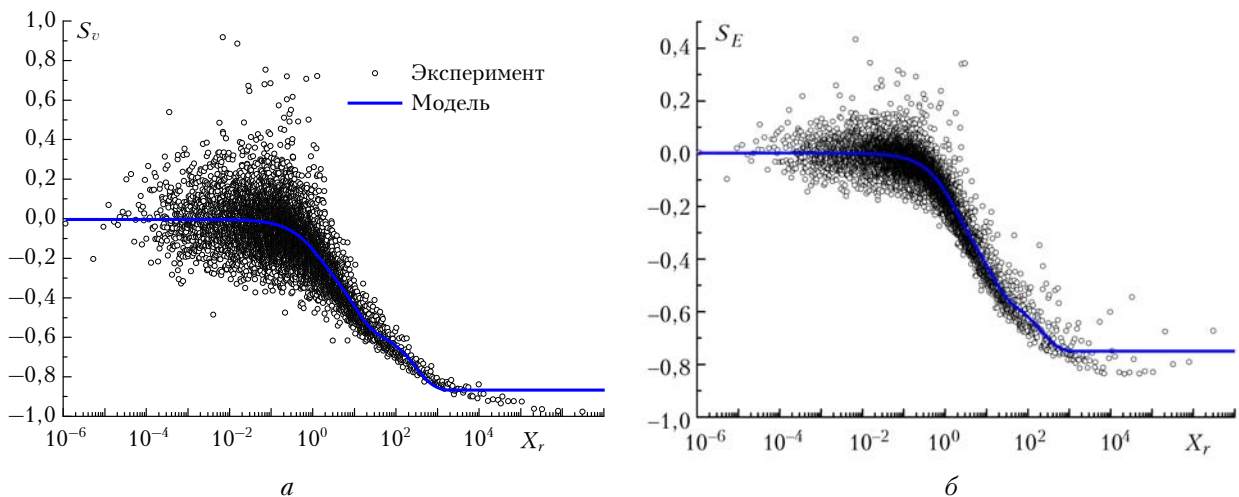


Рис. 4. Экспериментальные (символы) и модельные (сплошные линии) значения величин  $S_v$  (а) и  $S_E$  (б) в зависимости от «промежуточной» переменной  $X_r$

На рис. 4 аппроксимирующие кривые показаны сплошными линиями. Такое же качество моделирования наблюдается и для  $S_u$  и  $S_w$ . Можно сделать вывод, что аппроксимация проведена достаточно успешно и модельные функции в целом адекватно отражают изменения «полуэмпирических» значений  $S_j$ . Только в области больших значений  $X_r$  функции (14) недостаточно точно согласуются с изменениями экспериментальных значений. Но так как в этой области имеется лишь небольшое количество данных, то на общее качество моделирования они существенного влияния оказывать не будут. Кроме того, в переходной области (в окрестно-

сти  $X_r = 1$ , соответствующей равенству  $r_{vw}/r_{uw} = 1$ ) наблюдается достаточно большой разброс «полуэмпирических» значений относительно модельной кривой.

Для улучшения качества моделирования величин  $S_j(X_r)$  можно разделить диапазон изменения  $X_r$  на несколько сегментов и в каждом из них провести аппроксимацию  $S_j$  подходящими функциями, а затем «сшить» эти функции в единую модель. На данном этапе работы такую технологию обработки  $S_j$  мы не использовали.

Перед тем как перейти к определению функциональных связей «промежуточной» переменной

$X_r$  с переменными  $\{\varphi, U, \xi\}$ , отметим, что если бы переменная  $X_r$  была известна точно, то качество моделирования исследуемых величин  $\sigma_{nk}$  и  $\sigma_E$  на основе соотношений (10а) и (11) с использованием полученных модельных представлений  $G_j(\varphi)$  и  $S_j(X_r)$  в форме соотношений (12) и (14) можно было бы считать очень хорошим. Такой вывод основан на оценках ошибок  $\delta_j$  по формулам, аналогичным (5).

Согласно расчетам, результаты которых приведены во второй графе таблицы, наилучшая аппроксимация при точно известных значениях  $X_r$  получается для  $\sigma_E$ , поскольку в 90% времени выполняется неравенство  $|\delta_E| < 10\%$  и в 99% времени – неравенство  $|\delta_E| < 20\%$ .

Моделируемая величина	Длительность времени наблюдения (% от общего времени), когда ошибки модели составляли $ \delta_k  < 10\%$ / $ \delta_k  < 20\%$		
	Известные значения $X_r$	Модельные значения $X_r$	
		«синтезированная» модель $Y_r(\varphi)$	модель $Y_r(\varphi)$ в виде полинома 2-й степени
1	2	3	4
$\sigma_{ni} = \sigma_u / u^*$	68/92	58/79	56/78
$\sigma_{nv} = \sigma_v / u^*$	60/89	47/74	46/73
$\sigma_{nw} = \sigma_w / u^*$	75/96	58/83	58/81
$\sigma_E = \sqrt{E/u^2}$	90/99	67/84	65/81

Наихудшая аппроксимация получается для  $\sigma_v$ , поскольку «только» в 60% времени  $|\delta_v| < 10\%$  и в 89% времени  $|\delta_v| < 20\%$ . Причина недостаточно хорошей аппроксимации  $\sigma_v$  обусловлена, вероятно, большим разбросом значений  $S_v(X_r)$  относительно аппроксимирующей кривой в переходной зоне (диапазон  $0,01 \leq X_r \leq 1$  на рис. 4, а). Приведенные в таблице (графа 2) оценки ошибок  $\delta_j$  могут служить доказательством того, что модельные функции (12) для  $G_j(\varphi)$  являются вполне адекватными, поскольку обеспечивают высокое качество аппроксимации  $\sigma_{nk}$  и  $\sigma_E$  при точно известных значениях «промежуточной» переменной  $X_r$ .

Определим теперь функциональные связи «промежуточной» переменной  $X_r$  с переменными  $\{\varphi, U, \xi\}$ . Анализ показал, что имеется достаточно акцентированная зависимость  $X_r$  от направления ветра  $\varphi$ . В то же время от скорости ветра  $U$  величина  $X_r$  зависит слабо и только в некоторых секторах направления ветра. Данный вывод иллюстрирует рис. 5, где представлена двумерная диаграмма распределения  $X_r(\varphi, U)$  совокупно для всех типов стратификации (для всех значений  $\xi$ ).

Подчеркнем, что построение аналогичных диаграмм отдельно для нейтральной ( $|L| \geq 100$ ), устой-

чивой ( $0 < L < 100$ ) и неустойчивой ( $0 > L > -100$ ) стратификации практически не меняет распределения  $X_r(\varphi, U)$ . Естественно, имеются некоторые различия, но они носят, по нашему мнению, скорее случайный, чем систематический характер. На этом основании мы предположили далее, что тип стратификации в точке проводившихся измерений практически не влияет на величину  $X_r$ .

Согласно рис. 5 значения  $X_r$  меньше 1 наблюдаются, как правило, в диапазоне  $\varphi = 50^\circ 290^\circ$ . При этом в некоторых диапазонах направления ветра имеется определенная тенденция к росту  $X_r$  при увеличении скорости ветра (см., например, диапазон  $150^\circ 180^\circ$ ). При направлениях ветра с северных румбов значения  $X_r$  чаще всего превышают 1 (т.е.  $r_{vw}/r_{uw} > 1$ ) и связь со скоростью ветра практически отсутствует.

Положим далее, что «промежуточная» переменная  $X_r$  зависит только от направления ветра  $\varphi$ . Такое предположение влечет за собой ошибку, связанную, в первую очередь, с учетом средней скорости ветра  $U$ . Однако на данном этапе работы мы допустили такую возможность, поскольку учет влияния  $U$  на  $X_r$  будет носить, на наш взгляд, лишь уточняющий характер, без существенного улучшения качества моделей  $\sigma_j$ .

Поскольку диапазон изменения  $X_r$  равен 6–7 порядкам величины (см. рис. 4), то целесообразно сначала перейти к  $Y_r = \lg X_r$ , затем подобрать подходящую аппроксимирующую функцию  $Y_r(\varphi)$  и вновь вернуться к переменной  $X_r$ , используя ее для моделирования  $\sigma_j$ .

На рис. 6 представлены экспериментальные значения  $Y_r$  в зависимости от направления ветра, результат аппроксимации  $Y_r(\varphi)$  полиномом 2-й степени и «синтезированная» модель изменения  $Y_r(\varphi)$ , полученная путем «сшивки» аппроксимирующих кривых. При аппроксимации использовалось радианное представление  $\varphi$ .

Таким образом, были получены все аналитические выражения, необходимые для построения моделей  $\sigma_j$ . Эти модели можно представить в обобщенной форме:

$$\begin{aligned} \sigma_j[r_{uw}(\varphi), X_r(\varphi)] &= G_j(r_{uw})[1 + S_j(X_r)] = \\ &= \left\{ \psi_{0j} + a_{1j} \exp(r_{uw}/c_{1j}) + a_{2j} \exp(r_{uw}/c_{2j}) + \right. \\ &+ \left. a_{3j} \exp(r_{uw}/c_{3j}) \right\} \left\{ 1 + y_{0j} + A_{1j} \exp(-X_r/t_{1j}) + \right. \\ &+ \left. A_{2j} \exp(-X_r/t_{2j}) + A_{3j} \exp(-X_r/t_{3j}) \right\}. \end{aligned} \quad (15)$$

«Промежуточные» переменные  $r_{uw}$  и  $X_r$  в (15) являются функциями только направления ветра  $\varphi$ .

Для проверки моделей (15) были рассчитаны ошибки  $\delta_j$  по формулам, аналогичным (5). Результаты расчетов показали, что соотношения (15) обеспечивают хорошее качество согласования экспериментальных и модельных значений  $\sigma_{nk}$  и  $\sigma_E$ .

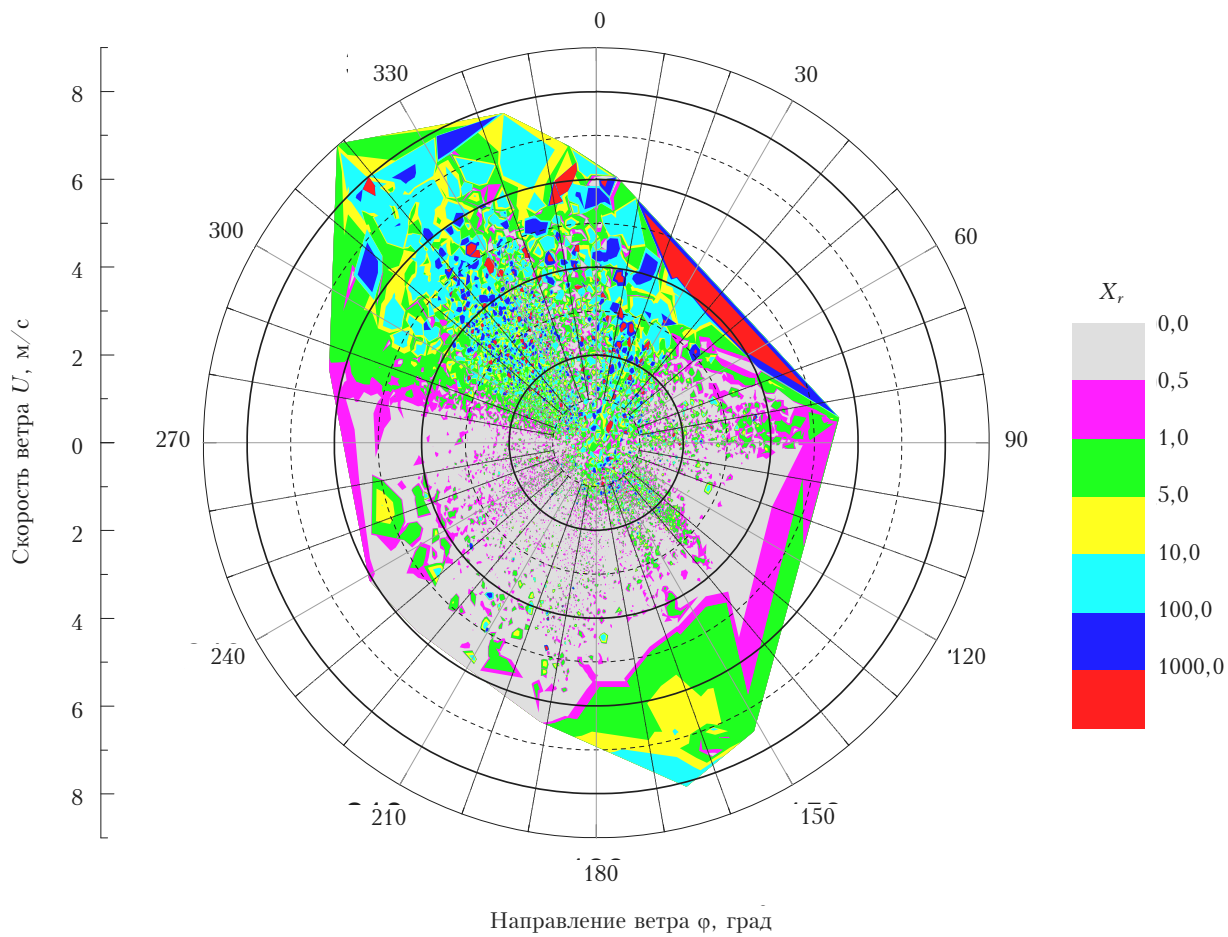


Рис. 5. Диаграмма распределения величины «промежуточной» переменной  $X_r$  в зависимости от скорости и направления среднего ветра (суммарно для всех типов стратификации). Справа указаны диапазоны  $X_r$

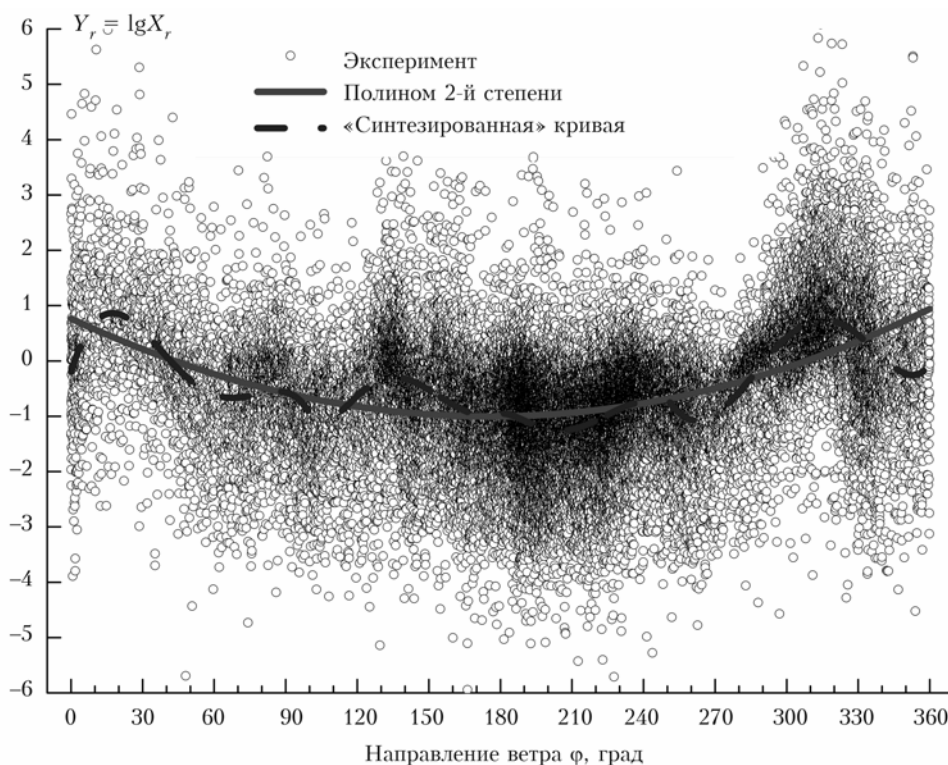


Рис. 6. Зависимость логарифма «промежуточной» переменной  $X_r$  от направления ветра: кружочки — экспериментальные данные, сплошная линия — их аппроксимация полиномом 2-го порядка, штриховая линия — «синтезированная» модель, полученная путем «сшивки» результатов аппроксимации экспериментальных данных на отдельных интервалах направления ветра полиномами 5-го порядка

В таблице (графы 3 и 4) приведено суммарное время наблюдений (в процентах от общего времени наблюдений в 2010 г.), когда ошибки  $\delta_j$  моделирования  $\sigma_j$  не превосходили по абсолютному значению 10 (числители) и 20% (знаменатели). Согласно таблице  $\sigma_{nv} = \sigma_v / u_*$  моделируется заметно хуже остальных величин. Отметим также, что применение «синтезированной» функции  $Y_r(\varphi)$  (штриховая линия на рис. 6) лишь на 1–2% улучшает моделирование по сравнению с функцией  $Y_r(\varphi)$  в виде полинома 2-й степени, а при моделировании  $\sigma_{nv}$  улучшения практически нет.

Поскольку ранее мы задали критерий хорошего качества модели «50/80», то на основании рассчитанных ошибок, приведенных в таблице, можно сделать вывод, что этому критерию удовлетворяют все модели (15), за исключением  $\sigma_{nv}$ , поскольку качество согласования модельных и экспериментальных оценок этой величины несколько хуже критерия «50/80». Отметим также, что качество моделирования  $\sigma_E$  с использованием формулы (15) существенно (примерно в 2–3 раза) превосходит качество ее моделирования с использованием формулы  $\sigma_E(\xi, \varphi) = c_E(\varphi)[1 + d_E(\varphi)|\xi|]^{1/3}$ , рассматривавшейся в [6].

Можно предположить, что вид функций  $G_j(\varphi)$  и  $S_j(\varphi)$  в моделях (15) не является универсальным для произвольного пункта наблюдений. Однако

сделанный вывод об отсутствии явной зависимости  $\sigma_{nk}$  и  $\sigma_E$  от стратификации приземного слоя атмосферы урбанизированной территории мы считаем достаточно обоснованным. Подчеркнем эффективность использования «промежуточных» переменных при построении моделей  $\sigma_{nk}$  и  $\sigma_E$ . Необязательно, что эти переменные должны быть связаны только со смешанными моментами компонентов вектора ветра. Возможно, не менее эффективным может оказаться использование «промежуточных» переменных, построенных на более сложных комбинациях компонентов тензора анизотропии турбулентности.

Подводя итог, можно сделать следующие выводы.

1. Несмотря на сложные условия формирования поля турбулентности в приземном слое атмосферы над урбанизированной территорией, существует возможность построения моделей характеристик турбулентности, обеспечивающих их прогноз с хорошей точностью.

2. Часто применяемая модель нормированных среднеквадратических отклонений компонентов вектора ветра  $\sigma_{nk} = \sigma_k / u_*$  в форме (1) не способна обеспечить приемлемое качество моделирования на урбанизированных территориях. В первую очередь это связано с отсутствием устойчивой зависимости  $\sigma_{nk}$  от стратификации приземного слоя атмосферы.



Аналогичный вывод следует и для нормированной кинетической энергии турбулентности.

3. Разработана и проверена на экспериментальных данных эмпирическая модель нормированных среднеквадратических отклонений компонентов вектора ветра  $\sigma_{nk}$  в форме (15), где единственной переменной является направление среднего ветра. Средняя скорость ветра и тип текущей стратификации приземного слоя атмосферы слабо влияют на нормированные среднеквадратические отклонения компонентов вектора ветра. Модель (15) применима и для нормированной кинетической энергии турбулентности  $\sigma_E$ .

4. Приведенные результаты (модели  $\sigma_{nk}$ ,  $\sigma_E$  и оценки ошибок их применения) требуют проверки на экспериментальном материале, полученном при иной структуре элементов окружающей точку наблюдения территории.

Авторы считают своим долгом выразить благодарность В.А. Гладких за техническую поддержку при проведении измерений.

Работа выполнена при финансовой поддержке Минобрнауки (госконтракты № 02.740.11.0674 и 14.740.11.0204) и Программы ОФН РАН III.10 (проект III.10.1).

1. *Rotach M.W.* Turbulence close to a rough urban surface. Part II: Variances and gradients // *Boundary-Layer Meteorol.* 1993. V. 66, N 1–2. P. 75–92.
2. *Al-Jiboori M.H., Xu Y., Qian Y.* Local similarity relationship in the urban boundary Layer // *Boundary-Layer Meteorol.* 2002. V. 102, N 1. P. 63–82.
3. *Quan L., Hu F.* Relationship between turbulent flux and variance in the urban canopy // *Meteorol. and Atmos. Phys.* 2009. V. 104, N 1–2. P. 29–36.
4. *Pahlow M., Parlange M.B., Porte-Agel F.* On Monin–Obukhov similarity in the stable atmospheric boundary layer // *Boundary-Layer Meteorol.* 2001. V. 99, N 2. P. 225–248.
5. *Мамышева А.А., Одинцов С.Л.* Экспериментальная оценка кинетической энергии турбулентности в приземном слое атмосферы над урбанизированной территорией // *Оптика атмосф. и океана.* 2011. Т. 24, № 9. С. 817–827.
6. *Мамышева А.А., Одинцов С.Л.* Анализ зависимости нормированной кинетической энергии турбулентности от направления ветра и типа стратификации в приземном слое атмосферы над урбанизированной территорией // *Оптика атмосф. и океана.* 2012. Т. 25, № 4. С. 374–381.
7. *Hanna S., White J., Zhou Y.* Observed winds, turbulence, and dispersion in built-up downtown areas of Oklahoma City and Manhattan // *Boundary-Layer Meteorol.* 2007. V.125, N 3. P. 441–468.

***A.A. Mamysheva, S.L. Odintsov. Normalized variance of wind velocity components in the atmospheric surface layer over an urban territory.***

Root-mean-square (RMS or standard) deviations of the wind vector, normalized to the friction velocity in the atmospheric surface layer over an urban territory, have been analyzed. Experimental data have been used to study the dependence of the normalized standard deviations on the mean wind speed and direction, as well as the type of temperature stratification. The applicability of usually used models of normalized standard deviations was analyzed. It was found, that the tested models failed to provide the proper simulation quality under conditions of the experiment. An alternative approach to simulation of the normalized standard deviations and the total kinetic energy of turbulence was proposed. This approach increases the simulation quality from two to three times as compared to the considered models. The decisive parameter in the obtained models of the normalized standard deviations and the kinetic energy of turbulence is the mean wind direction.