

## Статистика огибающих тональных звуковых сигналов в приземном слое атмосферы

В.П. Мамышев<sup>1</sup>, С.Л. Одинцов<sup>1</sup>, В.Г. Астафуров<sup>1,2</sup>, С.М. Пастухова<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>Институт оптики атмосферы им. В.Е. Зуева СО РАН  
634021, г. Томск, пл. Академика Зуева, 1

<sup>2</sup>Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники  
634050, г. Томск, пр. Ленина, 40

Поступила в редакцию 22.01.2014 г.

Рассматриваются результаты анализа статистических характеристик огибающих при распространении звука на коротких приземных трассах. На основе результатов обработки экспериментальных данных исследованы плотности распределения вероятностей огибающих для несущих частот 500 и 5 000 Гц. Определена повторяемость рассмотренных распределений. Оценена связь распределений с турбулентностью.

*Ключевые слова:* атмосфера, звук, распространение, огибающая, статистика, турбулентность; atmosphere, sound, propagation, envelope, statistics, turbulence.

Исследование статистических характеристик параметров звуковых волн в приземном слое атмосферы и определение их связи со структурой турбулентности по трассе распространения могут оказать определенную помощь при интерпретации результатов обработки параметров оптических волн [1] или в прикладных задачах [2]. Обычно полагают, что распределение огибающей  $A$  узкополосных звуковых сигналов подчинено нормальному закону распределения (логнормальному распределению уровня  $\chi = \ln A$ ) и на этой основе производится последующий анализ моментов характеристик звукового поля. В то же время отмечается (см., например, [3]), что статистика огибающих звуковых сигналов в атмосфере может существенно отличаться от нормального распределения.

В представляемом материале изложены результаты статистического анализа огибающих тональных звуковых сигналов с частотами  $f_i = 500$  и  $5000$  Гц, полученных по измерениям на короткой (84 м) приземной трассе. Эксперименты проводились над ровной поверхностью с травяным покрытием при небольших скоростях приземного ветра. В качестве источника звука использовался рупорный громкоговоритель (высота размещения 2 м над подстилающей поверхностью; ширина диаграммы направленности 40–60° в зависимости от частоты). Сигналы регистрировались одновременно тремя микрофонами со сферической тканевой ветрозащитой, разнесенными на расстояния от 1 до 5 м перпендикулярно

трассе. Высота размещения микрофонов над подстилающей поверхностью составляла 0,15 м. После усиления и оцифровки (с частотой  $f_d = 25\,000$  Гц) сигналы поступали в архив управляющего компьютера. Специальное программное обеспечение позволяло в дальнейшем определять амплитуды звуковых сигналов по накопленной базе данных.

Для контроля текущего состояния приземного слоя атмосферы использовалась ультразвуковая метеостанция (УЗМ) «Метео-2», измерявшая с частотой 10,7 Гц три ортогональных компонента вектора ветра, температуру и относительную влажность воздуха, атмосферное давление. Метеостанция размещалась рядом с трассой распространения звука на высоте 5 м. Сбор метеорологической и акустической информации производился одним и тем же компьютером, что обеспечивало синхронность регистрации всех экспериментальных данных.

Зарегистрированные акустические сигналы (длительность выборки  $T$ , с; объем выборки  $M$  отсчетов) подвергались цифровой фильтрации в полосе  $\Delta f = \pm 50$  Гц с центральной частотой  $f_i$ . Далее с использованием преобразования Гильберта для дискретных моментов времени  $t_m$  с шагом  $\delta_d = 1/f_d$  формировалась выборка  $A(t_m, f_i)$  огибающей сигнала. После этого выборка  $A(t_m, f_i)$  проходила процедуру «внутреннего» (интервального) усреднения по  $N$  отсчетам. В итоге формировалась выборка  $\tilde{A}(t_j, f_i)$ , где  $j = 1, 2, \dots, N_j$ ,  $N_j = [M/N]$  (квадратные скобки обозначают целую часть). «Внутреннее» усреднение выборок приводит к некоторому изменению статистики. Но эти изменения не носят принципиального характера при небольших значениях  $N$ . Положительный эффект «внутреннего» усреднения

\* Владимир Петрович Мамышев (mvp78ioa@iao.ru); Сергей Леонидович Одинцов (odintsov@iao.ru); Владимир Глебович Астафуров (astafurov@iao.ru); Светлана Михайловна Пастухова.

заключается в уменьшении возможного влияния высокочастотных вариаций  $A$  шумового характера, связанных в том числе с погрешностями оцифровки аналогового сигнала. Применялись такие значения  $N$ , которые давали оценку  $\tilde{A}$  за период 0,1 с. Выборка  $\tilde{A}$  общей длительностью  $T$  разделялась на отдельные интервалы времени  $\Delta t$ , с, по которым затем производился анализ эмпирических плотностей вероятностей огибающей  $\rho_n(\tilde{A})$ .

Проверялись гипотезы по критерию Колмогорова–Смирнова [4] о принадлежности статистики огибающих  $\tilde{A}$  следующим законам распределений [4, 5]: нормальному

$$\rho(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{\sigma\sqrt{2\pi}}, \quad (1)$$

экстремальных значений (обобщенному)

$$\rho(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma} \exp\left[-\left(1 + \kappa\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right)^{-1/\kappa}\right] (1 + \kappa z)^{-1-1/\kappa}, & \kappa \neq 0, \\ \frac{1}{\sigma} \exp(-z - \exp(-z)), & \kappa = 0, \end{cases} \quad (2)$$

гамма

$$\rho(x) = \frac{(x-\mu)^{\kappa-1}}{\sigma^\kappa \Gamma(\kappa)} \exp\left(-\frac{(x-\mu)}{\sigma}\right), \quad (3)$$

логнормальному

$$\rho(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\eta)-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{(x-\eta)\sigma\sqrt{2\pi}}. \quad (4)$$

В приведенных выше формулах  $\mu$  – смещение;  $\sigma$  и  $\kappa$  – параметры формы ( $\sigma > 0$ ,  $\kappa > 0$ );  $\eta$  – «граничный» параметр ( $x > \eta$ );  $\Gamma(\kappa)$  – гамма-функция. Отметим, что в процессе обработки экспериментальных данных были проверены и другие распределения. Однако их повторяемость была невелика и в обсуждение результатов они не включены. Не обсуждаются также параметры распределений, полученные при «подгонке» теоретических распределений к эмпирическим.

Проверка выдвинутых гипотез о виде распределения проводилась с использованием критерия согласия Колмогорова–Смирнова, основанного на вычислении статистики  $D_n = \max_x |F_n(x) - F(x)|$  [4],

значения которой сравнивались с порогом  $\gamma = D_n(\alpha)$  для уровня значимости  $\alpha$ . Здесь  $F_n$  и  $F$  – эмпирическая и гипотетическая функции распределений. При  $D_n > \gamma$  гипотеза о виде гипотетического распределения отклоняется.

Обрабатывались выборки длительностью  $\Delta t = 120$  с. Суммарно по трем измерительным каналам было обработано по 90 выборок для каждой из частот (500 и 5 000 Гц). В результате установлено, что не всегда можно было подобрать распределения из набора (1)–(4) при заданном уровне значимости  $\alpha$ . Отметим, что одновременно могут быть справедливы несколько распределений.

Для частоты 500 Гц и при уровне  $\alpha = 0,05$  (порог  $\gamma = 0,0392$ ) из 90 выборок 67 подчиняются распределениям (1)–(4). При этом для 19 из них выполняется только одно из распределений, а для 48 – одновременно несколько. При уровне значимости  $\alpha = 0,1$  (порог  $\gamma = 0,0353$ ) из 90 выборок 56 подчиняются распределениям (1)–(4). В 18 выборках реализуется только одно распределение, а в 38 выборках – одновременно несколько.

Для частоты 5 000 Гц и при уровне значимости  $\alpha = 0,05$  ( $\gamma = 0,0392$ ) все 90 выборок подчиняются распределениям (1)–(4). При этом лишь в 5 выборках выполняется только одно из распределений, а для 85 выборок – одновременно несколько. При уровне значимости  $\alpha = 0,1$  ( $\gamma = 0,0353$ ) из 90 выборок 85 подчиняются распределениям (1)–(4). Единственное распределение имеет место только в 8 выборках [причем только распределение (2)], а в 77 выборках одновременно выполняются несколько распределений.

Повторяемость распределений систематизирована в таблице. В колонке 3 приведено суммарное число выборок, где огибающие подчинялись какому-либо из распределений (1)–(4) или одновременно нескольким распределениям. В колонке 4 приведено число выборок, подчиняющихся только распределению (2). Распределения (1), (3) и (4) в таблицу не включены, поскольку их индивидуальная повторяемость невелика (1–2 раза в 90 выборках). В колонках 5–7 приведено число выборок, когда одновременно выполнялось распределение (2) и какое-либо другое распределение (эти распределения указаны в заголовках колонок). В колонке 8 приведено количество выборок, когда одновременно реализовывались распределения (2), (3) и (4), а в колонке 9 – число выборок, когда одновременно выполнялись все четыре распределения.

Повторяемость законов распределения огибающих  $\tilde{A}(f_i)$

Несущая частота $f_i$ , Гц	Уровень значимости $\alpha(\gamma)$	Число выборок, подчиняющихся распределениям (1)–(4)	Распределения (номера формул)					Все одновременно
			(2)	(2) и (1)	(2) и (3)	(2) и (4)	(2), (3) и (4)	
1	2	3	4	5	6	7	8	9
500	0,1 (0,0353)	56	16	3	0	5	19	6
	0,05 (0,0392)	67	16	5	1	6	20	11
5 000	0,1 (0,0353)	85	8	1	2	9	60	4
	0,05 (0,0392)	90	4	1	1	11	64	7

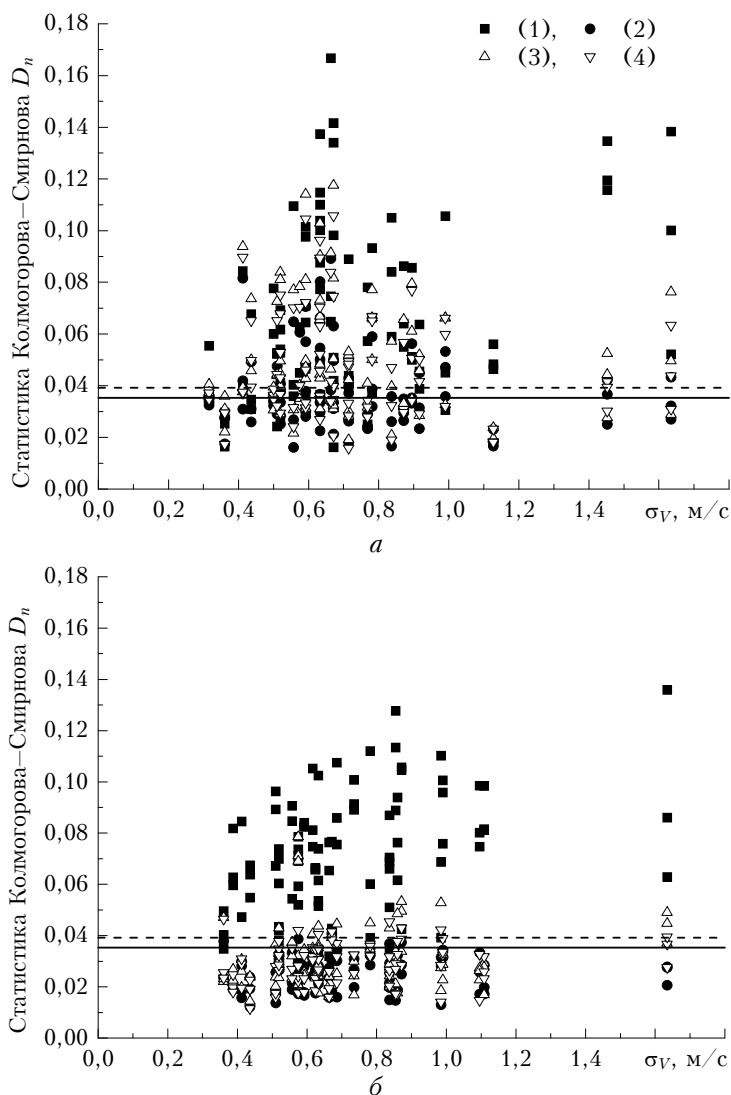
Сумма выборок в каждой строке от колонки 4 до колонки 9 меньше указанных в колонке 3 значений, поскольку в таблицу не включены индивидуально распределения (1), (3) и (4), а также другие «пересечения» распределений, например (1) и (3), (3) и (4) и т.п.

Согласно приведенной таблице доминирующим является распределение экстремальных значений (2) для обеих частот. Достаточно часто имеют место гамма-распределение (3) и логнормальное распределение (4), но они реализуются только одновременно с каким-либо иным распределением [в основном – с распределением экстремальных значений (2)]. Наиболее часто повторяется одновременное выполнение распределений (2), (3) и (4), особенно для несущей частоты 5 000 Гц. Обратим внимание на то, что нормальное распределение (1) встречается редко (как самостоятельно, так и совместно с другими распределениями).

Понятно, что основной причиной флуктуаций огибающих звуковых сигналов является турбулент-

ность приземного слоя атмосферы. Была проверена связь статистик  $D_n$  с величинами среднеквадратических отклонений температуры воздуха  $\sigma_T$  и скорости ветра  $\sigma_V$ , вычисленных на основе результатов работы УЗМ «Метео-2». Установлено, что связь  $D_n$  с  $\sigma_T$  практически отсутствует. В то же время статистики  $D_n$  имеют определенную связь с  $\sigma_V$ . Это демонстрирует рисунок, на котором представлены оценки  $D_n$  в зависимости от  $\sigma_V$ .

Горизонтальными линиями указаны значения порогов  $\gamma$  для разных  $\alpha$ . Согласно рисунку на частоте 500 Гц рост интенсивности турбулентности (увеличение  $\sigma_V$ ) приводит к уменьшению числа выборок, где возможна реализация рассматривавшихся распределений. Этот вывод в той или иной мере применим ко всем видам распределений. В то же время для огибающих на частоте 5000 Гц интенсивность ветровой турбулентности не так сильно влияет на статистику  $D_n$ , особенно в случае распределения экстремальных значений (2).



Зависимость статистик  $D_n$  от среднеквадратических отклонений скорости ветра  $\sigma_V$ : а – для частоты 500 Гц; б – для частоты 5 000 Гц

Подводя итог, еще раз отметим, что на короткой приземной трассе распространения огибающие звуковых сигналов с частотой 500 Гц далеко не всегда подчинялись какому-либо из законов распределений (1)–(4) при заданных уровнях значимости. В то же время на частоте 5000 Гц для огибающих практически всегда можно было подобрать одно из рассмотренных распределений. Доминирующим является распределение экстремальных значений (2). Поскольку нормальное распределение огибающих встречается редко, то логнормальное распределение уровня звуковых сигналов  $\chi = \ln A$ , обычно постулируемое при исследованиях акустических сигналов в турбулентной атмосфере, также не является правилом. Для более детального анализа статистики огибающих необходимо проведение исследований с расширенным набором частот, на различных длинах трасс распространения и при более широких диапазонах изменений среднеквадратических отклонений скорости ветра.

Работа выполнена при финансовой поддержке программы ОФН РАН «Фундаментальные основы

акустической диагностики искусственных и природных сред», проект № 3.10.1.

1. Лукин В.П., Ботыгина Н.Н., Емалеев О.Н., Антошкин А.В., Коняев П.А., Гладких В.А., Мамышев В.П., Одинцов С.Л. Одновременные измерения структурной характеристики показателя преломления атмосферы оптическим и акустическим методами // Оптика атмосф. и океана. 2011. Т. 24, № 10. С. 852–857.
2. Федоров В.А. Точностные характеристики определения временных задержек при квадратичной интерполяции максимумов обобщенных взаимно-корреляционных функций. Часть 2. Случайные ошибки // Оптика атмосф. и океана. 2012. Т. 25, № 8. С. 678–683.
3. Collier S.L., Wilson D.K. Performance bounds for passive sensor arrays operating in a turbulent medium: Plane-wave analysis // J. Acoust. Soc. Amer. 2003. V.113, N 5. P. 2704–2718.
4. Кобзарь А.И. Прикладная математическая статистика. М.: Физматлит, 2012. 816 с.
5. Руководство по гидрологической практике. Т. II. Управление водными ресурсами и практика применения гидрологических методов. ВМО-№ 168. 6 издание. Chair, Publications Board, World Meteorological Organization (WMO), 7 bis, avenue de la Paix, P.O. Box 2300, CH-1211 Geneva 2, Switzerland, 2012. 324 p.

*V.P. Mamyshev, S.L. Odintsov, V.G. Astafurov, S.M. Pastukhova. Statistics of envelopes of tonal acoustic signals in the surface atmospheric layer.*

In this paper, we analyze statistical characteristics of envelopes of acoustic signals propagating along short near-surface paths. Experimental data are processed to study the density of probability distribution of envelopes for carrier frequencies of 500 and 5000 Hz. The repetition of the considered distributions is determined, and their correlation with turbulence is estimated.