

В.А. Фёдоров

К измерению содаром параметров динамической турбулентности

Институт оптики атмосферы СО РАН, г. Томск

Поступила в редакцию 28.07.2003 г.

Получены выражения для оценивания стандартных ошибок и величин 90%-х доверительных интервалов измерения содаром интенсивности турбулентности и анизотропии поля скорости ветра для любых трехканальных схем зондирования и двух способов построения («прямого» и косвенного) обрабатывающих алгоритмов. Использование этих соотношений позволяет оценить степень неопределенности получаемых данных, т.е. более правильно интерпретировать результаты акустического зондирования атмосферы. Приведены примеры использования полученных выражений при определении высотных профилей параметров динамической турбулентности из содарных измерений.

Введение

В [1] описывается процесс получения в системе обработки содара «Волна-3» средних значений $M(\cdot)$, стандартных отклонений $\sigma(\cdot)$, коэффициентов асимметрии $\gamma(\cdot)$, эксцесса $\varepsilon(\cdot)$ продольных u и поперечных v компонент горизонтальной скорости ветра. При этом рассматриваются два способа оценивания указанных параметров. В первом, так называемом «прямом», способе искомые характеристики определяются по предварительно полученным ансамблям «мгновенных» uv -компонент:

$$u(i) = \sum_{r=1}^3 u_r V_r(i); \quad v(i) = \sum_{r=1}^3 v_r V_r(i), \quad (1)$$

где u_r , v_r – коэффициенты перехода от непосредственно измеряемых содаром радиальных составляющих $V_r(i)$ вектора скорости ветра к его текущим uv -координатам. Они определяются направлением среднего вектора горизонтальной скорости ветра и используемой геометрией зондирования [1]. При реализации данного способа обработки полученные с помощью соотношений (1) текущие значения uv -компонента рассматриваются как результаты непосредственных прямых измерений. Второй, чисто косвенный, способ основан на получении из (1) функциональных связей статистических моментов uv -компонента с моментами радиальных составляющих V_r . При этом показано, что для практических целей случайностью коэффициентов u_r , v_r можно пренебречь.

Для более полной характеристики атмосферы как случайной среды широко используются и другие, не указанные выше, параметры [2]. Так, различные коэффициенты вариации, например $I_w = \sigma(w)/M(u)$ и $I_u = \sigma(u)/M(u)$, характеризуют интенсивность

турбулентности для соответствующей компоненты (w – вертикальная составляющая вектора скорости ветра). Степень анизотропии турбулентного поля ветра в вертикальном и поперечном направлениях (относительно u -компоненты) можно оценить следующими параметрами [2]:

$$A_{wu} = \sigma(w)/\sigma(u), \quad A_{wv} = \sigma(w)/\sigma(v), \\ A_{vu} = \sigma(v)/\sigma(u).$$

В [3] приведены «содарные» высотные профили I_w для разных классов термодинамической устойчивости атмосферы. Однако сделать правильный вывод о действительной значимости приведенных различий высотных зависимостей I_w довольно затруднительно, так как указанные профили не сопровождаются соответствующими оценками погрешностей измерений: ни интервальными, ни точечными.

Данная статья является продолжением статьи [1]. Ее цель заключается в получении стандартных ошибок и величин 90%-х доверительных интервалов для коэффициентов вариации и анизотропии непосредственно из самих экспериментальных данных для любых трехканальных схем зондирования и для двух вышеуказанных способов построения измерительных алгоритмов. (В дальнейшем оценки, соответствующие «прямому» способу, обозначены индексом dir).

Для решения поставленной задачи предполагаем, что измеренные содаром на каждой фиксированной высоте величины $V_r(i)$ представляют собой множество независимых выборочных значений, соответствующих некоторому непрерывному распределению $W_r(V_r)$. Также предполагаем попарную статистическую независимость каналов измерений V_r , т.е. считаем, что распределение полученных случайных величин радиальных компонент в одном

из каналов не определяется значениями V_r другого. Как отмечалось в [1], для наиболее часто реализуемых схем зондирования с пространственно-временным разделением измерительных каналов указанная вероятностная зависимость должна быть настолько слабой, что для практических целей ее можно пренебречь.

1. Анализ оценок интенсивности турбулентности

Вначале рассмотрим оценку интенсивности турбулентности для продольной компоненты:

$$\hat{I}_u = \hat{\sigma}(u) / \hat{M}(u) = \sqrt{\hat{D}(u)} / \hat{M}(u). \quad (2)$$

При этом в «прямом» способе используем несмещенные оценки выборочного среднего \hat{M}_{dir} и дисперсии

$$\hat{D}_{\text{dir}}(u) = [N/(N-1)] m_2(u),$$

где $m_2(\cdot)$ – центральный выборочный момент второго порядка [4, 5]; N – число отсчетов $u(i)$. Аналогичные оценки для косвенного способа имеют вид [1]:

$$\hat{M}(u) = \sum_{r=1}^3 u_r \hat{M}(V_r) \quad \text{и} \quad \hat{D}(u) = \sum_{r=1}^3 u_r^2 \hat{D}(V_r),$$

где $\hat{M}(V_r)$ – выборочное среднее r -й радиальной компоненты вектора скорости ветра, вычисленное по ее N_r отсчетам;

$$\hat{D}(V_r) = [N_r/(N_r-1)] m_2(V_r).$$

Для исследования смещения оценки \hat{I}_u разложим нелинейную функцию (2) в ряд Тейлора в окрестности средних значений ее аргументов до квадратичных членов включительно [5]. Для «прямого» способа после проведения необходимых усреднений, с учетом ранее сделанных предположений и несмещенности $\hat{M}_{\text{dir}}(u)$ и $\hat{D}_{\text{dir}}(u)$, получаем

$$M(\hat{I}_u) = I_u \left[1 - \frac{\epsilon(u) - 1}{8N} + \frac{I_u^2}{N} - \frac{I_u \gamma(u)}{2N} \right] = I_u + O(N^{-1}).$$

Аналогичные соотношения справедливы и для косвенного способа оценивания. Заметим, что в большинстве практических ситуаций $I_u < 1$, а величины N , как правило, достигают значений в несколько десятков отсчетов и выше. Поэтому смещением рассматриваемой оценки можно пренебречь.

Для нахождения стандартной ошибки \hat{I}_u используем метод линеаризации [4, 5]. Учет соответствующих нелинейных членов в данном случае с практической точки зрения не целесообразен из-за дальнейшей необходимости использования выборочных моментов высокого порядка, которые при ограниченном числе наблюдений N оцениваются с большими ошибками. Тогда, после необходимых

усреднений, получаем общее искомое соотношение, справедливое как для «прямого», так и для косвенного способов оценивания I_u :

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}(I_u) &= \frac{1}{M(u)} \times \\ &\times \left\{ \frac{D[\hat{D}(u)]}{4D(u)} + I_u^2 D[\hat{M}(u)] - \frac{\text{cov}[\hat{D}(u), \hat{M}(u)]}{M(u)} \right\}^{1/2}. \end{aligned} \quad (3)$$

Выражения для дисперсий и ковариации оценок $\hat{M}_{\text{dir}}(u)$ и $\hat{D}_{\text{dir}}(u)$ следуют из [1, 4–6]:

$$\text{cov}[\hat{D}_{\text{dir}}(u), \hat{M}_{\text{dir}}(u)] = \mu_3(u)/N,$$

где $\mu_3(u)$ – третий центральный момент u -компоненты;

$$\begin{aligned} \hat{D}[\hat{M}_{\text{dir}}(u)] &= D(u)/N; \\ \hat{D}[\hat{D}_{\text{dir}}(u)] &= D^2(u) [\epsilon(u) - (N-3)/(N-1)]/N. \end{aligned}$$

Ограничивааясь в последнем соотношении членами порядка $O(N^{-1})$, для «прямого» способа получаем более простой вариант (3):

$$\hat{\sigma}(I_u) = I_u \sqrt{\epsilon(u) - 1 + 4I_u^2 - 4I_u \gamma(u)} / 2\sqrt{N}.$$

Для косвенного способа дисперсии $\hat{M}(u)$ и $\hat{D}(u)$ приведены в [1]:

$$\begin{aligned} \hat{D}[\hat{M}(u)] &= \sum_{r=1}^3 u_r^2 D[\hat{M}(V_r)] = \sum_{r=1}^3 u_r^2 D(V_r) / N_r, \\ \hat{D}[\hat{D}(u)] &= \sum_{r=1}^3 u_r^4 D[\hat{D}(V_r)], \end{aligned}$$

где согласно [4–6]:

$$\hat{D}[\hat{D}(V_r)] = D^2(V_r) [\epsilon(V_r) - (N_r-3)/(N_r-1)]/N_r.$$

Выражение для ковариации этих оценок следует непосредственно из их определения и результатов [4] для $\text{cov}[\hat{D}(V_r), \hat{M}(V_r)]$:

$$\text{cov}[\hat{D}(u), \hat{M}(u)] = \sum_{r=1}^3 u_r^3 \mu_3(V_r) / N_r,$$

где $\mu_3(V_r)$ – третий центральный момент соответствующей радиальной компоненты.

Для сравнения стандартных ошибок двух рассматриваемых способов оценивания I_u вначале предположим, что число N_r значимых отсчетов $V_r(i)$ в каждом измерительном канале содара одинаково и равно N . При этом в [1] показана идентичность оценок средних, в частности:

$$\hat{D}[\hat{M}_{\text{dir}}(u)] = D[\hat{M}(u)].$$

Также справедливо

$$\text{cov}[\hat{D}(u), \hat{M}(u)] = \text{cov}[\hat{D}_{\text{dir}}(u), \hat{M}_{\text{dir}}(u)].$$

Но согласно [1] $D[\hat{D}_{\text{dir}}(u)] > D[\hat{D}(u)]$. В итоге всегда выполняется условие: $\sigma(\hat{I}_{u\text{dir}}) > \sigma(\hat{I}_u)$. Однако на практике гораздо более сильное влияние на увеличение $\sigma(\hat{I}_{u\text{dir}})$ относительно $\sigma(\hat{I}_u)$ оказывает следующий фактор. К нему относится возможное не вычисление при реализации «прямого» способа в некоторых циклах зондирования «мгновенных» значений uv -компонент (1) при недостаточном уровне эхосигнала хотя бы в одном из радиальных каналов содара [1]. В результате число N значимых отсчетов $u(i)$ может быть гораздо меньше даже минимального из полученных отсчетов N_r , т.е. часть информации будет потеряна. А при реализации косвенного подхода всегда используется весь первично полученный статистический ансамбль данных $V_r(i)$. Указанное, в итоге, и приводит к дополнительному росту рассматриваемой случайной ошибки «прямого» способа относительно косвенного. Влияние данного фактора наиболее существенно при малых временах проводимых усреднений оцениваемых параметров.

Получение статистических характеристик оценки интенсивности турбулентности для вертикальной компоненты \hat{I}_w аналогично таковому для \hat{I}_u . Отметим только, что при использовании наиболее типичной схемы зондирования с одним вертикальным каналом и при $N_r = N$ оценки $\hat{I}_{w\text{dir}}$ и \hat{I}_w , в отличие от $\hat{I}_{u\text{dir}}$ и \hat{I}_u , полностью идентичны. В противном случае в силу действия вышеотмеченного фактора $\sigma(\hat{I}_{w\text{dir}}) > \sigma(\hat{I}_w)$.

2. Анализ оценок анизотропии турбулентности

Рассмотрим оценку анизотропии турбулентности в попечном направлении [2]:

$$\hat{A}_{vu} = \hat{\sigma}(v)/\hat{\sigma}(u) = \sqrt{\hat{D}(v)} / \sqrt{\hat{D}(u)}, \quad (4)$$

где $\hat{D}(v)$ аналогична вышеприведенным оценкам $\hat{D}(u)$, т.е.

$$\hat{D}_{\text{dir}}(v) = [N/(N - 1)] m_2(v)$$

и

$$\hat{D}(v) = \sum_{r=1}^3 v_r^2 \hat{D}(V_r).$$

При этом смещением \hat{A}_{vu} для обоих способов обработки можно пренебречь, так как справедливо соотношение

$$M(\hat{A}_{vu}) = A_{vu} + O(N^{-1}).$$

Доказательство этого утверждения аналогично доказательству для оценки I_u , проведенному в п. 1. Выражение для стандартной ошибки определения параметра A_{vu} получаем с помощью метода линеаризации:

Фёдоров В.А.

$$\sigma(\hat{A}_{vu}) = \frac{1}{2\sigma(u)\sigma(v)} \times \\ \times \left\{ D[\hat{D}(v)] + A_{vu}^4 D[\hat{D}(u)] - 2A_{vu}^2 \text{cov}[\hat{D}(u), \hat{D}(v)] \right\}^{1/2}. \quad (5)$$

Для косвенного способа соотношение для $D[\hat{D}(u)]$ приведено выше, а

$$D[\hat{D}(v)] = \sum_{r=1}^3 v_r^4 D[(V_r)].$$

Выражение для ковариации этих оценок следует непосредственно из их определения и ранее сделанных предположений:

$$\text{cov}[\hat{D}(u), \hat{D}(v)] = \sum_{r=1}^3 u_r^2 v_r^2 D[\hat{D}(V_r)].$$

При реализации «прямого» способа измерений выражение для $D[\hat{D}_{\text{dir}}(u)]$ приведено в п. 1. Для $D[\hat{D}_{\text{dir}}(v)]$ оно аналогично. Нахождение же соотношения для ковариации этих оценок в данном случае представляет собой более сложную задачу. Поэтому остановимся на этом более подробно. Вначале, с учетом их несмещенности, запишем

$$\text{cov}[\hat{D}_{\text{dir}}(u), \hat{D}_{\text{dir}}(v)] = \\ = M[\hat{D}_{\text{dir}}(u) \hat{D}_{\text{dir}}(v)] - D(u)D(v). \quad (6)$$

Переходя от u -компонент к их центрированным значениям \dot{u} и заменяя в выражениях для $\hat{D}_{\text{dir}}(u)$, $\hat{D}_{\text{dir}}(v)$ оценки $m_2(u)$, $m_2(v)$ их статистическими эквивалентами [4, 5], получаем

$$M[\hat{D}_{\text{dir}}(u) \hat{D}_{\text{dir}}(v)] = (N/N - 1)^2 M[a_2(\dot{u}) a_2(\dot{v}) - \\ - a_2(\dot{u}) \hat{M}^2(\dot{v}) - a_2(\dot{v}) \hat{M}^2(\dot{u}) + \hat{M}^2(\dot{u}) \hat{M}^2(\dot{v})], \quad (7)$$

где $a_2(\cdot)$ – соответствующий начальный выборочный момент второго порядка. При этом выполняется

$$M[a_2(\dot{u})] = D(u) \text{ и } M[a_2(\dot{v})] = D(v).$$

Далее рассмотрим отдельные члены (7):

$$M[a_2(\dot{u}) a_2(\dot{v})] = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N M[\dot{u}^2(i) \dot{v}^2(j)] = \\ = \frac{1}{N} M(\dot{u}^2 \dot{v}^2) + \frac{N-1}{N} D(u)D(v).$$

Выражение $M(\dot{u}^2 \dot{v}^2)$ получаем с использованием (1) и результатов работы [1]:

$$M(\dot{u}^2 \dot{v}^2) = D(u)D(v) + \sum_{r=1}^3 u_r^2 v_r^2 \mu_4(V_r) - \\ - \sum_{r=1}^3 u_r^2 v_r^2 D^2(V_r) + 4 \sum_{r < k} u_r v_r u_k v_k D(V_r) D(V_k).$$

Также справедливо

$$M[a_2(\dot{u}) \hat{M}^2(\dot{v})] = \frac{1}{N^3} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N M[\dot{u}^2(i) \dot{v}(j) \dot{v}(l)] =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{N^2} M(\dot{u}^2 v^2) + \frac{N-1}{N^2} D(u)D(v) = \frac{M[a_2(\dot{u})a_2(v)]}{N}, \\
M[\hat{M}^2(\dot{u})] &= \frac{1}{N^3} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N M[v^2(i)\dot{u}(j)\dot{u}(l)] = \\
&= \frac{1}{N^2} M(\dot{u}^2 v^2) + \frac{N-1}{N^2} D(u)D(v) = \frac{M[a_2(\dot{u})a_2(v)]}{N}; \\
M[\hat{M}^2(\dot{u})\hat{M}^2(v)] &= \\
&= \frac{1}{N^4} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^N \sum_{m=1}^N M[\dot{u}(i)\dot{u}(j)v(l)v(m)] = \\
&= \frac{1}{N^3} M(\dot{u}^2 v^2) + \frac{N-1}{N^3} D(u)D(v) + \frac{2(N-1)}{N^3} M^2(\dot{u}v) = \\
&= \frac{1}{N^2} M[a_2(\dot{u})a_2(v)] + \frac{2(N-1)}{N^3} M^2(\dot{u}v),
\end{aligned}$$

где, как следует из [1]:

$$\begin{aligned}
M^2(\dot{u}v) &= \text{cov}^2(u, v) = \\
&= \sum_{r=1}^3 u_r^2 v_r^2 D^2(V_r) + 2 \sum_{r < k} u_r v_r u_k v_k D(V_r) D(V_k).
\end{aligned}$$

Подставляя полученные выражения в (6), (7), после ряда преобразований получаем

$$\begin{aligned}
\text{cov}[\hat{D}_{\text{dir}}(u), \hat{D}_{\text{dir}}(v)] &= \\
&= \sum_{r=1}^3 u_r^2 v_r^2 D[\hat{D}(V_r)] + \frac{4}{N-1} \sum_{r < k} u_r v_r u_k v_k D(V_r) D(V_k) = \\
&= \text{cov}[\hat{D}(u), \hat{D}(v)] + \frac{4}{N-1} \sum_{r < k} u_r v_r u_k v_k D(V_r) D(V_k).
\end{aligned}$$

Таким образом, определены все составляющие выражения (5), необходимые для вычисления стандартных ошибок измерения содаром анизотропии турбулентности в поперечном направлении. Для других направлений такие соотношения могут быть получены аналогичным образом. Отметим, что указанные ошибки для «прямого» способа снова больше, чем для косвенного. В основном это определяется ранее отмеченным фактором возможного уменьшения числа значимых «мгновенных» отсчетов N uv -компонент относительно потенциально достижимых [1].

3. Интервальные оценки параметров динамической турбулентности

Для более полного представления о точности и надежности рассмотренных точечных оценок \hat{g} параметров динамической турбулентности (2), (4) перейдем к соответствующим интервальным характеристикам. Аналогично [1, 6] реализуем известный подход, основанный на использовании свойств 90%-х доверительных интервалов. При этом, используя

методику и критерии [6], определяем минимальные объемы выборок N_{min} , начиная с которых результат измерения параметра g с 90%-й доверительной вероятностью можно представить в виде

$$g_{0,9} = \hat{g} \pm 1,6\sigma(\hat{g}). \quad (8)$$

Так же как в [1, 6], в качестве исходных распределений радиальных компонент $W_r(V_r)$ использовались: равномерное, Гаусса, Лапласа и Рэлея (с параметрами, характерными для содарных измерений). Проведенное моделирование показало, что получаемые при этом распределения всех оценок $W(\hat{g})$ носят положительно асимметричный характер. Это справедливо и для всех других распределений в силу строгой положительности значений данных параметров. Указанное определяет несимметричное расположение 5- ($p_{0,05}$) и 95%-х ($p_{0,95}$) квантилей относительно центра группирования \hat{g} . Следовательно, точность вычисления нижних L_d и верхних L_u доверительных границ по приближенному соотношению (8) будет различной, особенно при малых значениях N_r или N . Данная ситуация аналогична рассмотренному в [6] оцениванию экспесса радиальных компонент. При этом величины L_d всегда меньше соответствующих значений $p_{0,05}$, т.е. получаемую с помощью (8) длину левой части доверительного 90%-го интервала можно считать оценкой сверху относительно ее истинного значения. С другой стороны, величина L_u определяется с гораздо меньшей погрешностью. Поэтому в данном случае, как и в [6] для оценки экспесса радиальных компонент, выбор N_{min} основывался на сравнении $p_{0,95}$ и L_u .

В результате проведенного моделирования можно сделать вывод, что в большинстве практических ситуаций соотношение (8) для L_u справедливо с погрешностью не хуже 15%, если для всех каналов содара выполняется $N_r \geq N_{min} = 10$. Для «прямого» способа измерений необходимо выполнение более жесткого условия: $N \geq 10$. Заметим, что при определенном сочетании типов и параметров $W_r(V_r)$ возможно превышение оценки длины левой части доверительного интервала относительно истинного значения более чем на 15%. При меньших N_r или N , в качестве меры неопределенности измеренных значений g , ограничивается величиной соответствующей стандартной ошибки.

4. Экспериментальные результаты

Проиллюстрируем вышеизложенное на примере измерения содаром ИОА СО РАН «Волна-3» высотных профилей некоторых параметров динамической турбулентности двумя рассмотренными выше способами (рис. 1–3). При этом на рис. 1 результаты измерений интенсивности турбулентности \hat{I}_u обозначены как I_u , анизотропии в поперечном направлении \hat{A}_{vu} как A_{vu} (рис. 2, 3), а в вертикальном как A_{wu} (рис. 3).

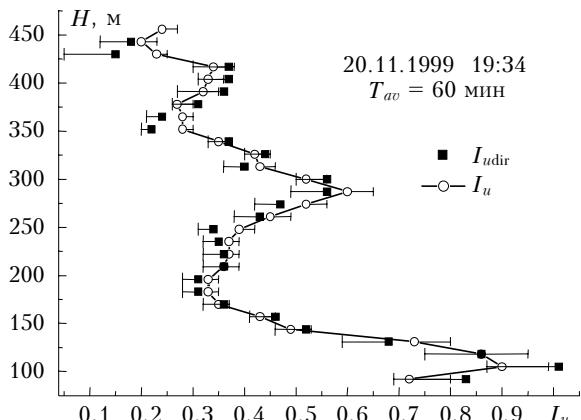


Рис. 1. Интенсивность турбулентности I_u

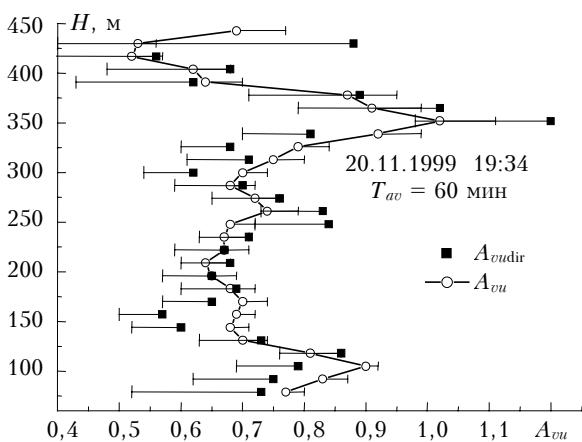


Рис. 2. Анизотропия турбулентности в поперечном направлении A_{vu}

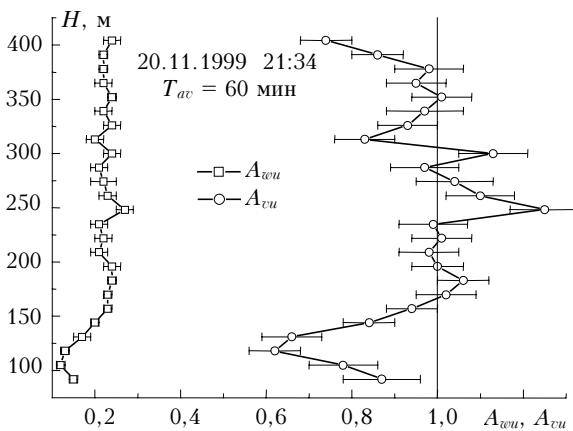


Рис. 3. Анизотропия турбулентности в вертикальном A_{wu} и поперечном A_{vu} направлениях

Не претендуя на детальную физическую интерпретацию полученных данных, сравним используемые способы оценивания и покажем их реальные точностные характеристики. Для этого, используя (8), на все графики нанесем величины соответствующих 90%-х доверительных интервалов. При этом на рис. 1 и 2 для «прямого» способа из-

мерений показана только его левая часть, а для косвенного только правая. Заметим, что профили, представленные на данных рисунках и на рис. 2–5 из статьи [1], получены в одно время, в одном месте (пригород г. Томска) и при одном времени усреднения $T_{av} = 60$ мин. Поэтому высотный ход I_u полностью определяется высотными зависимостями среднего $M(u)$ и стандартного отклонения $\sigma(u)$ и-компоненты, показанными на рис. 2, 3 из статьи [1]. При этом основное влияние на формирование I_u оказывает достаточно сложный профиль $M(u)$.

Большие значения I_u в нижней части высотного диапазона объясняются, видимо, влиянием подстилающей поверхности в месте проведения измерений. Отметим достаточно хорошее совпадение и коррелированность полученных данных «прямым» и косвенными способами, что является следствием отмеченного в [1] хорошего согласования измеренных $M(u)$ с $M(u)_{dir}$ и $\sigma(u)$ с $\sigma(u)_{dir}$. Лишь на высоте $H \approx 352$ м доверительные интервалы для I_u и I_{udir} не перекрываются. Однако разница между точечными значениями I_u и I_{udir} незначительна, ее величина составляет всего 0,06. (На аналогичный факт для этой же высоты указывалось и в [1] при анализе измерения $\sigma(u)$). В целом отметим, что измерения интенсивности турбулентности «прямым» способом характеризуются несколько большей степенью неопределенности получаемых данных по сравнению с косвенным подходом. В основном это определяется фактором, отмеченным ранее при анализе оценок \hat{I}_u в п. 1.

В принципе аналогичные выводы справедливы и для оценивания высотных профилей A_{vu} (см. рис. 2). При этом снова либо отклонения A_{vu} от A_{vudir} незначительны, либо их доверительные интервалы перекрываются. Но в данном случае «прямые» измерения указанных параметров характеризуются уже значительно большей неопределенностью получаемых данных по сравнению с косвенным подходом. Это особенно проявляется в верхней части высотного диапазона с падением отношения сигнал-шум.

Также отметим значимые отличия коэффициентов A_{vu} от единицы для всех высот (кроме $H \approx 352$ м), что указывает на отсутствие изотропности в рассматриваемом направлении в данный момент времени. Но через 2 ч ситуация в атмосфере изменилась. Она отражена на рис. 3, где приведены профили A_{wu} и A_{vu} , полученные косвенным способом. Так, в большей части высотного диапазона примерно от 157 до 378 м состояние ветрового поля в горизонтальном направлении уже можно считать изотропным. Этого нельзя сказать о вертикальном направлении. Заметим, что профили A_{wu} практически не изменились по сравнению с предыдущим временем измерений, т.е. наблюдалась устойчиво выраженная вертикальная анизотропия. Итак, по данным содара за указанный период измерений отмечается различный характер ветровой турбулентности в вертикальном и горизонтальном направлениях.

Таким образом, используя соотношения, приведенные в статье, можно оценить степень неопределенности измеряемых содаром параметров динамической турбулентности, что позволяет более правильно интерпретировать результаты акустического зондирования атмосферы.

Автор благодарен С.Л. Одинцову за полезные обсуждения рассмотренных вопросов.

1. Фёдоров В.А. К измерению содаром параметров продольных и поперечных компонент горизонтальной скорости ветра // Оптика атмосф. и океана. 2003. Т. 16. № 10. С. 913–920.

V.A. Fedorov. On sodar measurements of dynamic turbulence parameters.

Equations are obtained for estimation of standard errors and 90% confidence intervals in sodar measurements of the turbulence intensity and anisotropy of the wind field for any three-channel sounding schemes and two (direct and indirect) methods of constructing the processing algorithms. The use of these equations allows one to estimate the degree of uncertainty of the obtained data, that is, correctly interpret the results of acoustic sounding of the atmosphere. Vertical profiles of dynamic turbulence parameters are determined from sodar data using these equations.

2. Бызова Н.Л., Иванов В.Н., Гаргер Е.К. Турбулентность в пограничном слое атмосферы. Л.: Гидрометеоиздат, 1989. 264 с.
3. Kodama R., Adachi T., Arisawa Y., Naganuma T., Takeuchi K., Hanafusa T., Shiraki H., Itoh Y. On the vertical wind variances measured by Doppler sodar // Proc. 8th Int. Symp. on Acoustic Remote Sensing. M., 1996. Р. 4.13–4.18.
4. Крамер Г. Математические методы статистики. М.: Мир, 1976. 648 с.
5. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. М.: Наука, 1964. 576 с.
6. Фёдоров В.А. Измерение содаром «Волна-3» параметров радиальных компонент вектора скорости ветра // Оптика атмосф. и океана. 2003. Т. 16. № 2. С. 151–155.