

МЕТОДЫ ОЦЕНИВАНИЯ СКОРОСТИ ВЕТРА И ШИРИНЫ ЕЕ СПЕКТРА ДОПЛЕРОВСКИМИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИМИ РЛС (ДМРЛ)

Н.И. КРАВЧЕНКО

Статья посвящена проблеме оценивания скорости ветра и ширины ее спектра ДМРЛ. В статье описывается суть возможных методов (максимального правдоподобия, коррелограммный, авторегрессионный, метод дискретного преобразования Фурье и метод парных импульсов) извлечения из параметров принимаемых метеосигналов информации о скорости ветра и ширине ее спектра. Материал статьи может быть полезным при изучении и выборе измерителей скорости ветра для разрабатываемых ДМРЛ.

The paper is devoted to the problem of estimating wind velocity and its spectrum width by a Doppler radar and provides a short description of the gist of possible methods (maximum likelihood, correlation, autoregression, DFT and paired-pulse ones) of extracting information about wind velocity and its spectrum width from parameters of signals received. The material of the paper may be useful in investigating and choosing wind velocity meters for Doppler meteorological radars developed.

ВВЕДЕНИЕ

Важнейшими задачами ДМРЛ являются измерение скорости ветра и ширины ее спектра, знание которых необходимо для прогнозирования погоды, для служб обеспечения безопасности полетов авиации и предупреждения о чрезвычайных ситуациях, вызванных опасными метеоявлениями (торнадо, смерчи).

Задача определения скорости ветра сводится к измерению скорости движения облаков. Облака относятся к распределенным радиолокационным целям, размеры которых превосходят размеры импульсного объема РЛС. Протяженный характер облаков практически исключает нахождение скорости их движения методом дифференцирования дальности до них. Поэтому в ДМРЛ для измерения скорости облаков используется эффект Доплера, суть которого заключается в отличии несущей частоты принимаемых отраженных от движущихся метеобъектов сигналов от несущей частоты зондирующих сигналов на величину частоты Доплера $F_g = \frac{2V_r}{\lambda}$, где V_r — радиальная составляющая скорости движения облака, а λ — длина волны зондирующего сигнала. Тогда измеренной частоте Доплера $\hat{F}_g$ соответствует радиальная скорость $\hat{V}_r = \frac{\lambda}{2} \hat{F}_g$.

Метеосигнал представляет собой суперпозицию отражений от множества гидрометеоров импульсного объема. Гидрометеоры перемещаются под действием ветра, а также хаотически из-за турбулентности внутри облака. Выдаваемая ДМРЛ величина $\hat{V}_r$ характеризует регулярную (среднюю) скорость перемещения облака в целом под действием ветра, а ширина спектра скорости ветра характеризует разброс скоростей отдельных гидрометеоров из-за турбулентности. К ДМРЛ предъявляются достаточно жесткие требования [1] к точности измерения V_r и ширины ее спектра.

Известно [2], что потенциальная среднеквадратическая ошибка σ_f измерений частоты

когерентного сигнала со случайной начальной фазой при достаточном значении $\frac{2\mathcal{E}}{N_0}$ равна $\sigma_f = \tau_c \left(\frac{2\mathcal{E}}{N_0} \right)^{-\frac{1}{2}}$, где τ_c — эквивалентная длительность обрабатываемого сигнала, $\mathcal{E}$ — энергия принимаемого сигнала, N_0 — спектральная плотность мощности помехи.

При использовании в ДМРЛ зондирующих импульсов, длительность которых составляет всего несколько мкс, потенциальная ошибка измерения частоты по одиночному сигналу окажется недопустимо большой. Поэтому в ДМРЛ частоту F_g определяют по пачке импульсов.

Пачка когерентных зондирующих импульсов

$$S_3(t) = \sum_{k=1}^N E_3 S_a[t - (k-1)T] \cos(\omega_0 t + \beta),$$

где T — период повторения зондирующих импульсов; β — случайная начальная фаза, одинаковая для всех импульсов пачки; $f_0 = \frac{\omega_0}{2\pi}$ — несущая частота; N — число импульсов в пачке;

$S_a(t) = \begin{cases} 1 & \text{при } 0 < t < \tau_n \\ 0 & \text{при } t < 0, t > 0 \end{cases}$ — закон амплитудной модуляции одиночного импульса, длительностью τ_n .

Соответственно отраженный сигнал от точечного объекта локации можно представить

$$S_{от}(t) = \sum_{k=1}^N E_k S_a[t - (k-1)T - \tau_3(t)] \times \cos[\omega_0(t - \tau_3(t)) + \beta],$$

где $\tau_3(t) = \frac{2r(t)}{C} = \frac{2}{C}[r_0 + V_r t]$ — запаздывание сигнала от объекта локации, удаленного от ДМРЛ на расстояние $r(t)$; $r_0 = r(0)$ — расстояние в момент $t = 0$, соответствующий началу излучения первого зондирующего импульса; V_r — радиальная скорость объекта локации; C — скорость света.

Обозначив

$$-\omega_o t_3(t) + \beta = -2\pi f_o \frac{2r(t)}{C} + \beta = -\frac{4\pi}{\lambda} r(t) + \beta = \psi(t),$$

k -ый принимаемый импульс $S_{k, \text{отр}}(t)$ через комплексную амплитуду $\dot{A}_k(t)$ можно представить в виде

$$S_{\text{отр}, k}(t) = E_k S_a [t - (k-1)T - \tau_r(t)] \cos[\omega_o t + \psi(t)] = \\ = \text{Re} \{ \dot{A}_k(t) e^{j\omega_o t} \} = \text{Re} \{ [A_k e^{j\psi_k}] e^{j\omega_o t} \},$$

где аргумент комплексной амплитуды k -го импульса

$$\psi_k = -\frac{4\pi}{\lambda} [r_o + (k-1)TV_r] + \beta;$$

$$A_k = E_k S_a [t - (k-1)T - \tau_r(t)].$$

Комплексную амплитуду через ее квадратурные составляющие можно представить так

$$\dot{A}_k(t) = A_k e^{j\psi_k} = A_k \cos \psi_k + j A_k \sin \psi_k = \xi_k + j \eta_k.$$

Как показывает опыт эксплуатации обзорных РЛС, для которых отражения от облаков гидрометеоров являются пассивными помехами, значительная часть отражений результирующего принимаемого сигнала является когерентной. Об этом свидетельствует величина коэффициента междупериодной корреляции, которая для типовых погодных условий и значений периодов повторения более 0,9, что и позволяет импульсы пачки принимаемых метеосигналов считать квазикогерентными.

Точность измерения скорости ветра зависит от принципов построения и параметров ДМРЛ, от нестабильностей частот зондирующих сигналов и местного гетеродина приемника, от погодных условий, влияющих на статистические характеристики метеосигналов, от типа и оптимальности измерителей. Вопросу спектрального анализа посвящено много работ, из которых наиболее фундаментальными являются [3, 8]. Решение задач спектрального анализа метеосигналов, специфика которых связана с особенностями построения и работы ДМРЛ, требует специального рассмотрения. Ниже кратко рассматриваются возможные методы измерения скорости ветра и ширины ее спектра.

1. МНОГОКАНАЛЬНЫЙ ИЗМЕРИТЕЛЬ, ФОРМИРУЮЩИЙ ОЦЕНКИ МАКСИМАЛЬНОГО ПРАВДОПОДОБИЯ

За оценку максимального правдоподобия, минимизирующей дисперсию оценки, принимают корень уравнения $\frac{d}{dF} [W(Y|F)] = 0$ или $\frac{d}{dF} [L(Y|F)] = 0$, где $W(Y|F)$ и $L(Y|F)$ – соответственно функция и отношение правдоподобия.

Оценки максимального правдоподобия минимизируют дисперсию оценки, нижняя граница которых определяется неравенством Рао-Крамера.

Когда отношение $\frac{\text{сиг}}{\text{пом}}$ велико и априорная

плотность вероятности $W(F) \approx \text{Const}$ (т.е. она слабо влияет на результаты измерений), байесовские оценки максимальной послеопытной плотности вероятности $W(F|Y)$, которые минимизируют квадратичную функцию потерь, сводятся к небайесовским оценкам максимального правдоподобия. Упрощенная схема многоканального измерителя, формирующая оценки правдоподобия, изображена на рис. 1.

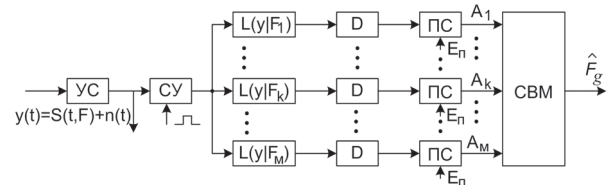


Рис. 1. Схема одного канала дальности многоканального измерителя

На вход рассматриваемого одного канала дальности измерителя поступает пачка из N импульсов, каждый из которых представляет аддитивную смесь $Y(t)$ когерентного сигнала $S(t, F_g)$ с неизвестной частотой F_g и помехи $n(t)$ с известной плотностью вероятности. Частотная характеристика усилителя согласована с одиночным полезным импульсом. Стробируемый усилитель (СУ) в каждом периоде повторения пропускает на вход многоканального измерителя сигналы только с рассматриваемого импульсного объема по дальности, определяемого задержкой $\tau_{\text{стр}}$ стробируемого импульса относительно зондирующего. Каждый i -ый доплеровский канал ($i=1, \dots, m$) согласован со своей частотой F_{gi} . В качестве оценки искомой частоты принимается частота настройки того канала, на выходе которого $L(Y|F_{gi}) = \max$. Поиск i -го канала выполняет схема выбора максимума (СВМ). Когда помеха $n(t)$ является нормально распределенной, схема многоканального измерителя аналогична, изображенной на рис. 1.

Однако при этом величину, монотонно связанную с $W(Y|F)$ или $L(Y|F)$, вычисляют канальные фильтры, согласованные с пачечным когерентного сигнала. Пороговые схемы (ПС) служат для исключения при формировании оценок случаев, когда на входе измерителя действуют только помехи или слабые сигналы.

В литературе схемы, в которых осуществляется перемножение обрабатываемого сигнала с опорным (стробом) и фильтрация, называют корреляционно-фильтровыми.

Ширина спектра когерентного сигнала длительностью τ_c равна $\frac{1}{\tau_c}$. Спектр пачки периодических когерентных радиоимпульсов – гребенчатый. Когда период повторения $T = \frac{1}{F_n}$, а пачка содержит N импульсов, то ширина гребня спектра пачки $\Delta F = \frac{1}{NT} = \frac{F_n}{N}$. При расстоянии между

гребнями, равном F_n , число фильтров с полосой ΔF , при которой будет надежное обнаружение сигналов, должно быть не менее $M = \frac{F_n}{\Delta F} = N$. Такое число доплеровских фильтров должно быть в одном канале дальности, общее число которых равно $\frac{T}{\tau_n} = Q$, где τ_n — длительность одиночного импульса. Поскольку для ДМРЛ скважность Q составляет несколько сот, то общее число фильтров многоканального корреляционно-фильтрового обнаружителя NQ составляет большую величину. Следовательно, рассматриваемый измеритель оценок максимального правдоподобия громоздок. Его достоинством является то, что, зная значения функций правдоподобия во всех фильтрах с шириной полосы пропускания ΔF , можно сравнительно просто определить ширину спектра скорости ветра.

Предельная точность измерения доплеровского смещения частоты метеосигнала с учетом длительности пачки, отношения $\frac{\text{сиг}}{\text{пом}}$, статистическими характеристиками метеосигналов изучается в работе [5].

2. ЦИФРОВОЙ ИЗМЕРИТЕЛЬ, ОСУЩЕСТВЛЯЮЩИЙ ДИСКРЕТНОЕ ПРЕОБРАЗОВАНИЕ ФУРЬЕ (ДПФ)

Разность аргументов $\Delta\psi$ комплексных амплитуд соседних импульсов

$$\begin{aligned} \Delta\psi &= -\frac{4\pi}{\lambda}(r_0 + kTV_r) + \beta + \frac{4\pi}{\lambda}[r_0 + (k-1)TV_r] - \beta = \\ &= -\frac{4\pi}{\lambda}V_r T = -2\pi \frac{2V_r}{\lambda} T = -2\pi F_g T = -\Omega_g T. \end{aligned}$$

Очевидно, арифметическое суммирование принимаемых метеопульсов при когерентном зондирующем сигнале можно обеспечить, если перед суммированием компенсировать указанные смещения фаз $S(\Omega_g) = \sum_{k=1}^N \dot{S}_k e^{-j(k-1)\Omega_g T}$. Такая

операция в литературе называется дискретным преобразованием Фурье. Принимаемый метеосигнал является непрерывным радиосигналом. На цифровой измеритель, выполненный в виде цифрового процессора, необходимо подавать отсчеты, получаемые при временной дискретизации и амплитудном квантовании сигнала. Уменьшить число отсчетов при дискретизации принятой реализации можно, если осуществлять дискретизацию комплексной амплитуды (а не радиосигнала). Составляющие комплексной амплитуды сигнала можно получить с помощью двух квадратурных фазовых детекторов (рис. 2). Так как из-за стробоскопического эффекта, обусловленного импульсным характером излучений, частота пульсаций выходных сигналов фазовых

детекторов не может быть более $\frac{F_n}{2}$, то интервал временной дискретизации, выбираемый в соответствии с требованиями теоремы Котельникова, $\tau_g = \frac{1}{2F_{\max}} = \frac{1}{2}\left(\frac{F_n}{2}\right)^{-1} = T$, т.е. совпадает с периодом повторения зондирующих импульсов.

Схема измерителя частоты одного канала дальности, в котором ДПФ осуществляется для $N = \frac{F_n}{\Delta F}$ различных доплеровских частот $F_{gi} (i=1, \dots, N)$, изображена на рис. 2. За оценку искомой частоты принимают частоту того канала, в котором выходной эффект максимален. Число каналов дальности равно числу разрешаемых элементов по дальности $\frac{r_{\max}}{\delta R} = \frac{T}{\tau_n} = Q$.

Зная значения выходных эффектов $A(F_{gi})$, можно определить ширину спектра доплеровских частот.

Анализ особенностей и причин недостатков классического спектрального анализа на основе ДПФ и возможностей его улучшения за счет перехода к сглаженным вариантам ДПФ и «сверхразрешаемым» алгоритмам спектрального анализа дан в работе [8].

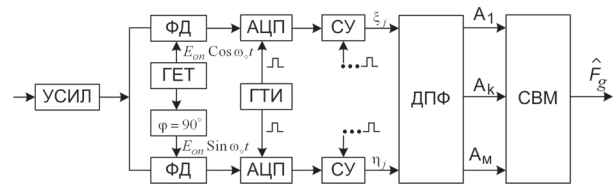


Рис. 2. Схема измерителя частоты, в которой используется дискретно-временное преобразование Фурье

3. КОРРЕЛОГРАММНЫЙ МЕТОД

Суть этого метода спектрального анализа метеосигналов связана с преобразованием Винера-Хинчина, связывающего энергетический спектр $N(f)$ случайного процесса и его корреляционную функцию $R(\tau)$, $N(f) = \int_{-\infty}^{\infty} R(\tau) e^{-j2\pi f\tau} d\tau$.

Отраженные сигналы $S(t)$ от протяженных облаков также протяженны. Можно показать, что $\langle \dot{S}(t) S^x(t+\tau) \rangle = 0$ при $\tau > \tau_n$ для $\tau_n < \tau < T$, где τ_n — длительность зондирующего сигнала, а T — период повторения.

Это означает, что сигналы соседних разрешаемых элементов практически некоррелированы.

Однако при излучении периодической последовательности когерентных радиоимпульсов отражения от гидрометеоров одних и тех же разрешаемых элементов по дальности в соседних периодах повторения коррелированы. Поэтому для N реализаций метеосигналов соседних периодов повторения можно для сигналов рас-

смагриваемого i -го разрешаемого элемента по дальности, получаемых в результате дискретизации по времени, находить значения функции

$$\dot{R}_s(KT) = \frac{1}{N-k} \sum_{m=1}^{N-k} \dot{S}[t - (m-1)T - \tau_i] \times \times \dot{S}^x[t - (m-1-k)T - \tau_i],$$

$m=0,1,\dots,(N-k)$ — номер реализации, τ_i — время запаздывания метеосигнала от гидрометеоров i -го разрешаемого элемента по дальности.

Используя дискретное преобразование Винера-Хинчина, можно вычислить значения энергетического спектра метеосигнала i -го разрешаемого элемента для частоты Fe

$$N(Fe) = \sum_{K=0}^M \dot{R}_s(KT) e^{-j2\pi FeKT}, \quad e=0,\dots,M.$$

4. МЕТОД ПАРНЫХ ИМПУЛЬСОВ

При этом методе обычным способом находится путем усреднения произведений соседних импульсов пар метеосигналов выборочное значение функции междупериодной корреляции. Информацию о радиальной скорости ветра извлекают из аргумента комплексного значения междупериодной корреляции.

Дисперсия скорости ветра определяется в предположении, что функция корреляции метеосигналов является гауссовой. При таком допущении ширину спектра ветра можно определить, зная всего лишь значение коэффициента между-

периодной корреляции $r_y(T) = \frac{R_y(T)}{R_y(0)} = e^{-\frac{T^2}{2\sigma^2}}$ (а не

корреляционную функцию помехи, как это требуется при коррелограммном методе).

Известно, что функция корреляции метеосигналов строго не является ни экспоненциальной, ни гауссовой [7]. Всякая аппроксимация является приближенной. Специальные полигонные испытания и опыт эксплуатации систем защиты РЛС от пассивных помех, создаваемых облаками гидрометеоров (когда было установлено, что коэффициент подавления метеопомех возрастает с ростом кратности вычитания, что характерно для помех с гауссовой корреляцией) подтверждает возможность аппроксимации корреляционной функции метеосигналов гауссовой функцией.

Имея пачку составляющих комплексных амплитуд сигналов от отражателей рассматриваемого импульсного объема

$$\dot{A}_1, \dot{A}_2, \dots, \dot{A}_N = (\xi_1, \eta_1; \xi_2, \eta_2; \dots, \xi_N, \eta_N),$$

можно найти выборочное значение комплексной междупериодной корреляции

$$\hat{R}_y(T) = \frac{1}{N-1} \sum_{K=1}^{N-1} \dot{A}_{K+1} \dot{A}_K^*.$$

Произведение комплексных амплитуд пары импульсов

$$\begin{aligned} \dot{A}_{K+1} \dot{A}_K^* &= A_{K+1} e^{j\psi_{K+1}} A_K e^{-j\psi_K} = A_{K+1} A_K e^{j(\psi_{K+1} - \psi_K)} = \\ &= (\xi_{K+1} + j\eta_{K+1})(\xi_K - j\eta_K) = (\xi_{K+1}\xi_K + \eta_{K+1}\eta_K) + \\ &+ j(\xi_K\eta_{K+1} - \xi_{K+1}\eta_K) = L_K + jM_K = \sqrt{L_K^2 + M_K^2} \cdot e^{j\alpha_K}, \end{aligned}$$

где $\alpha_K = \arctg \frac{M_K}{L_K}$.

Если бы скорость ветра сохранялась постоянной ($V_r = \text{const}$), начальные фазы β_K и β_{K+1} , зависящие от начальных фаз зондирующих сигналов, от искажающего действия помех и самих метеосигналов, были бы одинаковыми ($\beta_K = \beta_{K+1} = \beta$), то

$$\begin{aligned} \alpha_K = \psi_{K+1} - \psi_K &= -\frac{4\pi}{\lambda} [r_0 + V_r(K+1)T + \beta_{K+1}] + \\ &+ \frac{4\pi}{\lambda} [r_0 + V_rKT + \beta_K] = -\frac{4\pi}{\lambda} V_r T = -2\pi \frac{2V_r}{\lambda} T = \\ &= -2\pi F_g T = -\Omega_g T, \end{aligned}$$

откуда $V_{rk} = -\frac{\lambda}{4\pi} F_n \alpha_K$, где $F_n = \frac{1}{T}$.

С учетом случайности метеосигнала и из-за действия помех начальные фазы β_K и β_{K+1} являются квазислучайными величинами

$$\begin{aligned} \psi_{K+1} - \psi_K &= \hat{\alpha}_K = -\Omega_g T + \beta_K - \beta_{K+1} = \\ &= -\Omega_g T + \gamma_K = \left(-\Omega_g + \frac{\gamma_K}{T} \right) T = (-\Omega_g + \Delta\Omega_g) T, \end{aligned}$$

где $\Delta\Omega_g = \frac{\gamma_K}{T} = 2\pi\Delta F_g = 2\pi \frac{2\Delta V_r}{\lambda}$, откуда

$$\Delta V_r = \frac{\lambda}{4\pi} F_n \gamma_K \text{ и соответственно } \sigma_{V_r} = \frac{\lambda}{4\pi} F_n \sigma_{\gamma}.$$

Известно [4], что при оценке методом максимального правдоподобия фазы сигнала в присутствии помех $n(t)$ $[Y(t) = ES_a(t) \cos(\omega t + \gamma) + n(t)]$

дисперсия оценки фазы $\sigma_{\alpha}^2 = \sigma_{\gamma}^2 = -\frac{1}{q^2 r_s''(0)} = \frac{1}{q^2}$,

где параметр обнаружения $q^2 = \frac{2\mathcal{E}}{N_0}$ ($\mathcal{E}$ — энергия

сигнала, N_0 — спектральная плотность мощности помех).

Уменьшить погрешности измерения радиальной скорости можно за счет повторных измерений. Если бы по каждой паре определяли $\hat{\alpha}_K$, то результирующая по $(N-1)$ измерениям выборочная оценка фазы

$$\begin{aligned} \hat{\alpha} &= \frac{1}{N-1} \sum_{K=1}^{N-1} \hat{\alpha}_K = \frac{1}{N-1} \left[(N-1)\alpha + \sum_{K=1}^{N-1} (\beta_{K+1} - \beta_K) \right] = \\ &= \alpha + \frac{\beta_N - \beta_1}{N-1} = \alpha + \frac{\gamma}{N-1}, \end{aligned}$$

$$\hat{V}_r = -\frac{\lambda}{4\pi} F_n \hat{\alpha}; \quad \sigma_{\alpha} = \frac{\sigma_{\gamma}}{N-1}.$$

При другом способе выборочную фазу можно находить, определяя аргумент $\hat{\alpha}$ выборочной комплексной функции корреляции

$$\hat{R}_y(T) = \frac{1}{N-1} \left[\sum_{k=1}^{N-1} L_k + j \sum_{k=1}^{N-1} M_k \right] = \frac{1}{N-1} (L + jM) =$$

$$= \frac{1}{N-1} \sqrt{L^2 + M^2} e^{j\hat{\alpha}},$$

где $\hat{\alpha} = \arctg \frac{M}{L}$.

Полагая, что $M = \sum_{k=1}^{N-1} M_k$ и $L = \sum_{k=1}^{N-1} L_k$ являются независимыми нормально распределенными случайными величинами, двумерная плотность вероятности $W(L, M) = W(L)W(M) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{L^2 + M^2}{2\sigma_L^2}}$.

Зная $W(L, M)$, можно определить математическое ожидание и дисперсию отношения $\frac{M}{L}$, которые несут информацию о точности измерения радиальной скорости ветра и ее дисперсии.

Очевидно, что среднеквадратическая ошибка измерения фазы $\hat{\alpha}$, полученной с помощью соотношения $\hat{\alpha} = \arctg \frac{M}{L}$, с ростом N будет уменьшаться.

Рассмотрим вопрос нахождения ширины спектра ветра для случая, когда корреляционная функция $R_y(\tau)$ и коэффициент междупериодной корреляции $r_s(\tau)$ метеосигнала аппроксимируются гауссовской функцией. Выше рассматривался вопрос нахождения $R_y(T)$. Учитывая, что метеосигнал $S(t)$ и помеха $n(t)$ являются некоррелированными случайными величинами

$$R_y(T) = \langle \dot{Y}_{k+1} \dot{Y}_k^x \rangle = \langle (\dot{S}_{k+1} + \dot{n}_{k+1})(\dot{S}_k^x + \dot{n}_k^x) \rangle =$$

$$= \langle \dot{S}_{k+1} \dot{S}_k^x \rangle = \dot{R}_s(T).$$

При этом предполагалось, что $\dot{n}_{k+1}$ и $\dot{n}_k$ являются независимыми случайными величинами.

Когда число отсчетов N велико (несколько десятков) и помеха $n(t)$ сравнительно слабая, обоснованно можно полагать, что и выборочное значение функции междупериодной корреляции

$$\hat{R}_y(T) = \dot{R}_s(T) = R_s(0)\dot{r}_s(T) = R_s(0)r_s(T)e^{j\alpha}.$$

Заметим, что

$$R_y(0) = \langle |\dot{Y}_k|^2 \rangle = \langle |\dot{S}_k|^2 \rangle + \langle |\dot{n}_k|^2 \rangle = R_s(0) + R_n(0).$$

$$\text{Тогда } r_s(T) = \frac{R_y(T)}{R_s(0)} = \frac{R_y(T)}{R_y(0) - R_n(0)}.$$

Поскольку предполагается, что $r_s(\tau) = e^{-\frac{\tau^2}{2\sigma_\tau^2}}$,

то, зная $r_s(T)$, можно найти σ_τ^2 . $r_s(T) = e^{-\frac{T^2}{2\sigma_\tau^2}}$, откуда $\sigma_\tau^2 = -\frac{T^2}{2\ln r_s(T)}$.

Используя преобразование Винера-Хинчина, находим нормированный энергетический спектр метеосигнала

$$N(f) = \int_{-\infty}^{\infty} r_s(\tau) e^{-j2\pi f\tau} d\tau = \sqrt{2\pi\sigma_\tau^2} e^{-2\pi^2 f^2 \sigma_\tau^2} =$$

$$= \sqrt{2\pi\sigma_\tau^2} e^{-\frac{f^2}{2\sigma_f^2}},$$

где $\sigma_f^2 = \frac{1}{4\pi^2\sigma_\tau^2} = -\frac{\ln r_s(T)}{2\pi^2 T^2}$, откуда ширина спектра

$$\text{скорости ветра } \sigma_{V_r} = \frac{\lambda}{2} \sigma_f = \frac{\lambda F_n}{2\sqrt{2}\pi} \sqrt{-\ln r_s(T)}.$$

Заметим, что формально аргументом полученной функции для σ_{V_r} является выборочный коэффициент междупериодной корреляции $r_s(T)$. Тогда, естественно, возникает вопрос о том, нельзя ли изучаемые метеосигналы характеризовать лишь величиной $r_s(T)$. Нет, нельзя, поскольку дисперсия скорости ветра не должна зависеть от периода повторения зондирующих импульсов T , в то время как $r_s(T)$ зависит от значения T , величина которого даже в одной ДМРЛ в зависимости от выбранного режима работы разная. Из соотношения для σ_{V_r} , полученного для предположения о гауссовской корреляционной функции метеосигнала, видно, что, когда T уменьшается и соответственно $r_s(T)$ возрастает, один сомножитель (F_n) возрастает, а второй ($\sqrt{-\ln r_s(T)}$), который при $r_s(T)$ близком к единице $\sqrt{-\ln r_s(T)} \approx \sqrt{1 - r_s(T)}$, уменьшается.

Выше анализировалось влияние величины выборки N на точность определения фазы, в которой содержится информация о скорости ветра. Как известно [9], выборочный коэффициент корреляции $r(T)$ асимптотически распределен нормально и его среднеквадратическое отклонение от истинного значения $p(T)$ асимптотически

равно $\sigma_r = \frac{1 - p^2(T)}{\sqrt{N}}$. Отсюда следует, что увеличение объема выборки N способствует повышению точности измерения как скорости ветра, так и его дисперсии.

Достоинством рассматриваемого метода парных импульсов, который уже находит применение в современных ДМРЛ (например, WSR-88D), является сравнительная простота его реализации.

5. АВТОРЕГРЕССИОННЫЙ МЕТОД СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛИЗА

При этом методе метеосигнал моделируют процессом авторегрессии (АР). Дискретным процессом авторегрессии называют такой коррелированный случайный процесс, текущее значение которого $S(n)$ выражается через p предшествующих значений $S(n-1), \dots, S(n-p)$, отстоящих друг от друга на интервал T следующим соотношением

$$S(n) = \phi_1 S(n-1) + \dots + \phi_p S(n-p) + a(n) =$$

$$= \sum_{i=1}^p \phi_i S(n-i) + a(n),$$

где p , ϕ_i — соответственно порядок и параметр

процесса АР, $a(n)$ — независимые случайные величины, для которых математические ожидания

$$\langle a(n) \rangle = 0, \quad \langle a(n)a(k) \rangle = \begin{cases} \sigma_a^2 & \text{при } n = k \\ 0 & \text{при } n \neq k \end{cases}.$$

Для скалярного процесса АР его энергетический спектр $S(f)$ выражается параметрической формулой [3]

$$S(f) = \frac{\sigma_a^2}{\left| 1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i e^{-j2\pi f iT} \right|^2}.$$

Чтобы пользоваться этим соотношением, нужно предварительно определить порядок и параметры процесса АР, которые можно найти, зная значения междупериодной корреляции метеосигнала $R_s(T), \dots, R_s(pT)$.

Порядок нахождения φ_i рассмотрим на примере, когда рассматриваемый процесс есть процесс АР второго порядка ($p = 2$)

$$S(n) = \varphi_1 S(n-1) + \varphi_2 S(n-2) + a(n).$$

После умножения левой и правой частей равенства на $S(n-1)$ или $S(n-2)$ и статистического усреднения, имеем:

$$\begin{aligned} \langle S(n)S(n-1) \rangle &= \varphi_1 \langle S(n-1)S(n-1) \rangle + \\ &+ \varphi_2 \langle S(n-2)S(n-1) \rangle + \langle a(n)S(n-1) \rangle, \\ \langle S(n)S(n-2) \rangle &= \varphi_1 \langle S(n-1)S(n-2) \rangle + \\ &+ \varphi_2 \langle S(n-2)S(n-2) \rangle + \langle a(n)S(n-2) \rangle. \end{aligned}$$

С учетом независимости $a(n)$ и $S(n-i)$ для $i = 1, \dots, p$, когда $\langle a(n)S(n-i) \rangle = 0$, получаем

$$\begin{cases} R_s(1) = \varphi_1 R_s(0) + \varphi_2 R_s(1) \\ R_s(2) = \varphi_1 R_s(1) + \varphi_2 R_s(0) \end{cases}$$

уравнения Юла-Уокера.

Решая систему уравнений Юла-Уокера, можно, зная $R_s(iT) = R_s(i)$, найти параметры АР φ_i .

Для векторного процесса АР, когда низкочастотные флуктуации метеосигнала характеризуются ненулевым регулярным доплеровским смещением частоты [6], можно получить аналогичные расчетные соотношения.

Хотя оценки $S(f)$, рассчитываемые по параметрическим формулам, характеризуются достаточной точностью, нахождение их для метеосигналов каждого разрешаемого объема ДМРЛ связано с громоздкими операциями нахождения значений корреляционной функции $R_s(kT)$ и параметров авторегрессии φ_i .

Изложенный материал позволяет сделать вывод, что самым простым методом оценивания скорости ветра является метод парных импульсов.

При использовании многофильтрового измерителя или системы, осуществляющей ДПФ, для нахождения ширины спектра ветра знание корреляционной функции метеосигнала не требуется.

Показано, что при заданном значении коэффициента междупериодной корреляции метеосигнала ширина спектра ветра зависит от вида функции корреляции. Если она известна, то можно, зная всего лишь значение $r_s(T)$, рассчитать ширину спектра ветра. Поскольку во многих случаях функцию корреляции метеосигнала можно обоснованно аппроксимировать функцией Гаусса, то для расчета ширины спектра ветра можно использовать простое соотношение, аргументом которого является $r_s(T)$.

Литература.

1. Радиометеорология. Зарубежная радиоэлектроника. Ежемесячный технический и научно-технический журнал. — М., 1993. № 4.
2. Я.Д. Ширман, В.Н. Манжос. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. — М.: Радио и связь, 1981. — 418 с.
3. С.Л. Марпл. Цифровой спектральный анализ и его приложение. — М.: МИР, 1990. — 584 с.
4. Ю.Г. Сосулин. Теоретические основы радиолокации и навигации. — М.: Радио и связь, 1992, — 304 с.
5. Кравченко Н.И., Ленчук Д.В. Предельная точность измерения доплеровского смещения частоты метеосигнала при использовании пачки сигналов. МО Украины. Известие ВУЗов. Серия радиоэлектроника. т. 44. № 7, 2001.
6. Кравченко Н.И., Бакумов В.Н. Моделирование пассивных помех с ненулевым доплеровским смещением частоты векторными процессами авторегрессии. МО Украины // Радиотехника: науч.-техн. журнал. — Харьков: ХНУРЭ. — № 105, 1998.
7. Л.А. Вайнштейн, В.Д. Зубков. Выделение сигналов на фоне случайных помех. — М.: Сов. радио, 1960. — 446 с.
8. Д.И. Леховицкий, Г.А. Жуга, Б.М. Вовшин, В.В. Лаврукевич. Извлечение метеоинформации на основе спектрального и корреляционного анализа отражений в импульсных доплеровских метеорологических РЛС // Прикладная радиоэлектроника: науч.-техн. журнал. — Харьков: ХНУРЭ. — 2007, Том 6, № 4. — С. 491-510.
9. Б.Л. ван дер Варден. Математическая статистика. — М.: Изд. Иностранная литература. 1960. — 434 с.

Поступила в редколлегия 20.05.2009



Кравченко Николай Иванович, доктор технических наук, профессор, профессор кафедры основ радиотехники ХНУРЭ. Область научных интересов — помехозащищенность РЛС, точность измерения параметров сигналов.