ГЛАВНОЕ УПРАВЛЕНИЕ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ СЛУЖБЫ ПРИ СОВЕТЕ МИНИСТРОВ СССР

ОРДЕНА ТРУДОВОГО КРАСНОГО ЗНАМЕНИ ГЛАВНАЯ ГЕОФИЗИЧЕСКАЯ ОБСЕРВАТОРИЯ им. А. И. ВОЕЙКОВА ОС

ТРУДЫ

ВЫПУСК 261

РАДИОЛОКАЦИОННАЯ МЕТЕОРОЛОГИЯ

Под редакцией канд. физ.-мат. наук Е. М. САЛЬМАНА

8666



ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЕ ИЗДАТЕЛЬСТВО

ЛЕНИНГРАД • 1971

Сборник посвящен вопросам методики теоретических расчетов метеорологической эффективнссти радиолокаторов МРЛ и их рационального размещения, методам стыковки данных нескольких МРЛ и результатам их использования в практике диагноза и прогноза, а также новым методам физико-статистического анализа радиолокационных характеристик.

Значительное внимание уделяется вопросам автоматизации процесса получения радиолокационной метеорологической информации.

Рассчитан на специалистов в области радиолокационной метеорологии, синоптиков и метеорологов, использующих радиолокационную информацию в практике обслуживания различных отраслей народного хозяйства. Может быть рекомендован аспирантам и студентам старших курсов соответствующих специальностей.

В. С. ОПРИШКО, Е. М. САЛЬМАН

ВЫБОР ОПТИМАЛЬНЫХ СТРАТЕГИЙ ПОВЕДЕНИЯ В ЗАДАЧЕ КЛАССИФИКАЦИИ МЕТЕООБРАЗОВАНИЙ ПО РАДИОЛОКАЦИОННЫМ ДАННЫМ

1. Введение

Разработка методов автоматической классификации метеоролоческих образований по данным радиолокационных и других наюдений для их интерпретации и принятия наиболее эффективных данной ситуации решений является актуальной задачей метеоеспечения. Модели сигналов, отраженных от метеообъектов, опииваются стохастическими функциями, поэтому информация, доаточная для классификации метеообъектов с требуемой достоверостью, задается комплексом вероятностных признаков. До настояего времени было предложено несколько подходов к решению дачи классификации метеообразований по совокупности вероятостных признаков [1, 2, 3, 4]. В данной работе развивается предлоенный ранее подход [1] к построению пространства решений для зборки фиксированного объема, связанный с максимизацией функии выгоды и использующий аппарат теории игр [8, 9].

2. Общая формулировка задачи

Рассмотрим задачу выбора оптимальных решений при игре рока-исследователя против природы. Функции игрока-исследоителя могут выполняться наблюдателем или автоматизированной истемой наблюдений и принятия решений. Будем полагать, что оирода создает множество ситуаций, а целью игрока-исследоваиля является выбор таких действий, которые позволили бы максиизировать функцию выгоды, зависящую от принятых в данной итуации действий. Каждое состояние природы будем характеризо-

вать значением параметра $\omega_j \in \Omega$, где Ω — множество параметро Определенное состояние природы порождает множество исход наблюдений $X(\omega_j) \in X$, где X — множество всевозможных исход наблюдений.

Игрок-исследователь может производить наблюдения над н известным ему состоянием природы $\omega_j \in \Omega$ и совершать определе ное действие $a_k \in A$ из множества всевозможных действий. В качес ве таких действий могут быть решения о закрытии аэропорта ил продолжении полетов в данной метеорологической обстановке, р шение о проведении активных воздействий на облако и т. п.

Для того чтобы оценить эффективность того или иного действи в данной ситуации на произведении пространств $\Omega \times A$, определи ограниченную числовую функцию $L(\Omega, A)$, которую назовем фун цией стоимости решений. Значению функции соответствует выгол или потери, которые могут быть получены в результате предприн тия действия $a_k \in A$ по отношению к состоянию природы $\omega_j \in \Omega$.

Если игрок производит *n* испытаний и осуществляет *n* действи то выгода, получаемая в результате *n* действий, будет

$$\rho(\Omega, A) = \sum_{i=1}^{n} L(\omega_{ji}, a_{ki}),$$

где $L(\omega_{ji}, a_{ki})$ — значение функции стоимости для *i*-того испь тания, в котором природа находилась в состоянии ω_{ji} и было препринято действие a_{ki} .

Совокупность действий $A = (a_{k1}, a_{k2}, ..., a_{ki}, ...)$ будем называт стратегией поведения игрока-исследователя. Стратегию $A^* =$ $= (a_{k1}^*, a_{k2}^*, ..., a_{ki}^*, ...)$ назовем оптимальной, если функци выгоды при применении стратегии A^* максимальна. Запишем вы ражение для средней выгоды на произведении пространств $X \times S$ Если задана функция меры $P(x/\omega_j)$, представляющая собой рас пределение вероятностей исходов X, то вероятность события $S \in$ $\forall \omega_i \in \Omega$ определяется равенством

$$P(S/\omega_j) = \sum_{x_j \in S} P(x_j/\omega_j).$$

Усредненное значение функции выгоды равно

$$p(\Omega, A) = \sum_{\Omega} \sum_{i=1}^{n} L[\omega_{j}, a_{ki}(x_{i})] P(\omega_{j}) P(x_{i}/\omega_{j}) =$$

$$= \sum_{\Omega} P(\omega_{j}) \sum_{i=1}^{n} L[\omega_{j}, a_{ki}(x_{i})] P(x_{i}/\omega_{j}) =$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \sum_{\Omega} L[\omega_{j}, a_{ki}(x_{i})] P(\omega_{j}) P(x_{i}/\omega_{j}) =$$

$$=\sum_{i=1}^{n}\sum_{\alpha}L\left[\omega_{j}, \ a_{ki}(x_{i})\right]P(x_{i})P(\omega_{j}/x_{i}) =$$

$$=\sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{\alpha}L\left[\omega_{j}, \ a_{ki}(x_{i})\right]P(\omega_{j}/x_{i})\right)P(x_{i}) \leq$$

$$\leqslant\sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{\alpha}L^{*}\left[\omega_{j}, \ a_{ki}^{*}(x_{i})\right]P(\omega_{j}/x_{i})\right)P(x_{i}), \qquad (2)$$

где

$$\sum_{\Omega} L^*[\omega_j, a_{ki}^*(x_i)] P(\omega_j/x_i) = \max \sum_{\Omega} L[\omega_j, a_{ki}(x_i)] P(\omega_j/x_i).$$

Для максимизации $\rho(\Omega, A)$ рассмотрим стратегию выбора оптимальных действий в процессе игры, обеспечивающих экстремальное значение функции выгоды. Целью стратегии является отыскание решения игры $G(\Omega, A, \rho)$, т. е. выбор на множестве исходов X такого порядка предпочтения, что действие $a_h \in A$ предпочитается или равноценно действию $a_h \in A$, если

$$\rho\left(\Omega, \ a_{k}\right) \geqslant \rho\left(\Omega, \ a_{k'}\right),\tag{3}$$

но поскольку

1.56

$$\varphi(\Omega, a_{ki}) = \sum_{\Omega} L[\omega_j, a_{ki}(x_i)] P(\omega_j/x_i), \qquad (4)$$

то мы принимаем решение k, если

 $\rho(\Omega, a_{ki}) \gg \rho(\Omega, a_{k'i})$ для всех $k' \neq k$. (5)

Таким образом, игрок-исследователь получает максимум среднего значения функции выгоды выбором при каждом исходе такого действия a_{ki}^* , которое доставляет максимум функции $\rho(\Omega, a_{ki})$. Этот принцип выбора, основывающийся на распределении $P(\omega_j/x_i)$, называется байесовым принципом. В теории игр доказывается, что при любом другом выборе, отличном от байесовского, обеспечивается меньшее среднее значение функции выгоды.

Пространство решений может быть задано не только разбиением пространства условных вероятностей $P(\Omega/X)$, но и разбиением пространства X.

В том случае, когда функция стоимости решений $L(\Omega, A)$ удовлетворяет условию $L[\omega_j, a_{ki}(x_i)] = L[\omega_j, a_{k'i}(x_i)] \forall_k \neq j$, условие (5) приобретает вид:

$$\{L[\omega_j, a_{ki}(x_i)] - L[\omega_j, a_{k'i}(x_i)]\} P(\omega_j/x_i) - - \{L[\omega_{j'}, a_{k'i}(x_i)] - L[\omega_{j'}, a_{ki}(x_i)]\} P(\omega_{j'}/x_i) \ge 0,$$
(6)

или

$$\frac{\{L[\omega_{j}, a_{ki}(x_{i})] - L[\omega_{j}, a_{k'i}(x_{i})]\} P(\omega_{j}/x_{i})}{\{L[\omega_{j'}, a_{k'i}(x_{i}) - L[\omega_{j'}, a_{ki}(x_{i})]\} P(\omega_{j'}/x_{i})} \ge 1.$$
(7)

Отсюда, логарифмируя, получаем

$$\lg \frac{\{L\left[\omega_{j}, \ a_{ki}(x_{i})\right] - L\left[\omega_{j}, \ a_{k'i}(x_{i})\right]\} P(\omega_{j}|x_{i})}{\{L\left[\omega_{j'}, \ a_{k'i}(x_{i})\right] - L\left[\omega_{j'}, \ a_{k'i}(x_{i})\right]\} P(\omega_{j'}|x_{i})} \ge 0.$$
(8)

Если

$$L[\omega_{j}, a_{kl}(x_{i})] - L[\omega_{j}, a_{k'i}(x_{i})] = L[\omega_{j'}, a_{k'i}(x_{i})] - L[\omega_{j'}, a_{ki}(x_{i})], \qquad (9)$$

то выражение (9) может быть представлено в виде

$$\lg \frac{P(x_i|\omega_j)}{P(x_i|\omega_{j'})} \ge \lg \frac{P(\omega_{j'})}{P(\omega_j)}.$$
(10)

Элемент, стоящий в левой части выражения (10), зависящий от переменной X, играет фундаментальную роль при решении задач классификации и определяет, согласно Кульбаку [5], информацию в точке $X = x_i$ для различения гипотез ω_i и $\omega_{i'}$.

Задачу выбора оптимальных стратегий для случая матрицы стоимости действий, имеющей симметрический вид с равными недиагональными элементами, назовем задачей классификации.

3. Оптимальная стратегия при дискретном выборочном пространстве

Рассмотрим задачу выбора оптимальной стратегии в игре с фиксированным объемом выборки, дискретным и конечным выборочным пространством:

$$X = (x_1, x_2, \dots, x_g), \quad \Omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_m),$$
$$A = (a_1, a_2, \dots, a_k).$$

Пусть задана матрица априорных вероятностей каждого из состояний природы $P = [P(\omega_1), P(\omega_i), ..., P(\omega_m)]$ и матрица вероятностей

$$P(x/\Omega) = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1g} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2g} \\ & \ddots & & \ddots & & \ddots \\ & \ddots & & \ddots & & \ddots \\ & \ddots & & \ddots & & \ddots \\ & P_{m1} & P_{m2} & \dots & P_{mg} \end{pmatrix}$$
(11)

Элемент P_{ji} определяет вероятность появления события x_i = (1, 2, ..., g) для ω_j — состояния природы. Матрица стоимостей

$$L(\Omega, A) = \begin{bmatrix} L_{11} & L_{12} & \dots & L_{1K} \\ L_{21} & L_{22} & \dots & L_{2K} \\ \ddots & & \ddots \\ \vdots & & \ddots \\ L_{m1} & L_{m2} & \dots & L_{mK} \end{bmatrix}$$
(12)

пределяет бинарное отношение между множеством событий Ω и множеством действий A, где L_{ij} соответствует стоимости соответтвующих действий для данных событий.

Определим условную вероятность ω_i-события при условии, ито произошло событие x_i. Из формулы Байеса находим

$$P(\omega_j/x_i) = \frac{P(\omega_j) P(x_i/\omega_j)}{P(x_i)} = \frac{P(\omega_j) P_{ji}}{P(x_i)}.$$

Исходя из принципа оптимальности в матричных играх, произзодим выбор действия $a_{ki}(x_i)$ по матрице $L(\Omega, A)$, которое обеспецивает максимальное среднее значение функции выгоды, т. е.

$$\max L\left[\omega_{j}, a(x_{i})\right] P(\omega_{j}/x_{i}) = \frac{L\left[\omega_{j}, a(x_{i})\right] P(\omega_{j}) P(x_{i}/\omega_{j})}{P(x_{i})}.$$
 (13)

Определим среднюю выгоду в игре с конечным объемом выборки. Для этого произведем усреднение игры по всем ω_j и x_i

$$p(\Omega, A) = \sum_{i=1}^{q} \sum_{j=1}^{m} P(x_i) P(\omega_j | x_i) L[\omega_j, a^*(x_i)] =$$
$$= \sum_{i=1}^{q} \sum_{j=1}^{m} P(\omega_j) P(x_i | \omega_j) L[\omega_j, a^*(x_i)],$$
(14)

где $L[\omega_j, a^*(x_i)]$ — цена оптимального решения для заданного знанения x_i и при заданных матрицах $P(\Omega)$ и $P(x/\Omega)$. $\rho(\Omega, A)$ определяет цену игры $G(\Omega, A, \rho)$ при выборе оптимальных байесовских стратегий.

Рассмотрим случай двух возможных состояний природы $\Omega = = (\omega_1, \omega_2)$ [9]. В этом случае матрица вероятностей примет вид

$$P(x, \Omega) = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1g} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2g} \end{pmatrix}.$$

Соответственно матрица стоимости решений будет

$$L(A, \Omega) = \begin{pmatrix} L_{11} & L_{12} \\ L_{21} & L_{22} \end{pmatrix},$$

а матрица априорных вероятностей состояний —

$$P = (P_1, P_2).$$

Ожидаемая величина функции риска для решения $a(x_1)$ равна

$$\rho(x_1) = L[\omega_1, a(x_1)] P(\omega_1/x_1) + L[\omega_2, a(x_1)] P(\omega_2/x_1).$$
(15)

Отсюда по формуле Байеса усредненное значение функции рис ка будет

$$P(x_{1}) \rho(x_{1}) = L[\omega_{1}, a(x_{1})] P(x_{1}/\omega_{1}) P(\omega_{1}) + L[\omega_{2}, a(x_{1})] P(x_{1}/\omega_{2}) P(\omega_{2}).$$
(16)

Выбирается решение a_1 , если выполнено неравенство

$$L[\omega_{1}, a_{1}(x_{i})] P(x_{i}/\omega_{1}) P(\omega_{1}) + L[\omega_{2}, a_{1}(x_{i})] P(x_{i}/\omega_{2}) P(\omega_{2}) \geq L[\omega_{1}, a_{2}(x_{i})] P(x_{i}/\omega_{1}) P(\omega_{1}) + L[\omega_{2}, a_{2}(x_{i})] P(x_{i}/\omega_{2}) P(\omega_{2}), \quad (17)$$

в противном случае выбирается a₂.

8

Объединив члены с одинаковыми условными вероятностями, получаем

$$P(\omega_1) P(x_i/\omega_1) \{ L[\omega_1, a_1(x_i)] - L[\omega_1, a_2(x_i)] \} \ge P(\omega_2) P(x_i/\omega_2) \times \\ \times \{ L[\omega_2, a_2(x_i)] - L[\omega_2, a_1(x_i)] \},$$
(18)

или, преобразовав, находим условие совершения действия a_1 при исходе испытания x_i :

$$\frac{\{L\left[\omega_{1}, a_{1}(x_{i})\right] - L\left[\omega_{2}, a_{2}(x_{i})\right]\} P(\omega_{1})}{\{L\left[\omega_{1}, a_{2}(x_{i})\right] - L\left[\omega_{2}, a_{1}(x_{i})\right]\} P(\omega_{2})} \ge \frac{P(x_{i}/\omega_{2})}{P(x_{i}/\omega_{1})}.$$
(19)

4. Оптимальная классификация событий с многомерными гауссовскими плотностями распределения

Весьма часто в задачах описания метеорологических объектов мы сталкиваемся с многомерными гауссовскими распределениями. Задача оптимальной классификации для случая $\Omega = (\omega_1, \omega_2)$ и равных ковариационных матриц рассмотрена, например, Андерсоном [6]. Пусть функции плотности вероятностей $P(x/\omega_j)$ являются гауссовскими с законом распределения $N(\mu^{(j)}, \Sigma^{(j)})$ и $N(\mu^{(j')}, \Sigma^{(j')})$, где $\mu^{(j)} = \mu_1^{(j)}, \mu_2^{(j)}, \dots, \mu_p^{(j)}$ — вектор среднего, а $\Sigma^{(j')}$ — ковариационная матрица *j*-того состояния.

Функция плотности вероятностей для *j*-того состояния равна

$$P(x/\omega_j) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\sum^{(j)}|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} (x - \mu^{(j)})^T (\sum^{(j)})^{-1} (x - \mu^{(j)})\right].$$
(20)

Логарифм отношения плотностей для
$$j=1,2$$
 имеет вид

$$\ln \frac{P(x|\omega_1)}{P(x|\omega_3)} = \ln \frac{|\sum_{j=1}^{(2)}|^{\mu_s}}{|\sum_{j=1}^{(1)}|^{\frac{1}{2}}} \exp \left[-\frac{1}{2}(x-\mu^{(1)})^T \left(\sum_{j=1}^{(1)}\right)^{-1}(x-\mu^{(1)}) + \frac{1}{2}(x-\mu^{(2)})^T \left(\sum_{j=1}^{(2)}\right)^{-1}(x-\mu^{(2)}) = \frac{1}{2} \ln \frac{|\sum_{j=1}^{(2)}|^{\frac{1}{2}}}{|\sum_{j=1}^{(1)}|^{\frac{1}{2}}} - \frac{1}{2} \left[(x-\mu^{(1)})^T \left(\sum_{j=1}^{(1)}\right)^{-1}(x-\mu^{(1)}) - (x-\mu^{(2)})^T \left(\sum_{j=1}^{(2)}\right)^{-1}(x-\mu^{(2)})\right]. (21)$$
Преобразуя предыдущее выражение, получаем

$$\ln \frac{P(x/\omega_1)}{P(x/\omega_2)} = a_0 + \sum_{m=1}^p \sum_{l=1}^p a_{ml} x_m x_l + \sum_{m=1}^p b_m x_m + \sum_{l=1}^p b_l x_l, \quad (22)$$

где

i

$$\begin{split} a_{0} &= \frac{1}{2} \ln \frac{\left|\sum^{(2)}\right|^{1/4}}{\left|\sum^{(1)}\right|^{1/4}} - \frac{1}{2\left|\sum^{(1)}\right| \left|\sum^{(2)}\right|} \times \\ &\times \sum_{m=1}^{p} \sum_{l=1}^{p} \left(\left|\sum^{(2)}\right| A_{ml}^{(1)} \mu_{m}^{(1)} \mu_{l}^{(1)} - \left|\sum^{(1)}\right| A_{ml}^{(2)} \mu_{m}^{(2)} \mu_{l}^{(2)}\right); \\ a_{ml} &= \frac{1}{2\left|\sum^{(1)}\right| \left|\sum^{(2)}\right|} \sum_{m=1}^{p} \sum_{l=1}^{p} \left(\left|\sum^{(1)}\right| A_{ml}^{2} - \left|\sum^{(2)}\right| A_{ml}^{(1)}\right); \\ b_{m} &= \frac{1}{2\left|\sum^{(1)}\right| \left|\sum^{(2)}\right|} \sum_{m=1}^{p} \sum_{l=1}^{p} \left(\left|\sum^{(2)}\right| A_{ml}^{(1)} - \left|\sum^{(1)}\right| A_{ml}^{(2)}\right); \\ b_{l} &= \frac{1}{2\left|\sum^{(1)}\right| \left|\sum^{(2)}\right|} \sum_{m=1}^{p} \sum_{l=1}^{p} \left(A_{ml}^{(1)} \left|\sum^{(2)}\right| - A_{ml}^{(2)} \left|\sum^{(1)}\right|\right). \end{split}$$

Для случая независимых величин с различными ковариационными матрицами, поскольку ковариационная матрица имеет диагональный вид

$$\boldsymbol{\Sigma}^{(j)} = \begin{pmatrix} a_{11}^{j} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & a_{22}^{(j)} & \dots & 0 \\ \vdots & & & \vdots \\ \vdots & & & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & a_{pp}^{j} \end{pmatrix}$$

выражение (22) приводится к виду

$$\ln \frac{P(x/\omega_1)}{P(x/\omega_2)} = a'_0 + \sum_{l=1}^p a'_l x_l^2 + 2 \sum_{l=1}^p b'_l x_l.$$
(23)

Так как ковариационная матрица $\Sigma^{(j)}$ — симметрическая, то существует линейное преобразование, позволяющее квадратичную форму (22) привести к виду (23). Применение такого преобразования может привести к упрощению технической реализации классификатора, вычисляющего заданные дискриминантные функции.

Следует отметить, что в частном случае равенства ковариационных матриц выражения (22) принимают особенно простой вид.

Поскольку $\Sigma^{(1)} = \Sigma^{(2)} = \Sigma'$, то

$$\ln \frac{P(x/\omega_1)}{P(x/\omega_2)} = -\frac{1}{2} \left[(x - \mu^{(1)})^T \left(\sum \right)^{-1} (x - \mu^{(1)}) \right] - \left[(x - \mu^{(2)})^T \left(\sum \right)^{-1} (x - \mu^{(2)}) \right].$$

После преобразования левой части получаем

$$\ln \frac{P(x/\omega_1)}{P(x/\omega_2)} = x^T \left(\sum \right)^{-1} \left(\mu^{(1)} - \mu^{(2)} \right) - \frac{1}{2} \left(\mu^{(1)} + \mu^{(2)} \right) \left(\sum \right)^{-1} \left(\mu^{(1)} - \mu^{(2)} \right).$$

Таким образом, дискриминантная функция может быть представлена выражением

$$\ln \frac{P(x/\omega_1)}{P(x/\omega_2)} = a_0'' + 2\sum_{l=1}^p b'' x_l.$$
(24)

5. Оптимальная классификация событий, определяемых многомерными эмпирическими многоугольниками распределений

Рассмотрим способ классификации событий в выборочном пространстве $X(X, \Omega, P)$ в том случае, если функции $P(x/\omega_i)$ заданы эмпирическими многоугольниками распределения. Как известно [5], количество информации в точке выборочного пространства $x = x_i$, доставляемого выборкой $x_i = (x_{1i}, x_{2i}, ..., x_{pi})$ для различения двух гипотез о событиях ω_1 и ω_2 , равно

$$I(1:2, x_i) = \log \frac{P(\omega_1 | x_i)}{P(\omega_2 | x_i)} - \log \frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)} = \log \frac{P(x_i | \omega_1)}{P(x_i | \omega_2)}.$$
 (25)

Выражение (25) имеет смысл для подмножества $X \,(X)$ на которых выполняется условие абсолютной непрерывности плотностей $P(x/\omega_1), P(x/\omega_2),$ т. е. не существует события $x_i \in \widetilde{X}$, для которого $P(x_i/\omega_1) = 0, P(x_i/\omega_2) \neq 0$ или $P(x_i/\omega_1 \neq 0, P(x_i/\omega_2) = 0)$.

Если X — декартово произведение подмножеств $x_1, x_2, ..., x_p$, то в силу свойства аддитивности выражение (25) принимает вид

$$I(1:2, x) = \sum_{l=1}^{p} \log \frac{P(x_l/\omega_1)}{P(x_l/\omega_2)}.$$
 (26)

Для упрощения представления функции I (1:2, x) целесообразно произвести апроксимацию в базисе функций $\varphi_r(x)$, выбрав коэффициенты разложения из условия минимума квадрата ошибки апроксимации:

$$I(1:2, x) = \log \frac{P(x/\omega_1)}{P(x/\omega_2)} = \sum_{r=1}^{R} a_r \varphi_r(x) = \hat{f}(x).$$
(27)

Минимизируем величину

$$S = \sum_{k=1}^{K} \left[I(1:2, x) - \hat{f}(x) \right]^2 \to \min,$$
 (28)

где k=1, ..., K — число узлов апроксимации.

Необходимым условием минимизации S служит равенство нулю вариаций

$$\frac{\partial S}{\partial a_1} = 2 \sum_{k=1}^{K} \left[I(1:2, x) - \sum_{r=1}^{R} a_r \varphi_r(x) \right] \varphi_r(x) = 0.$$
(29)

Если, например, произвести линейное приближение

$$f(x) = a_0 + a_1 x_1 \tag{30}$$

и апроксимацию сделать для случая (29), то для определения искомых параметров a_0 и a_1 необходимо решить систему уравнений:

$$a_{0}N + a_{1}\sum_{k=1}^{K} x_{kl} = \sum_{k=1}^{K} y_{k},$$

$$a_{0}\sum_{k=1}^{K} x_{kl} + a_{1}\sum_{k=1}^{K} x_{kl}^{2} = \sum_{k=1}^{K} x_{kl} y_{k},$$
(31)

где x_l , y_l — отсчеты независимой переменной и апроксимируемой функции $y_k = I(1:2, x)$.

Процедура вычислений упрощается, если отсчет вести от средних или близких к ним величин.

6. Численные эксперименты и обсуждение результатов

Для оценки эффективности различных модификаций изложенного метода решалась метеорологическая задача классификации гроз и ливней на основе экспериментальных радиолокационных данных. В качестве признаков использовались высота радиоэхо $H_{\rm max}$ и два значения отражаемости в lg Z на уровне $H_{Z_{\rm max}}$ и выше него на 2—3 км [1].



Рис. 1. Многоугольник распределения признака H_{max} . 1 — ливни, 2 — грозы.

Во-первых, находились параметры квадратической дискриминантной функции. Расчет параметров производился в следующем порядке. По таблице исходов наблюдений строились многоугольники распределений для каждого из трех измеряемых признаков ($H_{\rm max}$, lg Z_1 , lg Z_2), соответствующих данному состоянию природы (ω_1 — ливень, ω_2 — гроза) (рис. 1, 2, 3). Расчеты показали, что компоненты вектора исходов наблюдений можно положить некоррелированными.

Апроксимация эмпирических распределений гауссовским законом дала следующие значения моментов:

ливни (ω_1)

$$\begin{array}{ll} H_{\text{max}} & m_{11} = \overline{x}_{11} = 5,5 & D_{11} = 2,88 \\ \text{lg } Z_1 & m_{21} = \overline{x}_{21} = 1,47 & D_{12} = 0,96 \\ \text{lg } Z_2 & m_{31} = \overline{x}_{31} = 0,025 & D_{13} = 0,84 \end{array}$$

್ಷ

грозы (ω₂)



 $\sum_{n=1}^{(1)} = \begin{pmatrix} D_{11} & 0 & 0 \\ 0 & D_{12} & 0 \\ 0 & 0 & D_{13} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2,88 & 0 & 0 \\ 0 & 0,96 & 0 \\ 0 & 0 & 0,84 \end{pmatrix},$ $\sum_{n=1}^{(2)} = \begin{pmatrix} D_{12} & 0 & 0 \\ 0 & D_{22} & 0 \\ 0 & 0 & D_{32} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 5,29 & 0 & 0 \\ 0 & 0,98 & 0 \\ 0 & 0 & 0,76 \end{pmatrix}.$

Расчет величин коэффициентов дискриминантной функции по формулам (22) дает следующие значения параметров:

 $a_1 = 0.079, \quad a_2 = 0.011, \quad a_3 = -0.06,$ $b_1 = 0.208, \quad b_2 = -0.203, \quad b_3 = -1.15, \quad a_0 = -8.525 - \ln \Lambda_0.$

Применение данной дискриминантной функции для классификации исходов наблюдений дало 23% ошибочных классификаций ливней и 24% ошибочных классификаций гроз. Многоугольник распределения дискриминантной функции приведен на рис. 4. Для решения этой же задачи использовалась методика вычисл ния функции I(1:2, x) и апроксимации ее линейными функциями. Дл эмпирических данных о многоугольниках распределения (см. рис. 2, 3) определялись значения функции I(1:2, x) и вычислялись пара метры линейных апроксимирующих функций (табл. 1, 2, 3, 4, 5, 6) Для множества реализаций выборочных векторов $x = (x_1, x_2, x_3)$, о

носящихся к грозам и ливням, вычислялось значение функции f(x)



:14

По данным экспериментов были построены ряды и многоуголь-

ники распределений f(x) (рис. 5). Применение данной дискриминантной функции для классификации исходов наблюдений дало 10% ошибочных классификаций ливней и 8% ошибочных классификаций гроз.

Таблица 1

	ring	рормацио	пные хар	aktephet	ики приз	naka λ_1	
$H(x_1)$	Р _л	PΓ	$P_{\pi} P_{\Gamma}$	$lg \frac{P_{\pi}}{P_{\Gamma}}$	P _л _ P _г	$(P_{\pi} - P_{\Gamma}) \times \\ \times \lg \frac{P_{\pi}}{P_{\Gamma}}$	I (1, 2)
0-1							. ,
1-2	0,006			÷	0,006		
2 - 3	0,030		С ¹		0,030		·
3—4	0,140	0,013	10,60	1,025	0,127	0,130	0,276
4—5	0,220	0,052	4,25	0,628	0,168	0,105	0,146
5-6	0,190	0,085	2,24	0,359	0,115	0,041	0 ,04 1
6—7	0,280	0,237	1,20	0,079	0,048	0,000	0,000
78	0,070	0,130	0,54	-0,268	0,060	0,016	0,016
8—9	0,045	0,150	0,30	0,522	0,105	0,050	0,066
9—10	0,013	0,136	0,09	—1,017	0,123	0,123	0,189
10-11	0,006	0,123	0,05	-1,300	0,117	0,152	0,341
11—12	-	0,032	. 0	· ·	0,032		
12—13	-	0,020	0		-0,020		. ×.
13-14		0,025	0		0,025		
	1			1	1	1 .	1

Примечание. Здесь и в табл. 2, 3 л обозначает ливни, г — грозы.

Для сравнения изложенных способов со способом оценки грозоопасности для каждого выборочного значения $x_i = (x_{1i}, x_{2i}, x_{3i})$ с помощью критерия У [4] вычислялось значение У и осуществлялась классификация облаков на ливневые и грозовые. При этом решающим правилом для грозовой классификации являлось условие $Y \ge Y^*(Y^*=8)$.

Построенные многоугольники распределения критерия У в ливнях и грозах (рис. 6) показали, что при данном фиксированном решающем правиле имеет место около 30% ошибочных классификаций ливней и около 30% ошибочных классификаций гроз. В последнее время был развит способ корректировки решающего правила,

Таблица 2

	Инф	ормацион	ные хара	ктеристи	ки призн	ака x2	
$\lg Z_1(x_2)$	Рл	P _r	<i>Ρ_л ^P</i> Γ	$\lg \frac{P_{\pi}}{P_{\Gamma}}$	Р _л — Р _г	$(P_{\pi} - P_{\Gamma}) \times \\ \times \lg P_{\pi} / P_{\Gamma}$	<i>I</i> (f, 2)
2,0							
1,5							
1,0	0,02	. 0)			ar -
0,5	0,03	0				' 	
0,0	0,05	0			, · · ·		
0,5	0,09	0,02	4,50	0,6532	0,07	0,0455	0,126
0,75	0,10	0,05	2,00	0,3010	0,05	0,0150	0,081
1,0	0,12	0,11	1,10	0,0414	0,01	0,0041	0,066
1,5	0,20	0,15	1,33	0,1239	0,05	0,0620	0,062
2,0	0,17	0,15	1,13	0,0531	0,02	0,0001	0,000
2,5	0,12	0,17	0,71	0,1487	0,05	0,0074	0,007
3,0	0,07	0,10	0,70	0,1349	0,03	0,0048	0,012
3,5	0,02	0,10	0,20	0,6990	0,08	0,0557	0,068
4,0	0,01	0,02	0,50	0,3010	-0,01	0,0030	0,071
4,5	 ·	0,01	0	4 A.	0,01		
				1			

Таблица З

Информационные характеристики признака x_3

$\lg Z_{1}(x_{3})$	Р	P _r	Р _л /Р _г	$lg \frac{P_{\pi}}{P_{\Gamma}}$	<i>P</i> _n _ <i>P</i> _r	$(P_{\pi} P_{\Gamma}) \times 1g P_{\pi}/P_{\Gamma}$	I (1, 2)
2	0,03				0,03		
1,5	0,04				0,04		
1,0	0,07) () () () () () () () () () () () () ()		0,07		
0,5	0,25				0,25		
0,0	0,22	0,02	11	1,042	0,20	0,208	0,218
0,5	Q,19	0,13	1,45	0,160	0,06	0,096	0,960
1,0	0,13	0,16	0,81	0,095	0,30	0,0028	0,284
1,5	0,05	0,17	0,29	0,540	0,12	0,065	0,784
2,0	0,02	0,18	0,11	0,951	0,16	0,153	0,922
2,5		0,25	0		0,25		
3,0		0,04	0		0,04		
3,5		0,03	0.		0,03	х. 	
4,0	. •	0,02	0		0,02		
: 4,5		4	0				

Таблица 4

Расчет параметров апроксимирующей функции

	<u> </u>	$(a_0 = (a_0))$	$0,0180, a_1 = -$	-0,3032)	
<i>x</i> ₁	$ x_1-8 $	$I(x_1)$	$(x_1-8)^2$	$(x_1-8) I(x_1)$	$I^{2}(x_{1})$
4	4	1,025	16	4,101	1,04
5	—3	0,628	9	—1,880	0,395
6	-2	0,359	4	0,718	0,129
7	1	0,079	1	—0,790	0,063
8	0	0,268	0	0	0,072
9	1	0 ,52 3	1	0,522	0,275
10	2		4	-2,034	1,020
-11	3	-1,300	9	4,200	1,700
Σ		1,017	44		4,694
					i i

Таблица 5

Расчет параметров апроксимирующей функции $\bigwedge_{I=1}^{\Lambda} (1,2,\infty) (a_{I}-0.05, a_{I}-0.326)$

	1	$(1:2, x_2)$ $(a_0$	$-0,00, u_1-$	-0,320)	
Xz	x2-2,0	$ I(x_2)$	$(x_2-2,0)^2$	$(x=2,0) \cdot I(x_2)$	$I^{2}(x_{2})$
0,5	-1,5	0,6532	2,25	0,980	0,960
0,75	-1,25	0,3010	1,56	-0,376	0,091
≥ _{1,0}	-1,0	0,0414	1,00	-0,041	0,008
Q 1,5	—0,5	0,1239	0,25	0,068	0,015
2,0	0,0	0,0531	0,0	0,0	0,003
2,5	0,5	0,1487	0,25	0,743	0,022
3,0	1,0	0,1349	1,00	- 0,135	0,018
3,5	1,5	0,6990	2,25	-1,950	0,4900
4,0	2,0	0,3010	4,00	0,602	0 ,0900
Σ	2,0	0,411	12,56	3,999	1,697
			1		

Таблица 6

Расчет параметров апроксимирующей функции

	<i>I</i> (1	$(a_0 = -$	$-0,1850, a_1 =$	=0,9)	
<i>x</i> ,	x ₃ -1,0	$I(x_3)$	$(x_3 - 1, 0)^2$	$(x_3-1,0) \cdot I(x_3)$	$I^{i}(x_{3})$
0 0,5 1,0 1,5 2,0 Σ	$ \begin{array}{c}1,0\\0,5\\0\\0,5\\1,0\\0\end{array} $	$\begin{array}{c} 1,042\\ 0,160\\ -0,095\\ -0,540\\ -0,958\\ -0,3907\end{array}$	1, 0) 0,25 0 0,25 1,00 2,5	$\begin{array}{c}1,042 \\ -0,08 \\ \cdot 0 \\ -0,27 \\ -0,958 \\ -2,250 \end{array}$	1,090 0,006 0 0,073 0,920 2,0894
			БИБ. Лен Гидрекса	E <mark>MONE</mark> I EN pagadore	- -

который позволяет увеличить надежность классификации с помощью критерия *Y* [7].

Таким образом, сопоставив три метода разбиения выборочного пространства Х для решения задачи классификации гроз и ливней:





1) метод вычисления критерия грозоопасности Y; 2) метод апроксимации функции плотности вероятности гауссовскими распределениями и расчета параметров квадратичной дискриминантной функции; 3) метод апроксимации функции I(1:2, x) линейными функциями.

Мы получили, что два последних метода обеспечивают меньшее число ошибок по сравнению с классификацией по критерию Y без корректировки решающего правила, а метод непосредственной апроксимации функции I(1:2, x) дает меньшее число ошибок в силу более оптимального использования информации, заключающейся в законах распределения.





ЛИТЕРАТУРА

Игнатьев М. Б., Опришко В. С., Сальман Е. М. К вопросу о возможности автоматической классификации метеообразований по множеству признаков. Тр. I Всесоюзной конференции по навигации и посадке. Л., 1968.
 Абшаев М. Т., Кучмезов О. М., Пинхасов А. М. Вероятностно-стати-

стический метод индикации грозовых облаков. Тр. ВГИ, вып. 13, 1969.

3. Сальман Е. М., Гашина С. Б. Применение методов статистического распознавания к задаче радиолокационной классификации облачности. См. настоящий сборник.

- 4. Сальман Е. М., Гашина С. Б., Дивинская Б. Ш. Радиолокационные критерии разделения грозовой и ливневой деятельности. Метеорология и гидрология, № 4, 1969.
- 5. Кульбак С. Теория информации и статистика. Изд. «Наука», М., 1967. 6. Андерсон Т. Введение в многомерный статистический анализ. Физматгиз, M., 1963.
- 7. Сальман Е. М., Гашина С. Б., Кузнецова Л. И. Зависимость радиолокационных критериев опасных явлений от интенсивности конвекции. См.
- настоящий сборник. 8. Блэкуэлл Д., Гиршик М. А. Теория игр и статистических решений. Физ-матгиз, М., 1958.
- 9. Уилкс С. Математическая статистика. Изд. «Наука», М., 1967.

Е. М. САЛЬМАН, С. Б. ГАШИНА

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ СТАТИСТИЧЕСКОГО РАСПОЗНАВАНИЯ К ЗАДАЧЕ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ КЛАССИФИКАЦИИ ОБЛАКОВ

В ранее выполненных исследованиях было показано, что одним из путей радиолокационной классификации облаков является метод детерминированных описаний радиолокационных характеристик отдельных классов облаков [1]. Если подобные описания составить таким образом, чтобы они взаимно не пересекались, то задача классификации может быть решена практически однозначно.

Для составления таких описаний в качестве радиолокационных признаков облаков в «ближней зоне» (*R*<40 км) выбирались качественная картина вертикального распределения радиоэхо, его границы и вертикальный профиль интенсивности радиоэхо. Классификация осуществлялась по следующим пяти основным классам, где указанные признаки являлись наиболее детерминированными:

— облака нижнего яруса (St, Sc),

— облака среднего яруса (As, Ac),

— облака верхнего яруса (Ci),

- слоисто-дождевые облака (Ns),

— мощные кучевые и кучево-дождевые облака (Cu cong. \rightarrow Cb).

Практика применения подобного метода показала, что он не свободен от недостатков, обусловленных тем, что составленные описания, строго говоря, не всегда можно считать детерминированными. Весьма часто для наиболее близко расположенных между собой классов описания взаимно пересекаются, и задача классификации приобретает вероятностный характер. В этом случае для решения данной задачи целесообразно применить известные методы статистического распознавания [2], которые уже использовались для анализа радиолокационной информации [3, 4].

Так как количественные значения радиолокационных признаков измеряются дискретно, зададим описание распознаваемых классов облаков следующими характеристиками:

 $P(x_1^k|A_i, P(x_2^k|A_i), ..., P(x_e^k|A_i) -$ условные вероятности появления x^k признака, имеющего величину x_e в классе A_i .

 $P(A_1), P(A_2), ..., P(A_i) ..., P(A_M)$ — априорные вероятности появления A_i класса.

Вероятность $P(x_e^k/A_i)$ составляет полную группу, т. е.

$$\sum_{e=1}^n P(x_e^k/A_i) = 1.$$

Для признаков, величины которых меняются непрерывно, вероятность того, что x^k для класса A_i примет значение $x_1^k < x_e^k < x_2^k$ будет

$$P(x_e^k/A_i) = \int_{x_1^k}^{x_2^k} f_k(x/A_i) \, dx, \qquad (1)$$

где ƒ_k (x/A_i) — одномерная плотность распределения вероятностей значения k признака для класса A_i. Причем

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_k(x/A_i) \, dx = 1.$$

При известном статистическом описании распознаваемых классов наиболее полно отражает сущность распознавания байесова схема вычисления апостериорных вероятностей. В соответствии с ней вероятность гипотезы о принадлежности данной реализации b_i к каждому классу A_i может быть вычислена как

$$P(A_i/b_j) = \frac{P(A_i) P(b_j/A_i)}{\sum_{i=1}^{M} P(A_i) P(b_j/A_i)},$$
(2)

где $P(A_i/b_j)$ — апостериорная вероятность гипотезы о принадлежности *j*-той реализации к *i*-тому классу, $P(b_j/A_i)$ — условная вероятность предъявления *j*-той реализации *i*-того класса. Апостериорные вероятности гипотез $P(A_i/b_j)$ определяются для всех Mклассов и по полученному распределению принимается решение, к какому из классов принадлежит *j*-реализация. Минимизацию средней ошибки распознавания обеспечивает схема, называемая идеальным наблюдателем. Она отождествляет конкретную реализацию

 $b_i = x^1, x^2, \ldots, x^k, \ldots, x^N$

с тем классом A_i , для которого апостериорная вероятность $P(A_i/b_j)$ максимальна. Вероятность ошибки распознавания, представляющую собой вероятность неправильного отождествления реализаций •с классами, усредненную по всем реализациям, можно вычислит по следующей формуле:

$$P(e) = 1 - \sum_{i=1}^{T} \max_{A} \{ P(A_i) P(b_j / A_i) \}.$$
(3)

В формуле (3) для каждого *j* выбирается максимум произведе ния в фигурных скобках по всем *i*. Условная вероятность $P(b_j/A_i)$ в (3) может быть вычислена по формуле (1), если известны плот ности распределения вероятностей отдельных значений признаков Вычисление P(e) по (3) практически осуществимо лишь при огра ниченном числе реализаций *T*, определяемом как

$$\mathcal{T} = \sum_{i=1}^{M} (R_1 R_2 R_3 \ldots R_N)_i, \qquad (4)$$

тде M — число классов, а $R_1, R_2, ..., R_N$ — число значений 1, 2, ..., N признаков *i* класса.

Приведенная схема расчетов позволяет осуществить распознавание как по одному, так и по нескольким радиолокационным признакам. В последнем случае, если признаки являются статистически независимыми, вычисление апостериорных вероятностей по формуле (3) может быть произведено последовательно по каждому из x^1 , x^2 , ..., x^N признаков. В этом случае каждая из предыдущих апостериорных вероятностей, вычисляемая по b_j реализации, будет являться априорной для последующей реализации, т. е.

$$P(A_i|x^1, x^2, \dots, x^N) = \frac{P(A_i|x^1, x^2, \dots, x^{N-1}) P(x^N|A_i)}{\sum_{i=1}^{N} P(A_i|x^1, x^2, \dots, x^{N-1}) P(x^N|A_i)}.$$
 (5)

При совместном использовании N независимых признаков вероятность ошибки распознавания для двух классов (M=2) может быть вычислена по следующей формуле [2]:

$$P(e)_{N} = \frac{1}{1 + \left[\frac{P(A_{2})}{P(A_{1})}\right]^{N-1} \prod_{k=1}^{N} \frac{1 - P(e)_{k}}{P(e)_{k}}},$$
(6)

тде $P(e)_h$ — вероятность ошибки распознавания по k-тому признаку. Из (6) следует, что $P(e)_N$ уменьшается с ростом N. При $N \rightarrow \infty$ $P(e)_N$ практически не зависит от априорных вероятностей $P(A_2)$ и $P(A_1)$, которые можно считать одинаковыми.

Для теоретической оценки надежности распознавания основных видов облачности по радиолокационным признакам на основе вышеприведенной статистической схемы был проведен численный эксперимент. Сущность его состояла в следующем. Из многообразия радиолокационных признаков были отобраны наиболее характерные

	Чвсло)Bbie X	аракте	ристи	KH CT3 B	тыстич разли	еских гчных	расприкласса	еделені іх обла	нй рад Ков	нолока	Ц Н ОННЪ	Hdu XM	BHAKOB		
Формы облаков	(¹⁹)W	$D(H_{\rm M})$	M(H _{cp})	D (H _{cp})	M(H _H r)	$D(H_{\rm ur})$	M(H _{Br})	$D(H_{\rm BT})$	([gZ])	D ([gZ,)	("Z \$1) W	D(igZ_a)	M(IgZa)	D (12Za)	M(IgZ4)	D (1824
								leto					, ,	·.		
St, Sc	1,3	1,2	0,8	0,2	0,2	0,3	1,3	0,2	-0.3	1,4	1	1	ļ	l	1.	1
As, Ac	1,8	9'0	4,0	0,7	2,9	0,6	5,1	0,6		1	0,3	0,8	0,3	0,8	. I	
ū	1,5	0,5	6,0	6'0	4,9	9'0'	1'1	0,8		1	.1	·.1	·	0,5	-1 ,9	0,5
Ns	5,5	1,7	2,7	0,6	9 9	ew.nii	5,5	1.7	1,2	1,1	2,0	0,4	0,3	0.8	1	.
cp	7,5	3,2	3,3	1,0	-0- -0-	емли	7,5	3,2	2,5	0,6	2,5	0,6	2,0	0,6	0,7	1,1
	-				_		- 07	Зима	_	- •		-	_	-		_
cÞ	4,6	1,5	2,1	0,5	OT 3	емлн	4,6	1.5	1,2	0.5	0.5	1,2,	-1,8	1,1		
Ns	3,9	1,3	2,0	0,6	01 31	нгмэ	3,9	1,3	0,1	0,5	-1,3	0,1	2,3	6'0		
. IJ	1,6	0,3	6,4	0,3	5,8	0,3	7,2	0,3	1	· I ·	ļ	 1	-1,6	0,4		·
As, Ac	2,1	0,9	3,5	1,2	2,6	1,2	4.7	0,8	[.	I	1,1	0,4	-1,1	0,4	-	
St, Sc	1,2	0,3	1,4	0,2	0,3	0,2	1,4	0,2	-1,6	1,2	1	I	1	1		
														<u> </u>		

и легко поддающиеся измерениям при оперативной работе. Для работы в «ближней зоне» (R<40 км), где можно пользоваться индикатором дальность — высота, были выбраны:

— вертикальная мощность радиоэхо $H_{\rm M}$,

— серединная высота расположения радиоэхо $H_{\rm cp}$,

— значения отражаемости $\lg Z$ в стандартных слоях: $\lg Z_1$ в слое 0-2 км, $\lg Z_2$ в слое 2-4 км, $\lg Z_3$ в слое 4-6 км. Соответственно



Рис. 1. Статистические функции распределения геометрических размеров радиоэхо различных классов облаков в летний период. *а* — вертикальная мощность *H*_M. *б* — серединная высота расположения радиоэхо. *H*_{ср}. *в* — верхняя граница *H*_B. *с*. *е* – нижняя граница *H*_H. *г*. *1* – Cl. *2* – Cu cong.. *3* – St. *4* – As, *5* – Cb, *6* – Ns.

для «дальней зоны» (R > 40 км) такими признаками могут явиться: — высота верхней границы радиоэхо $H_{\rm Br}$,

— значения отражаемости в слоях $\lg Z_1$, $\lg Z_2 \lg Z_3$.

На основе большого числа измерений отобранных признаков (более 500 случаев по каждому признаку) в различных типах облаков было проведено статистическое описание пяти вышеперечисленных классов, предусматривающее нахождение условных $P(x_e^k/A_i)$ и априорных $P(A_i)$ вероятностей. Условные вероятности рассчитывались по формуле (1) в предположении, что f(x) распределена нормально. Числовые характеристики f(x) в виде математического ожидания M(x) и дисперсии D(x) определялись из статистических рядов измерений отдельных признаков. В табл. 1 приведены рассчитанные данные о M(x) и D(x) различных признаков в пяти классах облаков, наблюдаемых в летний и зимний периоды.



Рис. 2. Статистические функции распределения отражаемости lg Z различных классов облаков в летний период на разных уровнях. $\alpha - 0 - 2 \text{ км}, \ 6 - 2 - 4 \text{ км}, \ s - 4 - 6 \text{ км}, \ s - 6 - 8 \text{ км}: 1 - \text{Ci}, 2 - \text{Cu cong.}, 3 - \text{St}, 4 - \text{As}, 5 - \text{Cb}, 6 - \text{Ns}.$

Интегрирование f(x) для определения условных вероятностей осуществлялось в дискретных и равновеликих интервалах, соответствующих точности измерения отдельных признаков.

Так, при определении $P(\lg Z/A_i)$ интервалы $\Delta \lg Z = \lg Z_2 - \lg Z_1$ выбирались равными 0,5. При расчетах $P(H_m/A_i)$, $P(H_{cp}/A_i)$ или $P(H_{Br}/A_i)$ интервалы $\Delta H = H_2 - H_1$ принимались равными 0,5 км. (Результаты расчетов условных вероятностей отдельных призпаков в различных классах облаков представлены графически на рис. 1, 2, 3, 4.) Кроме того, предполагалось, что априорные вероятности классов одинаковы, т. е. $P(A_1) = P(A_2) \dots = P(A_5)$, а признаки статистически независимы. Последнее подтвердилось расчетами коэффициентов взаимной попарной корреляции признаков, которые дают величины $k=0,2\div0,3$. Тогда, зная $P(b_j/A_i)$ и $P(A_i)$, на основе полученных статистических описаний классов можно оценить вероят-

25.

ность ошибки их распознавания P(e) как по отдельным, так и по совместно используемым нескольким независимым признакам.

Подобные расчеты P(e) для двух наиболее трудно распознаваемых классов облаков Ns и Cb были выполнены как по отдельным признакам, полученным в «ближней зоне» на основе (3), так и по



Рис. 3. Статистические функции распределения геометрических размеров радиоэхо различных классов облаков в зимний период. $a \rightarrow$ вертикальная мощность $H_{\rm M}$, $\delta -$ серединная высота расположения радиоэхо $H_{\rm CP}$, s - верхняя граница $H_{\rm B\ r}$, c - нижняя граница $H_{\rm H\ r}$; 1 - Сі, 2 - St, 3 - As, 4 - Cb, 5 - Ns.

их совокупности. В последнем случае для определения $P(e)_N$ использовали (6). Результаты расчетов приведены в табл. 2, где приняты следующие обозначения признаков:

$$x_1 = H_{M}, \quad x_2 = H_{cp}, \quad x_3 = \lg Z_1, \quad x_4 = \lg Z_2, \quad x_5 = \lg Z_3.$$

Анализ данных табл. 2 позволяет сделать следующие выводы. 1. Наиболее информативными признаками при распознавании s и Cb являются $\lg Z_1$ и $\lg Z_3$ (в летний период); $\lg Z_1$ и $\lg Z_2$ з зимний период).

2. Увеличение количества совместно используемых признаков меньшает вероятность ошибки распознавания Ns и Cb.

3. Для увеличения статистической надежности распознавания в и Cb по нескольким признакам следует использовать наиболеенформативные из них, а именно отражаемости lg Z в слоях 0—2, -6 км в летний период и в слоях 0—2, 2—4 км в зимний период.



Рис. 4. Статистические функции распределения отражаемости lg Z различных классов облаков в зимний период на разных уровнях. *а*-0-2 км, *б*-2-4 км, *в*-4-6 км; *I*-Ci, 2-St, 3-As 4-Cb, 5-Ns.

Проведенный эксперимент показывает, что статистическая теоия байесовских гипотез, использующая в качестве решающих праил наибольшую из апостериорных вероятностей, вычисляемую поескольким независимым признакам, может быть применена к зааче радиолокационной классификации облаков. Электронные выислительные машины обеспечивают более эффективную реализаию настоящей схемы распознавания. Однако подобная схема приенима и в случае отсутствия ЭВМ, когда заранее проведенообулирование необходимых расчетов.

Таблица

Вероятность ошнбки распознавания явлений Р в зависимости от признаков ".

			·						
		x,			x,		x.		x.
	0,26 0,37		0,38 0,47		0,24 0,22		0,36 0,20		1,16),40
x_1, x_2	<i>x</i> ₁ , <i>x</i> ₂	x1, x4	x1. x5	x2, x2	x2, x4	x2. x2	s x2, x4	x3, x6	x4, x
0,18 0,34	0,10 0,14	0,16 0,13	0,06 0,28	0,16 0,20	0,26 0,18	0,10 0,37	0,15 0,08	0,06 0,16	0,10 0,14
$ x_1, x_2,$	x x x	r ₁ , x ₂ , x,	, <i>x</i> ₁ ,	X4. X5	x2, x2	, **	x ₂ , x ₄ , x	5 X.9,	x4, X5
0,00 0,13) }	0,06 0,04	0),04),09	0,10 0,00	5	0,06 0,13		0,03 0,04
$\begin{array}{c c} x_1, x_2, \\ x_4 \end{array}$	x3, x	ι ₂ , χ ₂ , χ ₄ , 	, <i>x</i> ₁ , ,	X3, X4, F6	x ₁ , x ₂ , x ₅	.X3.	x_1, x_2, x_4 x_5	4) x ₁ ,	<i>X</i> 2, <i>X</i> 2, r ₄ , <i>X</i> 5
0,04 0,04		0,02 0,04	0),01),03	0,0 0,0	1 9	0,02 0,08	0),007),02
	x ₁ , x ₂ 0,18 0,34 x ₁ , x ₄ 0,04 x ₁ , x ₆ , x ₄ 0,04	$\begin{array}{c c c c c c c c c c c c c c c c c c c $	$\begin{array}{c c c c c c c c c c c c c c c c c c c $	x_1 x_8 0,26 0,38 0,37 0,47 x_1, x_2 x_1, x_8 x_3, x_4 0,18 0,10 0,16 0,06 0,34 0,14 0,13 0,28 x_1, x_8, x_3 x_1, x_8, x_4 x_3, x_4 0,06 0,06 0 0,13 0,04 0 $x_1, x_8, x_8, x_5, x_5, x_5, x_4, x_5, x_5, x_6, x_1, x_5, x_6, x_5, x_6, x_5, x_6, x_5, x_6, x_6, x_6, x_6, x_6, x_6, x_6, x_6$	$\begin{array}{c c c c c c c c c c c c c c c c c c c $	x_1 x_2 x_3 0,26 0,38 0,24 0,37 0,47 0,22 x_1, x_2 x_1, x_3 x_3, x_4 x_4, x_5 x_5, x_6 x_3, x_4 0,18 0,10 0,16 0,06 0,16 0,26 0,34 0,14 0,13 0,28 0,20 0,18 x_1, x_5, x_3 x_1, x_3, x_4 $x_3, x_4, x_5, x_5, x_5, x_6$ x_5, x_6 0,06 0,06 0,04 0,09 0,00 $x_1, x_5, x_3, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5$	x_1 x_2 x_3 0,26 0,38 0,24 0,37 0,47 0,22 x_1, x_2 x_1, x_3 x_2, x_4 x_1, x_5 x_3, x_4 x_2, x_3 0,18 0,10 0,16 0,06 0,16 0,26 0,10 0,34 0,14 0,13 0,28 0,20 0,18 0,37 x_1, x_2, x_3 x_1, x_3, x_4 x_3, x_4, x_5 x_2, x_3, x_4 x_3, x_4, x_5 x_2, x_3, x_4 0,06 0,06 0,04 0,09 0,06 0,06 $x_1, x_2, x_3, x_5, x_4, x_5, x_4, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5$	x_1 x_2 x_3 x_4 0,26 0,38 0,24 0,36 0,37 0,47 0,22 0,20 x_1, x_2 x_1, x_3 x_3, x_4 x_1, x_2 x_4, x_2 x_5, x_4 x_5, x_4 0,18 0,10 0,16 0,06 0,16 0,26 0,10 0,15 0,34 0,14 0,13 0,28 0,20 0,18 0,37 0,08 x_1, x_4, x_5 x_1, x_5, x_4 x_3, x_4, x_5 x_2, x_5, x_4 x_3, x_4, x_5 0,06 0,06 0,04 0,10 0,06 0,13 $x_1, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5, x_5$	x_1 x_8 x_3 x_4 0,26 0,38 0,24 0,36 0 0,37 0,47 0,22 0,20 0 x_1, x_2 x_1, x_4 x_4, x_5 x_5, x_8 x_4, x_5 x_5, x_6 x_5, x_5 x_5, x_6 x_6, x_6 0,18 0,10 0,16 0,06 0,16 0,26 0,10 0,15 0,06 0,34 0,14 0,13 0,28 0,20 0,18 0,37 0,08 0,16 x_1, x_5, x_5 x_1, x_5, x_4 x_3, x_4, x_5 x_2, x_5, x_6, x_4 x_8, x_4, x_5 x_8, x_4, x_5 x_8, x_4, x_5 $x_8, x_8, x_8, x_8, x_8, x_8, x_8, x_8, $

ЛИТЕРАТУРА

- Игнатова Р. В., Романов М. А. Определение характеристик облаков прадиолокационным данным. Тр. ГГО, вып. 217, 1967.
 Барабаш Ю. Л., Варский Б. В., Зиновьев В. Т., Кириченко В. С. Сапегин В. Ф. Вопросы статистической теории распознавания. «Совранио», М., 1967.
 Сапегия Б. М. Башина С. Б. Пирическа Б. Ш. Валоваковния.
- 3. Сальман Е. М., Гашина С. Б., Дивинская Б. Ш. Радиолокационны критерии разделения грозовой и ливневой деятельности. Метеорологи и гидрология, № 4, 1969. 4. Абщаев М. Т., Кучмезов Д. М., Тинхасов А. М. Вероятностно-стати
- стический метод индикации градовых облаков. Тр. ВГИ, вып. 13, 1969.

Е. М. САЛЬМАН, С. Б. ГАШИНА, Л. И. КУЗНЕЦОВА

ЗАВИСИМОСТЬ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ КРИТЕРИЕВ ОПАСНЫХ ЯВЛЕНИЙ ОТ ИНТЕНСИВНОСТИ КОНВЕКЦИИ

Ранее [1, 2] было показано, что актуальная для практики задача локализации и распознавания опасных явлений, связанных с кучево-дождевыми облаками, может быть решена путем использования физико-статистического критерия У, комплексно учитывающего три следующих радиолокационных признака:

1) максимальную высоту радиоэхо Н_{тах},

2) максимальную по высоте отражаемость $\lg Z_{\max}$,

3) градиент отражаемости в слое 2-3 км выше уровня, где $\lg Z_{\max}$.

Классификация Сь по типам опасных явлений (ливень, гроза, град) производится на основе сравнения рассчитанной величины У с заранее известными для каждого класса явлений критериальными значениями У*. В качестве правила распознавания принимается условие

$$Y > Y^*. \tag{1}$$

Определение У* производится на основе знания функции распределения величины Y в разных классах явлений. Функция F(Y) находится в соответствии с методикой, изложенной в работах [1, 2]. Выбор значений У* определяется либо заранее даваемой ошибкой распознавания А і-того класса явлений, либо условием минимизации ошибок при распознавании *i*-того и *j*-того классов. В первом случае Y* находится из условия

$$P_i(Y < Y^*) = F_i(Y^*) = A,$$
(2)

во втором — из условия

$$P_i(Y < Y^*) = P_i(Y > Y^*)$$
 или $F_i(Y^*) + F_i(Y^*) = 1.$ (3)

Как следует из (2) или (3), абсолютное значение Y^* зависит от вида F(Y). Так как F(Y) является функцией нескольких

случайных величин (радиолокационных признаков), то следует ожидать зависимости величины Y* от особенностей статистического распределения отдельных радиолокационных признаков.

Высказанное предположение хорошо подтверждается результатами исследований особенностей статистического распределения радиолокационных характеристик Cb в разных физико-географических районах [3]. Было отмечено, что даже в заданном районе радиолокационные характеристики, определяющие величину Y, не остаются постоянными в течение всего летнего периода. Их статистическое распределение смещается в сторону бо́льших значений в летние месяцы с более высокой средней температурой и относительной влажностью. Аналогичное явление наблюдается и в более южных районах ETC, где средние значения радиолокационных характеристик Cb, а следовательно, и величин Y несколько выше, чем в центральных и северо-западных областях ETC [3].

Сравнение наблюдаемых среднестатистических величин *Y* с метеорологическими условиями заставляет предполагать, что одной из основных причин вариации радиолокационных характеристик Cb, а следовательно, и значений *Y* является меняющаяся интенсивность конвекции, тесно связанная с температурой и относительной влажностью в атмосфере.

Таким образом, было высказано мнение, что влияние физикогеографических условий образования Сb на их радиолокационные характеристики может быть учтено путем установления связей между интенсивностью конвекции и величиной *Y*. В качестве критерия интенсивности конвекции может быть выбрана величина энергии неустойчивости *E*, рассчитываемая в оперативной практике по данным радиозондирования.

Для проверки этого положения к анализу были привлечены данные радиолокационных наблюдений за Cb (в радиусе 150 км), сопровождавшимися ливнями, грозами и градом. Использовались материалы, полученные в течение летнего периода 1969 г. с помощью МРЛ-1 в двух различных физико-географических районах: Шоссейная (северо-запад ЕТС) и Минеральные Воды (Северный Кавказ). Отбирались только те радиолокационные наблюдения, которые по времени наиболее близко совпадали с радиозондированием, проводившимся в тех же пунктах. Отбрасывались данные, несинхронность которых превышала ±0,5 часа. За отобранные сроки рассчитывалась энергия неустойчивости E в слое от $H_{Z_{max}}$ до $H_{Z_{max}} + (2 \div 3 \text{ км})$, где измерялась максимальная по высоте радиолокационная отражаемость ($\lg Z_{\max}$) и ее градиент $\frac{d \lg Z}{dH}$. Далее осуществлялась корреляция величин У с Е для разных типов явлений, сопровождавших Сb. Критерием характера явлений, сопровождавших Сb, были данные наземной метеорологической сети и бортовой погоды.

· На рис. 1 показано распределение величины критерия радиолокационного распознавания опасных явлений в зависимости от энергии неустойчивости атмосферы E, характеризующее ожидаемую тенденцию роста Y с увеличением E. Анализ распределения точек показывает, что, как и следовало ожидать, при одних и тех же значениях энергии неустойчивости Y градовых облаков больше, чем Y грозовых, а Y негрозовых меньше, чем Y грозовых.



Рис. 1. Зависимость критерия Y от энергии неустойчивости E. a — область градоопасных и грозоопасных Cb. 6 — область неградоопасных, но грозоопасных Cb. 6 — область неградоопасных и негрозоопасных (ливневых) Cb; I — град, 2 — грозы, 3 — ливни.

Найденное на основе приведенных данных уравнение регрессии линии раздела градоопасных и грозоопасных Cb от грозоопасных, но неградоопасных Cb имеет вид

$$Y_{\rm rpag}^* = 0.023E + 60. \tag{4}$$

Уравнение регрессии линии раздела неградоопасных, но грозоопасных Cb от неградоопасных и негрозоопасных (ливневых) Cb имеет вид

$$Y_{\rm rpos}^* = 0.027E + 7.$$
 (5)

В уравнениях (4) и (5) величина *E* выражена в дж/кг. Полученные уравнения позволяют выразить нижние пределы радиолокационных критериев града и грозы как функции энергии неустойчивости. Это означает, что при известных *E* можно в каждом отдельном случае корректировать величины *Y**, определяющие правило распознавания тех или иных опасных явлений, уменьшив тем самым вероятность ошибочных классификаций.

Полученные результаты требуют подтверждения на практике, поэтому предлагаемая методика корректировки величины У* находится сейчас в стадии проверки.

ЛИТЕРАТУРА

- Сальман Е. М., Гашина С. Б. Локализация осадков и грозоопасных зон по их радиолокационным характеристикам. Тр. ГГО, вып. 217, 1967.
- Сальман Е. М., Гашина С. Б., Дивинская Б. Ш. Радиолокационные критерии разделения грозовой и ливневой деятельности. Метеорология и гидрология, № 4, 1969.
 Гашина С. Б., Сальман Е. М. Статистические особенности радиолокацион-
- Гашина С. Б., Сальман Е. М. Статистические особенности радиолокационных характеристик конвективных облаков в разных физико-географических районах. Тр. ГГО, вып. 243, 1969.

Е. М. САЛЬМАН, Б. М. ЕРУХИМОВИЧ

МЕТОД РАСЧЕТА ВЕРОЯТНОСТИ ОБНАРУЖЕНИЯ РАДИОЭХО ОБЛАКОВ И ОСАДКОВ

1. Введение

При решении задач метеорологического использования радиолокационной информации необходимо знать вероятность обнаружения различных форм облаков в данном физико-географическом районе с помощью радиолокатора с известным потенциалом. Как было показано в работе [1], указанные данные могут быть получены чисто экспериментально путем сопоставлений числа радиолокационных обнаружений данной формы облаков с числом их визуальных обнаружений сетью наземных метеорологических станций. Применение такой методики, вообще говоря, позволяет определить интересующие нас особенности характеристик обнаружения облаков в разных районах. Однако для этого требуются длительные эксперименты с последующей обработкой большого числа данных. Поэтому представляет интерес разработать методику теоретических расчетов вероятности радиолокационных обнаружений на основе известных данных о потенциале станций и особенностях радиоэхо облаков в данном физико-географическом районе.

2. Формулировка задачи

Как известно, радиолокационное обнаружение имеет место при условии, если значение мощности отраженного сигнала P_r равно или превышает пороговое значение. Следуя основному уравнению радиолокации облаков и осадков, нетрудно убедиться, что интересующая нас величина P_r даже для данной формы облаков имеет статистический характер, так как зависит от трех аргументов (Z, φ и \varkappa), величины которых до некоторой степени могут принимать случайные значения.

2 897

Пренебрегая для простоты рассуждений ослаблением ($\kappa = 1$), сформулируем вероятностную задачу следующим образом:

A - событие, соответствующее случаю, когда отражаемость об $лаков <math>Z \ge a$, где $a = Z_{\min}$ — пороговое значение отражаемости;

B — событие, соответствующее случаю, когда коэффициент заполнения луча антенны $\phi \gg b$, где $b = \phi_{\min}$ — пороговое значение коэффициента заполнения;

C — событие, соответствующее случаю, когда $P_r/\overline{P}_{\rm m} \gg L$, где P — осредненная мощность шумов, а L — пороговый уровень.

Величина ф, как было показано ранее [1], связана с вертикальной мощностью облаков *H*, расстоянием *R* и шириной диаграммы направленности θ следующим образом:

$$\varphi = \frac{H - KR^2}{R^{\theta}},\tag{1}$$

где *К* — коэффициент, учитывающий кривизну земли и атмосферную рефракцию.

Поскольку в одних и тех же облаках *H* и *Z* являются практически некоррелируемыми величинами, можно считать события *A* и *B* независимыми. В этом случае

$$P(C) = P(A) P(B).$$
⁽²⁾

Представим (2) в следующем виде:

$$P\left(\frac{P_{r}}{\overline{P}_{m}} \ge L\right) = P(Z \ge a) P(\varphi \ge b) =$$

= $[F(Z_{max}) - F(a)] [F(\varphi_{max}) - F(b)] =$
= $\int_{a}^{Z_{max}} f(Z) dZ \int_{b}^{\varphi_{max}} f(\varphi) d\varphi,$ (3)

где F(Z) и $F(\varphi)$ — соответственно функции распределения Z и φ , а f(Z) и $f(\varphi)$ — соответственно плотности распределения Z и φ .

Как видно, для конкретных расчетов по (3) необходимо знать пороговый уровень обнаружения L, вид функций f(Z) и $f(\varphi)$, а также пределы их изменения a, b, Z_{\max} и φ_{\max} .

3. Уточнение задачи

Рассмотрим прежде всего пороговый уровень обнаружения $L = \frac{P_r}{P_m}$ и факторы, определяющие его. Для хаотически движущихся аэрозолей, а также шумовых сигналов распределение вероятностей для мгновенных и неосредненных интенсивностей хорошо описывается известным законом Релея [2]

$$f(P_i) = \frac{1}{\overline{P_i}} e^{-P_i/\overline{P_i}} dP_i, \qquad (4)$$

где $\overline{P_i}$ — истинная средняя интенсивность, определенная по большому количеству P_i .

Найдем вероятность того, что мгновенные интенсивности отраженных сигналов P_{ri} будут превышать истинную среднюю мощность шумов \overline{P}_{m} ,

$$P(P_{r_i} \ge \overline{P}_{u}) = \int_{\overline{P}_{u}}^{\infty} \frac{1}{\overline{P}_r} e^{-P_{r_i}/\overline{P}_r} dP_{r_i} = e^{-\overline{P}_{u}/\overline{P}_r}.$$
(5)

С другой стороны, (5) можно представить как

$$P(P_{\tau_l} \gg \overline{P}_{u}) = n/k, \tag{6}$$

где n — число мгновенных импульсов, интенсивность которых превышает $\overline{P}_{\rm m}$, k — общее число мгновенных и независимых импульсов. Объединяя (5) и (6), получаем, что

$$L = \frac{0.43}{\lg k - \lg n}.$$
 (7)

Формула (7) позволяет определить пороговый уровень обнаружения неосредненных интенсивностей сигнала, если известны *n* и *k*.

Как показывают исследования [2], при использовании индикаторов с яркостной модуляцией и послесвечением (ИКО и ИДВ) эффект засветки экрана уже имеет место при $n=1\div 2$. Общее же количество независимых импульсов k определяется временем наблюдения $t_{\rm набл}$ за яркостным пятном на индикаторе и частотой следования импульсов F. Практически при $F \leqslant 300$ можно считать каждый из импульсов независимым [2]. Тогда в общем случае

$$k = t_{\text{Hable}} F. \tag{8}$$

При вращающейся антенне со скоростью N об/мин. и диаметре пятна d

$$t_{\text{Habn}} = \frac{30d}{N\pi R},\tag{9}$$

где *R* — расстояние до пятна.

Весьма часто в метеорологических радиолокационных системах для повышения точности измерения средних значений \overline{P}_r применяются специальные схемы, осуществляющие во времени и пространстве осреднение мгновенных интенсивностей P_{ri} по k независимым импульсам. В этом случае пороговый уровень обнаружения L существенным образом зависит от величины k. Для осредненных

интенсивностей отраженных сигналов и осредненного шума распределение вероятностей хорошо апроксимируется гамма-функцией [2]

$$f(\widetilde{P}_i) = \frac{k^k}{\overline{P}_i(k-1)!} P_i^{k-1} e^{-k \widetilde{P}_i/\overline{P}_i} d\widetilde{P}_i, \qquad (10)$$

где $\widetilde{P}_i = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} P_i$.

Нетрудно показать, что уже при $k \ge 9$ гамма-распределение (10) переходит в нормальное со среднеквадратичным отклонением

 $\sigma = \frac{P_i}{\sqrt{k}}$. Так как $f(\tilde{P}_r)$ и $f(\tilde{P}_m)$ для $k \ge 9$ подчинены нормальному закону распределения, то и $f(\tilde{P}_r + \tilde{P}_m)$ также распределена нормально. Тогда порог обнаружения L может быть найден из условия равенства верхней границы стандартного отклонения \tilde{P}_m и нижней границы стандартного отклонения $(\tilde{P}_r + \tilde{P}_m)$:

$$\overline{P}_{\mathrm{m}}\left(1+\frac{1}{\sqrt{k}}\right) = \left(\overline{P}_{\mathrm{m}}+\overline{P}_{r}\right)\left(1-\frac{1}{\sqrt{k}}\right). \tag{11}$$

Равенство (11) соответствует случаю, когда отраженный сигнал невозможно различить в шумах. Из него следует, что вероятность событий

$$P(m) = P(n) = 0,16,$$
(12)

где *m*—событие, соответствующее случаю, когда $\widetilde{P_r}/\widetilde{P_{ut}} > L$, *n*—событие, соответствующее случаю, когда $\frac{\widetilde{P_r} + \widetilde{P_{ut}}}{\widetilde{P_{ut}}} < L$.

Так как *m* и *n* — независимые события, то вероятность необнаружения сигнала на фоне шумов

$$P(m, n) = P(m) P(n) \approx 0.020.$$
 (13)

Решая (11), найдем

$$L = \frac{2}{\sqrt{k} - 1} \quad \text{для } k \geqslant 9. \tag{14}$$

Как следует из (14), пороговый уровень обнаружения L уменьшается с увеличением k. Для k=9 L=1. Таким образом, зная k, можно определить L.

Рассмотрим теперь вид функции f(Z), $f(\phi)$ и пределы их изменения. Как показывают радиолокационные исследования, которые предусматривали получение статистических рядов величин $\lg Z$ и H в различных формах облаков [3, 4, 5], в первом приближении плот-
ность распределения этих величин можно считать подчиняющейся нормальному закону. Нетрудно показать в этом случае, что и $f(\lg \varphi)$ также имеет нормальный закон распределения.

Логарифмируя (2), получаем

$$\lg \varphi = \lg \left(\frac{H - kR^2}{R^{\theta}} \right) = \lg (1 + x),$$

где $x = \frac{H - kR^2 - R \theta}{R \theta}$.

Если $|x| \ll 1$, то, разлагая lg(1+x) в ряд Тейлора и ограничиваясь первым членом, будем иметь

 $\lg \varphi \approx 0.43x. \tag{15}$

Так как x — линейная функция H, то и $\lg \varphi$ — линейная функция H. Значит, $f(\lg \varphi)$ имеет такой же вид распределения, что и f(H).

Из (1) следует, что теоретически возможные значения φ или lg φ лежат в диапазоне от — ∞ до + ∞ . Практически же эффект неполного заполнения луча антенны учитывается в основном уравнении коэффициентом φ , меняющимся в ограниченном диапазоне 0,5< φ <1 или —0,3<lg φ <0. Как было показано ранее [1], значение φ_{\min} =0,5 (lg φ_{\min} = —3) является нижним пределом обнаружения. Поэтому в области — ∞ <lg φ <0,3 обнаружение вообще невозможно и P(B)=0. В диапазоне 0<lg φ <\infty обеспечиваются наилучшие условия обнаружения, так как здесь P(B)=1.

Таким образом, пределами изменения $f(\lg \varphi)$, в которых P(B) меняется от 0 до 1, следует считать $-0.3 \leq \lg \varphi < \infty$.

Рассмотрим теперь пределы изменения $f(\lg Z)$. Логарифмируя основное уравнение радиолокации облаков и осадков и выражая порог обнаружения L в дб, получим

$$\lg Z_{\min} = 0, 1(L_{a6} - \Pi_{a6} + 20 \lg R + 3).$$
(16)

Величина lg Z_{max} для каждой формы облаков может быть установлена экспериментально. Однако для простоты дальнейших расчетов, не допуская при этом больших погрешностей, примем во всех случаях lg $Z_{\text{max}} = \infty$.

4. Основные расчетные формулы

С учетом принятой апроксимации $f(\lg Z)$ и $f(\lg \varphi)$ нормальным законом и найденных пределов этих функций и величины L решение уравнения (3) может быть представлено как

$$P\left(\frac{P_{r}}{P_{III}} \ge L\right) = \frac{1}{\sigma(\lg Z) \sigma(\lg \varphi) 2\pi} \int_{a}^{\infty} e^{-\frac{[\lg Z - m(\lg Z)]^{2}}{2\sigma^{2}(\lg Z)}} \times \\ \times d(\lg Z) \int_{b}^{\infty} e^{-\frac{[\lg \varphi - m(\lg \varphi)]^{2}}{2\sigma^{2}(\lg \varphi)}} d(\lg \varphi) = \\ = \left[1 - \Phi\left(\frac{a - m(\lg Z)}{\sigma(\lg Z)}\right)\right] \left[1 - \Phi\left(\frac{b - m(\lg \varphi)}{\sigma(\lg \varphi)}\right)\right], \quad (17)$$

где $m(\lg Z)$ и $m(\lg \varphi)$ — соответственно математическое ожидание величин $\lg Z$ и $\lg \varphi$, а $\sigma(\lg Z)$ и $\sigma(\lg \varphi)$ — их средние квадратические отклонения.

Как следует из (10), для вычисления вероятности радиолокационного обнаружения той или иной формы облаков необходимо также знать математические ожидания и дисперсии $\lg Z$ и $\lg \varphi$ в соответствующих формах облаков. Значения m(x) и D(x) можно найти, зная из эксперимента статистический ряд x_i :

$$m(x) = \sum_{i=1}^{n} x_i p_i,$$
 (18)

$$D(x) = \sum_{i=1}^{n} [x_i - m(x)]^2 p_i, \qquad (19)$$

где x_i — величина lg Z_i или H_i . p_i — вероятность значений x_i , n — число таких значений.

Переход от m(H) и D(H) к $m(\lg \phi)$ и $D(\lg \phi)$ осуществляется на основе (15):

$$n(\lg \varphi) = 0.43 \frac{m(H) - KR^2 - R \theta}{R \theta}$$
$$D(\lg \varphi) = \left(\frac{0.43}{R \theta}\right)^2 D(H).$$

Значения $\sigma(x)$ в (17) вычисляются как

 $\sigma(x) = \sqrt{D(x)}.$

5. Пример расчета

Используем полученные формулы для расчета вероятности обнаружения с помощью МРЛ-1 кучево-дождевых облаков, расположенных на разных расстояниях в северо-западном районе ETC; $H_{\rm M}$ радиолокатора равно 50 дб. Скорость вращения антенны N=6 об/мин. Частота следования импульсов F=300 гц.

Полагая d=2 км, n=2, найдем из (9) и (7), что L=+3,8 дб при R=300 км; L=+2,5 дб при R=250 км; L=+1 дб при R=200 км; L=-0,5 дб при R=150 км; L=-1,8 дб при R=100 км; L=-3,8 дб при R=50 км.

При расчетах учтем подъем луча антенны над землей за счет ее кривизны и нормальной рефракции, сказывающийся на изменении статистических характеристик $f(\lg Z)$ с высотой. Характер такого изменения был исследован для Cb с ливнями и грозами в данном районе экспериментально. Последовательность расчетов и их результаты для разных R приведены в табл. 1. На рис. 1 приведена осредненная кривая для Cb с ливнями и грозами. На этом же рисунке дается экспериментальная кривая $P\left(\frac{P_r}{P_m} \gg L\right) = f(R)$, заимство-

ванная из работы [6] и характеризующая вероятность обнаружения Cb с ливнями и грозами в северо-западном районе ETC с помощью MPЛ-1. Из сравнения этих кривых следует, что теоретически рассчитанная кривая обнаружения хорошо совпадает с экспериментальными данными. Более быстрое падение с расстоянием экспериментальной кривой, по-видимому, объясняется тем, что она учитывает ослабление отраженного сигнала на пути его распространения, в то время как при теоретических расчетах принималось $\varkappa = 1$.



Рис. 1. Кривые вероятности обнаружения Сb на разных расстояниях для МРЛ-1.



Отмеченные расхождения между этими кривыми в общем не превышают погрешностей эксперимента. Это позволяет использовать данный метод расчета для определения вероятности обнаружения любых форм облаков в разных физико-географических условиях. В качестве иллюстрации сказанного на рис. 1 приведена теоретически рассчитанная по данным работы [7] кривая $P\left(\frac{P_r}{\overline{P}_{\rm m}} \ge L\right) =$ = f(R) для Cb, наблюдаемых в районе Северного Кавказа. Кривая располагается выше, чем аналогичная кривая для северо-западных районов ETC. Теоретически отмеченное и подтвержденное на практике увеличение вероятности радиолокационных обнаружений Cb в районе Северного Кавказа может быть объяснено смещением в сторону больших значений $f(\lg Z)$ и f(H) вследствие более интенсивной конвекции в этом районе.

Таблица 1

Результаты расчетов вероятности радиолокационных обнаружений Сь с ливнями и грозами в северо-запалных районах ЕТС

					-		-		•			
R	Подъем луча антен- ны (км)	m (lgZ)	D (lgZ)	(H) m	D (H)	T	lg Z _{min}	m (1g¢)	D (lgç)	P (lgZ≥a)	P (1gç≥b)	$P\left(\frac{P_{f}}{\tilde{p}_{III}} \gg L\right)$
							Ливн	и				
50	1	2	0,6	6,7	3,3		1,7	4,30	1,65	1	1	1
100	1	2	0,6	6,7	3,3	-1,8	0,9	1,80	0,40	1	1	1
150	1	2	0,6	6,7	3,3	0,5	0,4	0,83	0,20	1	1 .	1
200	3	2	0,6	6,7	3,3	1,0	0,0	0,42	0,10	1	0,99	0,99
250	5	1,5	0,6	6,7	3,3	2,5	0,4	0,00	0,07	0,92	0,89	0,82
30 0	7	0,1	0,5	6,7	3,3	3,8	0,6	0,28	0,03	0,24	0,54	0,13
Грозы												
50	1	3,1	0,7	8,2	3,2		1,7	5,80	1,60	1	1	1 .
100	1	3,1	0,7	8,2	3,2	—1,8	0,9	2,30	0,40	1	1	
150	1	3,1	0,7	8,2	3,2	0,5	0,4	1,20	0,19	1	1	
2 00	3	3,1	0,7	8,2	3,2	1,0	0,0	0,61	0, 0 9	1	1	1
250	5	2,9	0,7	8,2	3,2	2,5	0,4	0,22	0,06	1	0,98	0,98
300	7	1,4	1,6	8,2	3,2	3,8	0,6	-0,09	0,03	0,79	0,89	0,70
			1						1			1

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Брылев Г. Б., Сальман Е. М. О предельной дальности радиолокационных обнаружений ливневых осадков. Тр. ГГО, вып. 159, 1964.
- 2. Атлас Д. Успехи радарной метеорологии. Гидрометеоиздат, Л., 1967.
- 3. Игнатова Р. В., Петрушевский В. А., Сальман Е. М. Радиоло-кационные признаки характера облачности. Тр. ГГО, вып. 173, 1965.
- Сальман Е. М., Жупахин К. С. Некоторые результаты радиолокацион-ных исследований структуры ливней и гроз. Тр. ГГО, вып. 159, 1964.
 Сальман Е. М., Гашина С. Б. Локализация осадков и грозоопасных зон
- по их радиолокационным признакам. Тр. ГГО, вып. 217, 1967.
- 6. Сальман Е. М., Дивинская Б. Ш. Вероятность радиолокационных обнаружений осадков. Тр. ГГО, вып. 159, 1964. 7. Гашина С. Б., Сальман Е. М. Статистические особенности радиолока-
- ционных характеристик конвективных облаков в разных физико-географических районах. Тр. ГГО, вып. 243, 1969.

Е. М. САЛЬМАН, Б. М. ЕРУХИМОВИЧ

ОБ ОШИБКАХ ОПРЕДЕЛЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТА ОТРАЖАЕМОСТИ ОБЛАКОВ И ОСАДКОВ, ВЫЗВАННЫХ ОСЛАБЛЕНИЕМ

Известно, что коэффициенты отражаемости Z облаков и осадков являются одним из важнейших радиолокационных параметров, используемых для их метеорологической интерпретации. Обычно при определении Z из основного уравнения радиолокации не учитывается ослабление отраженного сигнала на пути его прохождения до цели и обратно. При этом, естественно, возникают ошибки, величина которых зависит от длины волны и физических условий, способствующих ослаблению отраженного сигнала. Строгое определение Z с учетом возможного ослабления требует решения основного уравнения в его наиболее общем виде, а именно

$$\alpha = \frac{\Pi Z}{R^2} \varphi x, \qquad (1)$$

где а— уровень отраженного сигнала относительно порогового, Π — метеорологический потенциал станции, R— расстояние до заданной цели, φ — коэффициент заполнения луча антенны, \varkappa — обобщенный коэффициент ослабления на пути распространения волны до цели и обратно.

Коэффициент и характеризует относительное уменьшение уровня принимаемого сигнала вследствие ослабления в атмосферных газах (H_2O и O_2), облаках и осадках и может быть поэтому записан в виде

где $\alpha_{aтм}$, α_{oc} , $\alpha_{o\delta\pi}$ — соответственно коэффициенты ослабления в атмосферных газах, осадках и облаках на единицу пути, выраженные в дб/км.

Как известно, в диапазоне микрорадиоволн $\varkappa_{aтм}$ является сложной функцией многих параметров, а именно длины волны λ , темпе-

ратуры T, давления P и абсолютной влажности e. При заданных значениях этих параметров величина $\varkappa_{aтm}$ может быть вычислена в каждом конкретном случае. Значительно сложнее обстоит дело с определением $\varkappa_{oбл. \ и \ oc.}$

Как показывают исследования [1], в диапазоне $\lambda = 1 \div 10$ см

$$\alpha_{\rm obn} = c(\lambda) W, \tag{3}$$

где W — водность облака в г/м³, $c(\lambda)$ — коэффициент, зависящий от λ ,

$$a_{\rm oc} = d(\lambda) I^{\gamma(\lambda)}, \qquad (4)$$

где I— интенсивность осадков в мм/час, $d(\lambda)$ и $\gamma(\lambda)$ — коэффициенты, зависящие от λ .

Из (3) и (4) следует, что $\kappa_{05\pi. \ H \ oc}$. является также функцией многих параметров, а именно длины волны λ , интегральной микроструктуры облаков W или осадков I. В отличие от $\kappa_{aтm}$, абсолютные значения $\kappa_{05\pi. \ H \ oc}$. не могут быть заранее вычислены в каждом конкретном случае, так как величины W и I являются неизвестными.

В то же время, если использовать эмпирически устойчивые корреляционные связи между водностью облаков W или интенсивностью осадков I и их коэффициентами отражаемости Z, то можно представить уравнение (1) в интегральном виде относительно Z. Kak известно [1],

$$Z = B W^{\beta}, \tag{5}$$

$$Z = A I^{\alpha}, \tag{6}$$

где Z в мм⁶/м³, W в г/м³, I в мм/час, а A, B, α и β — коэффициенты, зависящие от микроструктуры облаков и осадков.

Объединяя (3) с (5) и (4) с (6), получим:

$$\alpha_{\rm obn} = K_W Z^{1/\beta}, \tag{7}$$

$$\alpha_{\rm oc} = K_I Z^{\gamma/\alpha}, \tag{8}$$

где
$$K_W = \frac{c(\lambda)}{B^{1/\beta}}, \quad K_I = \frac{d(\lambda)}{A^{\gamma/\alpha}}.$$

При заранее известных эмпирических коэффициентах $C, d, A, B, \alpha, \beta$ и у можно однозначно определить аналитический вид связи $\alpha_{oб\pi}$ или α_{oc} с Z и тем самым уточнить характер интегрального уравнения (1) относительно Z.

Как показывают результаты экспериментальных исследований ряда авторов, обобщенные в [1], для отдельных форм капельножидких облаков и осадков указанные коэффициенты можно считать известными. В табл. 1 и 2 представлены эти коэффициенты для разных длин волн и форм облаков. Из таблиц видно, что показатели степени при Z в уравнениях (7) и (8) незначительно отличаются от

Таблица 1

Экспериментальные коэффициенты связи между ослаблением в облаках и их микроструктурой

						К _W .			
Характер об	аков		c	b	β	λ=0,5 см	λ=3,2 см	λ=10 см	
Капельножидкие <10-3 мм ⁶ /м ³	Cu,	Z<	$\frac{0,438}{\lambda^2}$	10-3	1,0	5 40	40	4	
Капельножидкие <1 мм ⁶ /м ³	Sc,	Z<	$\frac{0,438}{\lambda^2}$	20	1,07	0,032 、	0,0022	0,00024	
Капельножидкие Z<10-1 мм ⁶ /м ³	Cu	cong.,	$\frac{0,438}{\lambda^2}$	0,25	1,46	1,38	0,12	0,0103	

единицы. Полагая их в дальнейшем [для простоты решения уравнения (1)] равными единице, что особенно справедливо в трехсантиметровом диапазоне волн, представим (7) и (8) в следующем общем виде:

$$\alpha_{\text{обл. и ос.}} \approx K_{W, I}(\lambda) Z.$$
 (9)

Тогда интегральное уравнение (1) может быть представлено в виде

 $Z^* = Z e^{-0.46K_{W,I}(\lambda) \int_{R_0}^R Z(r) dr}, \qquad (10)$

где

$$Z^* = \frac{\alpha R^2}{\Pi \varphi} e^{0,46 \int_{0}^{R} \alpha_{aTM}(r) dr}.$$
 (11)

Величина Z* представляет собой коэффициент отражаемости облаков и осадков, определенный без учета ослабления сигнала в них (учитывается только ослабление в атмосферных газах).

Таблица 2

Экспериментальные коэффициенты связи d, ү и K ₁ между	ослаблением
в осадках и их микроструктурой при разных длинах	волн λ

		d			٢		-	'		KI	
Характер осадков	0,9	3,2	10	0,9	3,2	10	A	α	0,9	3,2	10
Обложной и лив- невый дождь.	0,22	0,007	0,0003	1,0	1,31	1,0	3,12	1,16	0,083	0,0019	0,00011

Выполним решение (10). Логарифмируя, дифференцируя и группируя переменные, получаем

$$\frac{Z\frac{dZ^{*}}{dr}-Z^{*}\frac{dZ}{dr}}{Z^{2}}=-0,46K_{W,I}(\lambda)Z^{*},$$

или

$$\frac{d}{dr}\left(\frac{Z^*}{Z}\right) = -0,46 K_{W,I}(\lambda) Z^*.$$

После интегрирования имеем

$$Z = \frac{Z^*}{c - 0.46 K_{W,I}(\lambda) \int Z^*(r) dr}$$

Постоянная с может быть определена из условия: при $R = R_0$ $Z = Z^*$.

Тогда

$$\frac{Z^*}{Z} = 1 - 0.46 K_{W, I}(\lambda) \int_{R_0}^R Z^*(r) dr.$$
(12)

Обычно принято оценивать коэффициент отражаемости в логарифмах величины Z, выраженной в мм⁶/м³. Логарифмируя (12), представим его в виде

$$\Delta \lg Z = \lg [1 - 0.46 K_{W,I}(\lambda) D], \qquad (13)$$

где $\Delta \lg Z = \lg Z^* - \lg Z$, а $D = \int_{R_0}^{R} Z^*(r) dr.$

Выражение (13) характеризует абсолютные ошибки определения логарифма отражаемости, вызванные неучетом ослабления в облаках и осадках.

Так как (исходя из физического смысла) всегда $Z^* < Z$, то уравнение (13) справедливо только при условии

$$0 \leqslant 0.46 K_{W, I}(\lambda) D \leqslant 1. \tag{14}$$

Величину D можно представить как

$$D = \overline{Z}^* (R - R_0), \tag{15}$$

где $(R - R_0)$ — длина пути, проходимого волной в облаках или осадках, $\overline{Z^*}$ — среднее значение коэффициента отражаемости облаков или осадков на пути от R_0 до R.

Из (13) и (15) следуют два возможных способа определения $\overline{Z^*}$, а следовательно, и поправок ($-\Delta \lg Z$) к величине $\lg Z^*$. Один из них

предусматривает знание аналитического вида функции $Z^*(r)$ в диапазоне от R_0 до R.

Тогда

$$\overline{Z}^* = \frac{1}{R - R_0} \int_{R_0}^R Z^*(r) \, dr.$$
(16)

Рассмотрим несколько случаев.

Случай İ, когда в диапазоне от R_0 до R функция $\lg Z^*(r) = \text{const.}$ Это означает, что $\overline{Z}^* = 10^c = \exp(2.3 \text{ c})$. Такое поле коэффициентов отражаемости обычно наблюдается в облачных системах типа St, Sc, Ас или системах типа As—Ns при их небольшой радиальной протяженности.

Случай II, когда в диапазоне от R_0 до R логарифм коэффициента отражаемости является линейной убывающей функцией расстояния, т. е.

$$\lg Z^*(r) = a + \frac{b-a}{R-R_0} (r-R_0), \tag{17}$$

где $a = \lg Z^*(R_0)$, a $b = \lg Z^*(R)$.

Такое поле коэффициентов отражаемости, как правило, наблюдается в радиально протяженных облачных системах типа As—Ns. В этом случае, следуя (16), получим

$$\bar{Z}^{\bar{*}} = \frac{1}{R - R_0} \int_{R_0}^{R} 10^{a + \frac{b - a}{R - R_0}(r - R_0)} dr = \frac{10^b}{2,3(b - a)} = \frac{\exp(2,3b)}{2,3(b - a)}.$$
 (18)

Случай III, когда в диапазоне от R_0 до R логарифм коэффициента отражаемости является линейно возрастающей функцией расстояния, а в диапазоне от R_m до R — линейно убывающей функцией, т. е.

$$\lg Z^*(r) = k + \frac{m-k}{R_m - R_0} (r - R_0) + m + \frac{n-m}{R - R_m} (r - R_m), \quad (19)$$

где $k = \lg Z^*$ (R_0), $m = \lg Z^*$ (R_m), $n = \lg Z^*$ (R).

Такое распределение коэффициентов отражаемости часто наблюдается в локальных мощных кучевых и кучево-дождевых облаках типа Cu cong и Cb.

В этом случае, следуя (16), имеем

$$\overline{Z^*} = \frac{1}{R_m - R_0} \int_{R_0}^{R_m} 10^{k + \frac{m-k}{R_m - R_0}(r - R_0)} dr + \frac{1}{R_m - R_m} \int_{R_m}^{R} 10^{m + \frac{n-m}{R - R_m}(r - R_m)} dr = \frac{1}{2,3} \left[\frac{10^m}{m-k} + \frac{10^n}{n-m} \right] = \frac{1}{2,3} \left[\frac{\exp(2,3m)}{m-k} + \frac{\exp(2,3n)}{n-m} \right].$$
(20)

При аналитически неизвестном виде функции $Z^*(r)$ поправка на ослабление может быть вычислена только приближенно, при этом необходимо, чтобы обеспечивались дискретные измерения Z_i^* в N произвольных интервалах размером Δr на пути прохождения волн в облаках и осадках от R_0 до R.



Рис. 1. Поправки на ослабление в капельножидких облаках различных форм. $I - Cu; II - Sc; III - Cu cong., a) \lambda = 10 cm, \delta$ $\lambda = 3,2 cm, e) \lambda = 0,9 cm.$

Если Δr меньше, чем размеры зон неоднородности коэффициентов отражаемости, искомая величина будет равна

$$\overline{Z^*} = \frac{\Delta r \sum_{i=1}^{N} Z_i^*}{R - R_0} = \frac{\sum_{i=1}^{N} Z_i^*}{N},$$
(21)

где $N = \frac{R - R_0}{\Delta r}$ — число дискретных интервалов.

Зная \overline{Z}^* , на основе (15) можно вычислить величину *D*, а затем из (13) и $\Delta \lg Z$.

На рис. 1 приведен характер зависимости поправок $\Delta \lg Z = f(D, \lambda)$ для разных форм облаков, а на рис. 2 — осадков. Если заранее задаваться допустимым для практики значением $\Delta \lg Z$, нетрудно определить из (13) те предельные значения D для разных условий и длин волн, при которых еще можно не учитывать ослабление в облаках и осадках. Будем считать в дальнейшем, что ослаблением можно вообще пренебречь, если

$$\Delta \log Z \le -0.5(-5 \text{ дб}).$$
 (22)

Это условие примерно укладывается в диапазон средних квадратичных ошибок $\Delta \lg Z$, возникающих из-за погрешностей количественных измерений интен-

сивностей радиоэхо и калибровки аппаратуры. В табл. З представлены вычисленные для разных условий максимальные значения $D = \overline{Z^*} (R - R_0)$ в мм⁶/м³км, при которых еще справедливо (22).

Из табл. З следует, что при определении $\lg Z$ облачных полей мелкокапельных облаков, обнаруживаемых современными метеорологическими paдиолокаторами только в «ближней зоне» (до 30 км), можно практически пренебречь ослаблением сигнала в этих полях при длине волн 3,2 и 10 см. При определении $\lg Z$ полей осадков, хорошо обнаруживаемых современметеорологическиными ми радиолокаторами на километров, СОТНИ полностью пренебречь ослаблением можно только в облаках типа Ns. да и то в 10-сантиметровом диапазоне волн. При $\lambda =$ =3.2 см ослабление в Ns.



РИС. 2. ПОПРАВКИ НА ОСЛАОЛЕНИЕ В ЖИДКИХ ОСАДКАХ. a) $\lambda = 10$ см, б) $\lambda = 3,2$ см, в) $\lambda = 0,9$ см.

становится уже заметным на расстоянии более 100 км. В зонах со сплошной кучево-дождевой облачностью, имеющих, как правило, протяженность 10—30 км, ослабление на $\lambda = 3,2$ см и $\lambda = 10$ см может стать весьма существенным, если $Z > 10^3$ мм⁶/м³. Такие случаи имеют место при выпадении из Cb интенсивных жидких или твердых осадков. При работе в диапазоне $\lambda = 0,9$ см необходимо всегда учитывать ослабление.

Таблица З

Значення D в разных облаках, при которых онибка-определения 1g Z, вызванная ослаблением, не преимпаст-0,5 (-5 дб)

Среда распределения волн	λ⇒0,9 cm	λ≈3,2 cm	λ=10 см
Мелкокапельные облака	3.10-3	4.10-2	4.10-1
Канельножидкие слоисто-кучевые облака	5.10	7-108	6.103
Мощные кучевые облака-	1,3	1,2-10	- 1,5-10 ^s :
Облака дождевых форм и осадки ливневого и обложного характера	2,7	10 ⁸	2,4.103

ЛИТЕРАТУРА

4. Степаненко В. Д. Раднолокация в метеорологии. Гидрометеоиздат, Л., 1966.

Г: Б. БРЫЛЕВ, В. К. ЗОТОВ, Р. В. ИГНАТОВА, А. Г. ЛИНЕВ, Е. М. САЛЬМАН, А. А. ФЕДОРОВ

НЕКОТОРЫЕ МЕТОДИЧЕСКИЕ ВОПРОСЫ ИЗМЕРЕНИЯ ИНТЕНСИВНОСТИ РАДИОЭХО ОБЛАКОВ И ОСАДКОВ

Company of the second seco

Введение и постановка задачи

При облучении объема, занятого совокупностью хаотически движущихся частиц облаков и осадков, плоской электромагнитной волной микрорадиоволнового диапазона общая средняя интенсивность отраженного сигнала равна сумме интенсивности от отдельных частиц.

Радиолокационная отражаемость $Z(nr^6)$ в таком объеме связана со средней мощностью радиоэхо через уравнение радиолокации метеоцелей. С точки зрения этого уравнения самой репрезентативной радиолокационной характеристикой облаков является средняя мощность отраженного сигнала \overline{P} , полученная в результате осреднения в импульсном объеме достаточно большого числа последовательных независимых и флуктуирующих интенсивностей отраженных сигналов P_i .

Импульсный объем, образованный протяженностью зондирующего импульса h/2 и шириной диаграммы направленности антенны θ , является минимальным объемом, из которого можно извлечь радиолокационную метеорологическую информацию. В частности, за один оборот антенны MPЛ-1 (10 сек.) при частоте посылок 300 гц и радиусе обзора 300 км с выхода приемника поступает информация от $3 \cdot 10^6$ импульсных объемов. При методике, предусматривающей наблюдения под разными углами возвышения антенны, количество информации возрастает в несколько раз. Необходимость оперативной обработки (за реальное время) такого объема данных при заданном темпе их поступления, т. е. с частотой не менее 500 кгц, даже на электронных вычислительных машинах представляет значительные трудности.

При выбранном режиме работы МРЛ-1 из-за небольшого числа независимых отраженных импульсов в импульсном объеме практи-

чески невозможно получить репрезентативные средние значения сигнала. Решение же этого вопроса за счет уменьшения скорости вращения антенны приводит к резкому уменьшению оперативности работы и увеличению объема информации, подлежащей обработке.

Для устранения возникающих трудностей количество исходных радиолокационных данных должно быть уменьшено (уплотнено) без потери их метеорологической эффективности, которая в свою очередь оценивается различным образом в разных процессах и исследовательских задачах. Однако в любом случае в понятие метеорологической эффективности должны входить и репрезентативность измерения сигнала и оперативность нолучения информации.

Необходимость уплотнения информации без потери ее метеорологической эффективности требует четких рекомендаций о методах и способах измерения средней мощности отраженных сигналов \overline{P} , пространственных масштабах измерений и логике обработки измеренных величин. Рекомендации по каждому затронутому вопросу не могут быть однозначными, поскольку \overline{P} можно получить различными методами (осреднение и выбор максимума) и способами (аналоговыми, цифровыми, аналого-цифровыми) в объемах, равных и значительно превышающих импульсный.

Выбор пространственного масштаба и определение его оптимального размера предусматривает одновременно с рассмотрением особенностей физических процессов в Cb и учет дальнейшей логики обработки измеренных сигналов. Логика обработки должна определяться поставленной перед радиолокатором задачей штормоповещение, измерение осадков, работы по активным воздействиям и оценка их эффекта.

Часть возникающих при этом вопросов рассматривалась [1, 3, 9, 10, 11]. Предлагаемая статья посвящена в основном выяснению:

а) оптимального способа получения средней мощности отраженных сигналов \overline{P} и оценке влияния размеров стробирующего импульса на статистические закономерности отраженных сигналов;

б) выбору оптимальных параметров осреднения и логики обработки мгновенных интенсивностей сигналов для разных метеорологических задач.

1. Экспериментальные данные

Для ответа на поставленные вопросы на специальной аппаратуре [2], регистрирующей поимпульсно максимальные значения сигнала в стробах переменной длительности (1; 3,3; 6,6 и 16 мксек.), был получен общирный экспериментальный материал. Для этого на МРЛ-1 в двух режимах работы антенны (горизонтальный обзор со скоростью 6 об/мин. и неподвижная) при разных углах возвышения проводилась поимпульсная регистрация мощности отраженных сигналов от кучево-дождевых облаков в ливневой и грозовой стадии развития на расстояниях от 10 до 100 км от МРЛ-1. При регистрации стробы различной длительности соединялись между собой в зависимости от решаемой задачи. Одновременно картина радиоэхо на ИКО фиксировалась на фотопленку при введении различных ступеней «изо — эхо».

При неподвижной антенне время записи сигнала от выстробированного объема облака равнялось 0,7—1,5 сек., что при частоте посылок 300 гц давало реализацию из 200—450 последовательных импульсов. С бо́льшим основанием можно предполагать, что характер физических процессов в выстробированном объеме за время регистрации не изменялся.

Всего было обработано и проанализировано 223 реализации для длительности строба 1,1 мксек. и 156 реализаций для 3,3 мксек. Поскольку динамический диапазон мощности отраженных сигналов *Р* большой, все измерения и вычисления проводились в децибелах относительно ватта (дб.вт).

Важным положением при получении статистических характеристик отраженных сигналов является независимость последовательных флуктуирующих импульсов. Чтобы оценить ее, для каждой реализации на ЭВМ «Урал-4» рассчитывались нормированные автокорреляционные функции в предположении стационарности процесса. Выполненные расчеты показали, что практически каждый последующий импульс в выбранных реализациях независим, если измерять время корреляции на уровне 0,3. Естественно, что этот вывод полностью справедлив только для исследованных облаков и данной радиолокационной станции.

Кроме построения автокорреляционной функции, для каждой реализации рассчитывались следующие данные и характеристики:

а) среднее значение реализации

$$\overline{P} = \overline{10 \lg P_i} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} 10 \lg P_i \text{ дб} \cdot \text{вт},$$
(1)

где N—число импульсов в реализации;

б) дисперсия D_0 и функции плотности распределения вероятности W отраженных импульсов для стробирующих импульсов разной длительности;

в) максимум максиморум в реализации из N_j , равных 4, 8, 16, 32, 64 и 128 последовательным импульсам, взятым из общего числа N;

г) отклонения между максимум максиморумом для фиксированного числа последовательных импульсов реализации N_j и средним арифметическим значением всей реализации:

$$\Delta P_j = \max \cdot \max \{P_i\}_{N_j} - \overline{P}; \qquad (2)$$

д) распределение отклонений ΔP_j между средним арифметическим последовательных импульсов N_i , равных 4, 8, 16, 32, и сред-

ним арифметическим для 200 последовательных импульсов реализации:

$$\Delta P_{j} = \frac{1}{N_{j}} \sum_{i=1}^{N_{j}} 10 \lg P_{i} - \frac{1}{200} \sum_{i=1}^{200} 10 \lg P_{i}; \qquad (3)$$

 е) функция плотности распределения вероятностей величины P_i для разных стробирующих импульсов разной длительности:

$$W(P_{i\tau}) = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} 10 \lg P_{i\tau};$$
(4)

ж) плотности распределения вероятностей величины ΔP₈— разности между максимальным и средним арифметическим значением для восьми последовательных импульсов реализаций, полученной при записи сигнала от облака при вращении антенны:

$$\Delta P_8 = \max \cdot \max \{P_8\} - \frac{1}{8} \sum_{i=1}^{8} 101 \text{g} P_i.$$
 (5)

2. Оценка двух методов измерения \overline{P}

Известны два метода получения репрезентативной средней \overline{P} : непосредственно осреднение и оценка \overline{P} по максимальному значению сигнала $P_{i \max}$ или иначе по измеренному пиковому значению сигнала P_i в реализации.

Рассмотрим рис. 1 и 2. На рис. 1 нанесено изменение \overline{P} и $P_{i\max}$ практически по диаметру большого Cb, причем в каждом объеме \overline{P} и $P_{i\max}$ рассчитывались не менее чем по 200 значениям P_i , заре-



Рис. 1. Изменение в кучево-дождевом облаке средней мощности отраженных сигналов \overline{P} (дб вт) (кривая 1) и максимального значения сигнала $P_{i \max}$ (кривая 2). Обе характеристики получены по 200 импульсам (антенна неподвижная).

истрированным при неподвижной антенне (на оси абсцисс — растояние в километрах от ближнего к МРЛ-1 края Cb). На рис. 2 нанесено изменение $P_{i \max}$, \overline{P} и $P_{i \min}$ из восьми импульсов в Cb гри вращении антенны (на оси абцисс $K\theta$ — азимут в градусах, R постоянно). Простое сравнение хода \overline{P} и $P_{i \max}$ в облаках (рис. 1 и 2), полученное по экспериментальным данным, показывает, что на рис. 1 \overline{P} и $P_{i \max}$ связаны почти функциональной зависимостью (200 имп.) и изменение этих величин на рис. 2 (8 имп.) происходит практически синфазно.



Рис. 2. Изменение $P_i \max$ (кривая 1), \overline{P} (кривая 2) и $P_i \min$ (кривая 3) (дб · вт) из восьми последовательных импульсов, полученных от Cb при вращении антенны. Ось абсцисс — азимут в градусах (k0), расстояние от МРЛ постоянное.

Отсюда выборка максимума — очень заманчивый способ измерения \overline{P} , так как он реализуется технически проще, чем осреднение, и, кроме снижения динамического диапазона флуктуаций неосредненного сигнала, позволяет четко выявлять самые интенсивные области в штормовых Cb и не зависит при этом от размеров неоднородностей Z_{max} в Cb. Попробуем обсудить, используя экспериментальные данные, какой из методов и в каких пределах дает лучшуюточность при определении \overline{P} . За истинное среднее примем \overline{P} , рассчитанное по 200 независимым импульсам.

Для оценки точности необходимо найти закон распределения: и дисперсию D_0 для P_i по очень большой статистической совокупности. Хорошо известно, что распределение мощности P_i последовательных неосредненных флуктуирующих импульсов, отраженных от хаотически расположенных в импульсном объеме рассеивателей, подчиняется закону Релея.

Плотность вероятности W для $\lg P_i$ дается при этом следующим выражением:

$$W(\lg P_i) = \frac{P_i}{\overline{P}} \exp\left(-\frac{P_i}{\overline{P}}\right).$$
(6)

На рис. З приведен график для нормированной плотности распределения вероятности, построенный по 4200 последовательным



Рис. 3. Нормированная плотность распределения вероятности $W(\lg P_i)$. 1 — теоретический релеевский закон, 2 — экспериментальные данные.

импульсам, получен ным при регистрации в течение 14 сек. мошности отраженных 01 Сb сигналов ($\lg Z_{\max} =$ =3,5 мм⁶/м³) в стробе длительностью $\tau_{\rm crp} =$ =1 мксек. при неподвижной антенне МРЛ-1 Необходимо отметить что, как и в работе [9] для малых значений си гнала теоретическая (1) экспериментальная И (2) кривые не совпадают. Динамический диапазон сигналов (от -12 до + 10 дб вт) значительно уже, чем в [9]. где он изменяется от

—25 до +10 дб вт. Среднее квадратичное отклонение $\sigma = \sqrt{D_0}$ (рис. 3) равно 3,58 дб; оно является самым большим значением, отмеченным во всех наших измерениях. Тем не менее оно меньше σ из работы [9]. Там оно равно 5,6 дб. Возможно, это объясняется меньщим временем наблюдений — 14 сек. вместо 60.

Теоретическая оценка точности измерения величины \overline{P} производится по следующей формуле:

$$\pm \sigma_{\overline{P}} = \pm \frac{\sigma}{\sqrt{N_i}},\tag{7}$$

тде N_i — число импульсов, по которым оценивается среднее.

Чтобы получить экспериментальную величину $\sigma_{\overline{P}} = \sigma_{\Delta P_j}$, по формуле (3) были рассчитаны отклонения ΔP_j для числа импульсов N_j , равных 4, 8, 16, 32. Для каждого N_j рассчитывалось $\sigma_{\Delta P_j}$, причем число ΔP_j изменялось от 3500 для $N_j=4$ до 500 для $N_j=32$. Теоретические значения $\sigma_{\overline{P}}$ при $\sigma=3,58$ дб показаны на рис. 4 кривой 3 (левая ордината), экспериментальные же данные нанесены на ней отдельными точками. Из этого рисунка видно, что теоретические и экспериментальные значения $\sigma_{\overline{P}}$ практически совпадают. Для этого же экспериментального материала по формуле (2) определялись отклонения $\widetilde{\Delta P}_j$ для значений N_j , равных 4, 8, 16, 32, 64 и 128, и строились гистограммы распределений ΔP_j . При этом оказалось, что распределения $\widetilde{\Delta P}_j$ можно апроксимировать в первом приближении нормальным законом. При значительном увеличении числа импульсов N, из

которых происходит вы-Борка N_i, и определении среднего значения ΛP ширина распределения ΔP_i будет практически зависеть только от погрешности снятия ординат и погрешности ап- .. паратуры поимпульсной регистрации.

Из релеевского распределения следует, что при большом числе независимых импульсов (10^4-10^5) Рис. орди в реализации ΔP_j будет стремиться к постоянной величине, равной 9—10 дб. при В реальных измерениях (с учетом погрешностей) эта величина может вырасти до 11—12 дб (см. рцс. 1).



Рис. 4. Изменение ΔP_j (кривая 1, правая ордината) и $\sigma_{\Delta P_j}^{\sim}$ (кривая 2, левая ордината) в зависимости от числа N_j . Изменение $\sigma_{\overline{P}}$ при σ =3,58 дб (кривая 3, левая ордината) и $\sigma_{\Delta P}$ (крестиками) в зависимости от N_j , 4 — изменение $\sigma_{\overline{D}}$ при σ =5,6 дб.

На рис. 4 приведены значения $\widetilde{\Delta P}_j$ и $\sigma_{\underline{\Delta P}_j} = \sqrt{D_0}$ в зависимости от числа независимых импульсов $N_j(\overline{\Delta P}_j - \kappa p \mu baga 1, правая$ $ордината; <math>\sigma_{\overline{\Delta P}_j} - \kappa p \mu baga 2,$ левая ордината). Из этого рисунка следует, что с увеличением числа независимых импульсов в реализации величина $\overline{\Delta P}_j$ возрастает, а среднее квадратичное отклонение убывает. В частности, при $N_j = 128 \ \overline{\Delta P}_j = 7.4 \ \text{дб}, a \ \sigma_{20} = 1.6 \ \text{дб}.$

Аналитически эти кривые можно выразить эмпирическими уравнениями, полученными методом наименьших квадратов:

$$\overline{\widetilde{\Delta P}}_{j} = \frac{N_{j}}{0.9 + 0.13N_{j}}, \quad 4 \leqslant N_{j} \leqslant 128, \tag{8}$$

$$\sigma_{\Delta P_j} = 2,06 - 0,004N_j + 1,387 e^{-2 \lg N_j}, \quad 4 \le N_j \le 128.$$
(9)

Таким образом, пользуясь кривыми 1 и 2 (рис. 4) и формулами (8) и (9), можно оценить с 95%-ной достоверностью динамический диапазон ошибок измерения истинного среднего \overline{P} при использова нии метода выборки максимума. Этот диапазон выражается простой формулой:

$$\left(\Delta \widetilde{\widetilde{P}}_{j} \pm 2\,\sigma_{\Delta \widetilde{P}_{j}}\right). \tag{10}$$

При анализе различных распределений методом статистических испытаний в работе [10] было получено, что оценка \overline{P} по значениям $N_j < 10$ точнее при выборке максимума, чем при осреднении. Этот вывод нам не удалось подтвердить. Наоборот, из очевидного неравенства $\sigma_{\Delta P_j} < \sigma_{\Delta P_j}^{\sim}$, справедливого для $N_j \ge 4$ (кривые 2 и 3 рис. 4), на основе обширного экспериментального материала не-

обходимо сделать однозначный вывод: метод непосредственного осреднения дает большую точность измерения \overline{P} , чем выбор максимума.

Однако если предположить, что значение $\sigma_{\Delta P_j} = 2,5$ дб при $N_j = 4$ максимальное из всех возможных, а максимальное значение $\sigma = 5,6$ дб [кривая 4, рис. 4, рассчитанная по формуле (7)], то вывол работы [10] будет справедлив для $N_i \leq 5$.

В заключение необходимо добавить, что и аппаратура, созданная на основе метода непосредственного осреднения, будет обладать несравненно лучшей помехозащищенностью, чем созданная на основе метода выборки максимума.

3. Длительность строба и ее влияние на характеристики измеряемых величин **Р**

Необходимо отметить, что не все из рассмотренных закономерностей сохраняются, если длительность стробирующего импульса $\tau_{cтp}$ увеличивается и становится больше зондирующего τ_{30HA} . Поэтому рассмотрим влияние увеличения $\tau_{cтp}$ на характер распределений P_i , D_0 и \overline{P} .

Величина *P*, зафиксированная на ленте самописца [2], является максимальным значением из N^* импульсов, определяемых из соотношения $N^* = \tau_{\rm стp}/\tau_{\rm Зонд}$. Естественно, что при $\tau_{\rm стp} > \tau_{\rm Зонд}$ сужается динамический диапазон флуктуаций отраженных импульсов за счет повышения среднего значения сигнала в выстробированном объеме облака по сравнению со средним в импульсном объеме.

Это положение хорошо иллюстрируется рис. 5, на котором изображены разности между максимальным значением сигнала (в дб) из N импульсов и средним значением сигнала за то же число импульсов $N - \Delta P = (P_{i \text{ max}} - \overline{P})$ для трех стробов разной длительности (1; 6,6 и 16,6 мксек.), размещенных один внутри другого. Эта раз-

ность возрастает с уменьшением τ_{crp} . Кроме того, надо учесть, что- $P_{i \max}$ одно и то же для 2-го и 3-го стробов, в то время как среднее значение \overline{P} для них увеличивается с увеличением τ_{crp} . Для $\tau_{crp} =$ =1 мксек. (кривая 1) $P_{i \max}$ является более случайной величиной, нем для стробов 6,6 и 16,6 мксек., поэтому кривая 1 имеет такой причудливый характер и динамический диапазон ΔP почти в два раза больше, чем для строба 16,6 мксек. Из этого примера видно,



Рис. 5. Изменение $\Delta P(N)$ для стробов длительностью 1 мксек. (1), 6,6 мксек. (2) и 16,6 мксек. (3).

что измерения \overline{P} облака $\tau_{\rm стp} = \tau_{30\rm нд}$ носят более случайный характер, чем при $\tau_{\rm стp} > \tau_{30\rm нд}$, поскольку на измерения оказывают большое влияние выбор измеряемого участка облака и большая изменчивость процессов в таком объеме (для рис. 5, $\theta R = 300$ м), обусловленная турбулентностью и общим переносом. Характер отмеченных зависимостей сохраняется и в другие дни и сроки наблюдений.

При проведении измерений P, когда $\tau_{\rm стp} > \tau_{30Hд}$, часто существенную роль играет характер распределений P_i . В работе [4] показано, что уже при отношении $\tau_{\rm стp}/\tau_{30Hд}=2$ распределения апроксимируются не релеевским законом, а нормальным. Наши данныев общем подтверждают это положение.

На рис. 6 изображены теоретические (кривая 1) и экспериментальные (кривая 2) функции плотности распределения для разных. значений отношения т_{стр}/т_{вонд}.

Для случаев «в» и «г» результаты проверки этих распределений по критерию сходимости Колмогорова (11) показывают, что апроксимация экспериментальных распределений нормальным законом вполне удовлетворительна ($q\sqrt{N} \ge 0.68$):

$$q = \max |F^*(x) - F(x)|,$$
(11)

где $x = \frac{P_l - \overline{P}}{\sigma}$, $F^*(x)$ и F(x) — интегральная плотность вероят-

ности для экспериментального и теоретического распределений.

На рис. 6 а имеет место удовлетворительная апроксимация релеевскому закону. Сложнее обстоит дело с критерием сходимости

в случае на рис. 6 б. Здесь показана апроксимация и нормальным и релеевским законом. По критерию (11) не подходят оба, но экспериментальную кривую точнее отражает нормальный закон.

Все эти результаты необходимо учитывать при интерпретации данных.





Как уже отмечалось выше, оперативное измерение \overline{P} при $\tau_{cтp} = \tau_{30HA}$ может привести к избытку информации, большим порешностям из-за малого числа N и заметному влиянию на \overline{P} мноих случайных факторов, не характерных для протекания основных процессов в облаке. С другой стороны, можно измерять \overline{P} , осредняя независимые импульсы в объеме, большем чем импульсный ($\tau_{cтp} > \tau_{30HA}$).

Определим оптимальный размер стробирующего импульса, удовлетворяющего одновременно нескольким требованиям:

1) количество независимых импульсов N_j для определения \overline{P} при оперативном режиме работы МРЛ должно быть достаточным;

2) величина \overline{P} в объеме измерения, т. е. учет размеров неоднородностей Z_{max} в штормовых Cb, должна быть неизменной:

3) необходимо учитывать ширину диаграммы направленности антенны МРЛ и соответственно объем измерения на минимальном и максимальном расстояниях, на которые будет действовать система измерений \overline{P} ;

4) должна быть возможна техническая реализация метода измерения \overline{P} .

Общее число импульсов, участвующих в измерении \overline{P} в объеме, образованном τ_{crp} и θ , равно

$$N'_{j} = \frac{\Delta R}{\tau_{30HL}} \frac{\theta f}{\omega}, \qquad (12)$$

где f — частота посылок МРЛ. ω — скорость вращения антенны в об/мин., $\Delta R = \frac{h}{2} \tau_{crp}$.

Строго говоря, не все импульсы N'_{j} являются независимыми и вообще $N'_{j} > N_{j}$. Однако при f, равном 200—300 гц, и $R \ge 40$ км практически (по нашим данным) каждый отраженный импульс P_{i} независим.

По формуле (7) при $N_j=25 \sigma_{\vec{p}}=1,12 \, \text{дб};$ при $N_j=36 \sigma_{\vec{p}}=0,935 \, \text{дб}.$ Полученные таким образом значения $\sigma_{\vec{p}}$ меньше, чем погрешности всех известных генераторов стандартных сигналов (минимальное из которых 2 дб), применяемых для калибровок МРЛ. Поэтому можно считать с учетом независимости импульсов, что должно выполняться неравенство:

$$25 \leqslant N_i \leqslant 3\theta. \tag{13}$$

Пределы неравенства (13) могут иметь и несколько другие значения: его правая часть может быть увеличена в несколько раз, а левая уменьшена, но не больше чем на 5—10 независимых импульсов. Однако оптимальные значения N_j должны, на наш взглял лежать в указанных неравенством (13) пределах.

Если $\omega = 3 \div 6$ об/мин., $f = 200 \div 300$ гц, а $\theta = 1 \div 2^\circ$, то $\Delta R \sim \tau_{crp} \approx (1 \div 4)$ $\tau_{30hд}$. Учитывая отмеченное выше, можно принять оконча тельно, что в режиме штормоповещения

$$\tau_{\rm crp} \approx (2 \div 4) \, \tau_{\rm 30Hg}. \tag{14}$$

При штормоповещении и проведении активных воздействий осо бую роль играет репрезентативность измерений средней величины отраженного сигнала от незначительной по объему части облаказоны максимальной отражаемости Z_{max} или, иначе, радиолокацион ного «ядра». При некоторых алгоритмах обработки P_i могут по явиться ошибки в измерении Z_{max} за счет несоответствия размеро «ядра» и размеров строба (требование 2). Поэтому для определе ния характерных масштабов зон Z_{max} и их возможной интерпре тации обработаны фотоснимки с ИКО МРЛ-1 при введении ступен чатой аттенюации. В результате были получены данные о размера неоднородностей сигнала в радиальном направлении на уровне 5 к 10 дб от максимального значения отраженного сигнала $P_{i\max}$ в вы бранном облаке на расстояниях от 10 до 100 км. Однако в данных обработанных таким образом, имеются большие погрешности, вы званные особенностями прохождения сигнала через приемный тракт МРЛ и их регистрации. Для оценки таких погрешностей был про делан специальный эксперимент.

Подаваемые на вход видеоусилителя ЭЛТ и через направленный ответвитель МРЛ одиночные импульсы фиксированной длительности и амплитуды проходили через систему «изо — эхо» и фотографировались. После обработки (измерение размера в радиальном направлении) была установлена степень искажения пространственных размеров сигнала от реальной цели. Заметим, чтс применяемые в МРЛ электронно-лучевые трубки реагируют даже на один приходящий импульс. На рис. 7, по одной оси которого отложена длительность стандартного сигнала в мксек., а на другой диаметр D измеренного в радиальном направлении пятна на ИКО в километрах, видно, что кривые 2 и 3 (видео- и высокочастотные импульсы) при всех длительностях входного сигнала практически на постоянную величину превышают ожидаемую без искажений кривую 1.

После введения в экспериментальный материал соответствующих поправок были построены гистограммы распределения (по 250 точек в каждой) диаметров зон Z_{max} на уровне 5 и 10 дб от P_{imax} (рис. 8). Кривые имеют различный характер. Для уровня 5 дб это зависимость e^{-D} с наибольшей повторяемостью размеров от 150 до 300 м, для уровня 10 дб кривую можно апроксимировать зависимостью типа $AD^{b}e^{-CD}$, а наибольшая повторяемость размеров зон находится от 1 до 2 км.

Для возможной метеорологической интерпретации таких зон использовались экспериментальные данные, полученные с au_{crp} =



Как известно [5], горизонтальные размеры восходящих и нисхо дящих потоков внутри облака изменяются от нескольких метров до 3—5 км. Так называемые мезомасштабные (конвективные) потоки, имеющие в поперечнике от 200 м до 5 км, наблюдаются в облаке в виде струй (не более 10—12) и заполняют не более 30—50%



Рис. 9. Гистограмма распределения ΔР_д разности между максимальным значением сигнала из восьми и средним. Данные получены при вращении антенны. его объема, а их максимальные скорости достигают 30—35 м/сек. По мнению [5], восходящие «мезомасштабные» конвективные потоки возникают в основном вследствие освобождающейся выше уровня конденсации скрытой теплоты фазовых переходов воды, а нисходящие — в основном из-за эффекта «увлечения» воздуха элементами осадков.

Поэтому, вероятно, можно интерпретировать размеры устойчивых неоднородностей Z_{max} в Cb («ядер»), превышающие 300 м, на уровне 5 и 10 дб от $P_{i max}$, как размеры зон повышенной концентрации крупных частиц (диаметр которых намного больше 100 мкм), связанных с такими конвективными потоками.

Наши наблюдения показывают, что с ростом степени «опасности» конвективного облака (переход от ливневого к грозовому или градовому) увеличиваются горизонтальные и вертикальные размеры не только всего облака, но и зоны Z_{max}. Поэтому из размеров неоднородностей Z_{max} на уровне 10 дб (см. рис. 8) и неравенства (13) следует, что для неискаженной оценки процессов в облаках по величине Z_{max} размер строба может быть выбран равным 1-2 км. Размеры неоднородностей Z_{max} в облаках естественно считать одинаковыми и в радиальном, и в тангенциальном направлениях. Тогда, с точки зрения характерных размеров Z_{max}, объем измерения должен представлять собой куб со стороной 1-2 км.

Однако особенность радиолокационных данных об облаках такова, что с увеличением расстояния R от МРЛ до исследуемого облака уменьшается количество информации на единицу его объема. Чтобы уменьшить потери информации и иметь возможность перейти от автоматически полученных данных к ручным, объем измерения должен быть переменным и равным $\frac{\pi}{4}$ (θR)² τ_{crp} при оптимальном размере $\tau_{crp} = 1 \div 2$ км.

Метод и способы технической реализации измерения *P* (аналоговый, цифровой, аналого-цифровой) и требуемый ими темп поступления информации должны окончательно устанавливать верхний (2 км) или нижний (1 км) предел длительности строба. Если способ и метод измерения \overline{P} в принципе могут быть едиными для всех задач, то логика обработки измеренных \overline{P} будет существенно различна для штормоповещения, измерения осадков, работ по активным воздействиям и оценки их эффекта. Она будет зависеть от выбранной модели процессов в облаках и полученных на основе экспериментальной проверки модели «опасного» облака алгоритмов и критериальных величин «опасности».

В штормоповещении [6] такими критериями могут быть максимальная высота радиоэхо H_{\max} , Z_{\max} и $Z_{\max}(H)$, т. е. ход максимальной отражаемости с высотой. При активных воздействиях на град, по методике [7], ими являются $Z_{\max}(H)$, H_{\max} , точные координаты и вертикальный размер зоны Z_{\max} . При активных воздействиях на градоопасные Cb, по методике ВГИ [8], требуются данные об H_{\max} и об абсолютной величине разности ΔZ_{\max}^* , ее точных координатах и протяженности зоны $\Delta Z_{\max}^* = Z_{\max}$ (10 см) — Z_{\max} (3,2 см).

Динамический диапазон сигнала, отвечающий критерию «опасности», может быть гораздо меньше диапазона принимаемых сигналов и может занимать небольшую его часть. Можно повысить точность измерения сигнала в той части диапазона, где критерий неоднозначен, применяя, например, неравномерную шкалу измерений.

При проверке пригодности различных моделей радиолокационной структуры градовых и грозовых Cb, оценке эффекта активных воздействий и измерении интенсивности и количества выпавших осадков необходимы данные о распределении Z во времени и по заданной территории или объему облака и ее интегральные характеристики.

Логика обработки должна обеспечивать надежные и сопоставимые для рассматриваемого процесса и исследуемого объема пространства результаты. Например, при представлении радиолокационных данных в декартовой системе координат величина θR_{\max} для данного типа радиолокатора будет определять минимальный размер ячейки представления. Отсюда же описание хода $Z_{\max}(H)$ должно быть дано числом уровней, не превышающим величину $H_{\max}/\theta R_{\max}$, где R_{\max} (максимальный радиус действия МРЛ) будет зависеть (при R > 100 км) и от рефракции радиоволн в атмосфере. Любое увеличение числа уровней сверх указанного приведет к неоправданному увеличению количества информации и усложнит сопоставимость данных.

При штормоповещении выбор самого большого значения Z_{max} , характеризующего только один объем измерения, и распространение этого значения на весь слой облака без учета занимаемого им фактического объема может привести к ложным выводам о процессах в облаке и его опасности. Однако учет таких закономерностей

предполагает получение радиолокационных данных об облаке, несколько отличных от общепринятых в настоящее время. Эти данные нуждаются в отработке соответствующих критериев.

Эти краткие соображения о логике обработки позволяют сделать вывод, что при создании универсальной системы обработки радиолокационной метеорологической информации лучшей будет система, созданная на основе аналого-цифрового способа. Применение даже небольшого цифрового вычислительного устройства в такой системе дает практически неограниченные возможности в выборе методов анализа информации. Поэтому снижение темпа поступления информации аналоговым способом и дальнейшая обработка информации цифровым позволяет одновременно решаты несколько задач. Но, к сожалению, как всякая универсальная система, она может быть слишком дорогой и громоздкой для решения какой-нибудь одной конкретной задачи.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Атлас Д. Успехи радарной метеорологии. Пер. с англ. Гидрометеоиздат Л. 1967.
- 2. Зотов В. К., Федоров А. А. Аппаратура для поимпульсной регистрации сигналов, отраженных от метеообразований. См. настоящий сборник.
- 3. Сальман Е. М. и др. Аппаратура и метод оперативного получения радиолокационной метеорологической информации об облаках, облачных системах и опасных явлениях. Тр. III Всес. совещ. по радиолокационной метеорологии. Гидрометеоиздат, М., 1968.
- 4. Горелик А. Г., Черников А. А. Изучение турбулентности в облаках ра-
- диолокационным методом. Тр. ЦАО, вып. 31, 1959. 5. Шметер С. М., Силаева В. И. Вертикальные потоки внутри кучево-дож-девых облаков. Метеорология и гидрология, № 10, 1966. 6. Сальман Е. М., Гашина С. Б. Локализация осадков и грозоопасных
- зон по их радиолокационным характеристикам. Тр. ГГО вып. 217, 1967.
- 7. Бичиашвили А. Д. [и др.] Некоторые характеристики радиолокационных отражений от ливневых осадков и града. Тр. Всес. науч. совещ. по активным воздействиям на градовые процессы. Тбилиси, 1964. 8. Сулаквелидзе Г. К. Ливневые осадки и град. Гидрометеоиздат, Л., 1967.
- 9. Lhermitte R. M., Kessler E. Estimation of average intensity of precipita-
- tion targets. Proc. 12-th Weather Radar Conference, Norman, 1966.
 S mith P. L, Jr. Interpretation of the fluctuating echo from randomly distributed scatterers. Proc. 12-th Weather Radar Conf., 1966.
 Marshall I. S. and Hitschfeld W. The interpretation of the fluctuating
- echo from randomly distributed scatterers. Part I, Canadian Journal of Physics, 1953.

Г.Б.БРЫЛЕВ, А.Г.ЛИНЕВ А.А.ФЕДОРОВ

ПОГРЕШНОСТИ РАЗЛИЧНЫХ СПОСОБОВ ИЗМЕРЕНИЯ СРЕДНЕЙ МОЩНОСТИ РАДИОЭХО ОБЛАКОВ

На основе результатов нашей статьи [1] и экспериментальных данных попробуем сопоставить точности различных методов и способов определения средней мощности отраженных от облаков сигналов \overline{P} , применяемых в оперативной практике, и отражаемости Z. При анализе ошибок будут использованы синхронные измерения \overline{P} в кучево-дождевых облаках на МРЛ-1 с помощью ступенчатой системы «изо — эхо» [2], аппаратуры поимпульсной регистрации отраженных сигналов [3] и макета аппаратуры автоматизации [4]. Поскольку измерение \overline{P} возможно как аналоговыми, так и цифровыми устройствами, анализ ошибок позволит рекомендовать способ взаимной проверки и эталонный метод для измерения \overline{P} .

Измерение *P* обычно производится по следующим алгоритмам. 1. Аналоговый способ, осреднение на участке развертки ∆*R* за *n* посылок (многостробный аналоговый интегратор [6]):

$$\overline{P} \sim \overline{U}_{\text{Bbix}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \int_{R}^{R+\Delta R} U_{\text{Bx}}(t) dR, \qquad (1)$$

$$n = \frac{\Delta R}{\tau_{30H\pi}} \quad \frac{\theta f}{\omega},\tag{2}$$

где $U_{\rm BX}$ — напряжение на выходе логарифмического приемника и на входе измерительной системы, $U_{\rm BMX}$ — напряжение на выходе аналогового измерительного устройства, ω — угловая скорость вращения антенны, f — частота посылок радиолокационной станции, τ_{30HA} — длительность зондирующего импульса, ΔR — длительность стробирующего импульса, R — расстояние до выстробированного участка облака от начала развертки, θ — ширина диаграммы направленности антенны.

Напряжение $U_{\rm BX}$ связано с мощностью P_i на входе приемника через коэффициент пропорциональности K соотношением

$$U_{\rm BX} \approx K \lg P_i, \tag{3}$$

2. Аналого-цифровой способ включает осреднение в стробе квантование и осреднение по времени [4].

а. Осреднение в стробе длительностью тетр:

$$U'_{\rm BMX} = \frac{1}{\tau_{RC}} \int_{0}^{\tau_{\rm CTP}} U_{\rm BX}(t) dt, \qquad (4)$$

где τ_{RC} — постоянная времени интегратора, определяемая отноше нием $\tau_{CTD}/\tau_{RC} \leqslant 0,1$.

б. Квантование (преобразование в цифру):

$$U'_{\rm BMX} = a_i q \pm \eta q, \tag{5}$$

где q — шаг квантования, a_i — код, соответствующий величине входного сигнала, $\eta = 0 \div 0,5$.

в. Осреднение по времени и величина сигнала на выходе измерительной системы:

$$\overline{a} = \frac{\omega}{\vartheta_f} \sum_{i=1}^{\frac{\vartheta_f}{\omega}} a_i.$$
(6)

Таким образом, общий алгоритм аналого-цифрового способа без учета ошибки квантования η будет записан в следующем виде:

$$\overline{a} = \frac{\omega}{\theta f} \sum_{i=1}^{\frac{0}{\omega}} \frac{1}{\tau_{RC}q} \int_{0}^{\tau_{CTP}} U_{\text{BX}}(t) dt.$$
(7)

3. Выбор максимума из *n* независимых импульсов

$$P_{i\max} \sim U_{i\max} = \max \cdot \max \{U_i\}_n. \tag{8}$$

Выбор максимума лежит в основе работы аппаратуры поимпульсной регистрации [3] и системы «изо — эхо» [2]. Принятая в оперативной практике система «изо — эхо» со ступенями 5 дб основана на принципе порогового ограничения видеосигнала снизу. Сигналы, превосходящие порог, в дальнейшем усиливаются и поступают на электронно-лучевую трубку ИКО.

При неподвижной антенне и достаточном времени наблюдения система «изо — эхо» измеряет максимальное значение в распределении мощности отраженных сигналов в облаке или его части, которое на 9—11 дб превышает \overline{P} . При вращении антенны число независимых импульсов, участвующих в измерении \overline{P} , колеблется от 30 до 50. Измеренное таким сбразом P тоже превышает \overline{P} ,

и с 95%-ной достоверностью можно считать, что величина этого превышения ($6,4\pm3,8$) дб определяется равенством, приведенным в работе [1].

В аппаратуре поимпульсной регистрации максимум выбирается из отраженных сигналов, создаваемых частицами облаков в объеме пространства, ограниченном шириной диаграммы направленности θ и длительностью стробирующего импульса т_{стр}.

При сравнении результатов измерений одной и той же величины несколькими методами можно, во-первых, анализировать отдельно абсолютные погрешности измерений относительно эталонной или теоретически рассчитанной величины, во-вторых, получить экспериментальную функцию распределения разностей измерений одной величины двумя методами и объяснить наблюдаемый диапазон расхождений. Оба подхода имеют свои достоинства и недостатки, но так или иначе отвечают на вопрос, поставленный в статье.

В первом случае сравниваются все методы измерения \overline{P} , выраженные алгоритмами (1)—(8), относительно истинного среднего значения \overline{P} , определенного не менее чем по 200 отраженным импульсам; во втором случае непосредственно измеряется интенсивность радиоэхо от одного и того же объема облака и по результатам строится функция распределения разностей показаний сравниваемых методов измерений.

Для анализа погрешностей в качестве исходных принимались данные, полученные при поимпульсной регистрации [3] радиоэхо кучево-дождевых облаков на аппаратуре МРЛ-1 стробом длительностью 6,6 мксек. при круговом вращении антенны со скоростью 6 об/мин. и на расстояниях от 15 до 100 км. Это наиболее полные и достоверные данные (погрешность за счет калибровки и снятия ординат $\pm 0,7$ дб на линейном участке амплитудной характеристики) для поставленной нами задачи. Чтобы оценить диапазон ошибок, вызванных осреднением по пространству и квантованием [формулы (5) и (6)], был проделан численный эксперимент. Данные для этого эксперимента обрабатывались следующим образом:

1) ряд последовательных во времени значений отраженных сигналов P_i разбивался на группы по восемь импульсов;

2) затем выбиралось максимальное значение сигнала $P_{i \max}$, в этой группе и определялось $\overline{P_8}$ — среднее значение мощности отраженных сигналов в децибелах;

3) одновременно имитировалась работа аналого-цифрового преобразователя и сумматора [4] [формулы (5) и (6)].

Шаг квантования q принимался равным 5 и 10 дб (т. е. тот же, что и в [4]), а осреднение $\overline{P_8}$ происходило с округлением и без округления остатка от деления.

В результате обработки получены характеристики распределения разностей между максимальным из восьми и средним по восемь $\Delta P_1 = P_{i \max} - \overline{P_8}$; $\Delta P_2 = P_{8\pi3} - \overline{P_8}_q$; $\Delta P_3 = P_{i \max} - \overline{P_8}_q$; $\Delta P_4 = \overline{P_8} - \overline{P_8}_q$, где $P_{\pi3}$ значение мощности, которое было бы

							g=10 z	 19			₫ - 5 J	2		d=2	NO C OR	(Jraen	e K
(p. a6 a)) ا	(9	XBM; d	• <u>d</u>	^{£и} đ	$\overline{P}_{\mathrm{aq}}$	ΔPs	•d⊽	• ⊿⊽	P _{eq}	٩٥	*d⊽	*d∀	p.	ÅP.	•d⊽	'd⊽
40 30 30			42	40,7	46	37	8	9	3,7	40	. ນ	63	0,7	¢	د	5	0.7
40 30 أ			36	%	40	37	 	7	1	35	`ص	· 🚚		x	ъ.		0
40 30 [42	40,1	45	37	~	сл	3,1	x	10	7	5,1	40	о г.	6	0,1
40 [[[[[[[[[[[[[[[[[[[49	44	50	37	13	12	~	4	10	6		\$	່ນ		· 1
40 30[[44	42,1	45	37	ø	7	5,1	40	0	*	2,1	45		ī	-2,9
30 [[[]]]			40	33	40	27	13	13	Ŷ	30	10	10	<i></i>	ĸ	ы	Ω.	ពី
40 [] 40 30 [] 111		- Lull	43	316	45	27	18	, 16	4,6	8	15	13	1,6	ŝ	15	13	1,6
а — реализация Сига	Ри из восьми п изла на выход	ю. 1. Возник юследовательн е крантовател	сновен ых вмі я с ша	NG OLI TYABOOR From 10	ибок , пол дб: 6	при и ученная — амля	ЗМЕРЕН) при по игуда с	ны Р импул ягналя	paan benefi a ha b	ИЧНЫМ) регнотр ыходе к	И СПОС(ации п вантова	обамв ри вр теля	г. Віфенн С Шаго	, Нантен М.Бдб.			INTYA

измерено системой «изо — эхо» со ступенью 5 дб, $\overline{P_{8q}}$ — среднее по формулам (5) и (6) с шагом квантования q, равным 5 или 10 дб.

Для иллюстрации возникновения характерных значений ΔP приведены семь отдельных реализаций (рис. 1), зафиксированных в стробе длительностью 6,6 мксек. при вращении антенны в разных Cb. В столбце «а» приведены восемь последовательных во времени значений сигнала P_i . Для наглядности отложены только





превышения сигналов порогового значения (оно указано для каждой группы); в столбце «б» и «в» приведены значения интенсивности каждого из восьми импульсов, полученные при измерении с шагом квантования 10 дб («б») и 5 дб («в»).

В таблице на рис. 1 приведены для каждой реализации $P_{i \max}$. $\overline{P_8}$, P_{μ_3} , ΔP_2 , ΔP_3 и ΔP_4 при разных шагах квантования с округлением и без него. Из рисунка видно, что любая обработка сигнала без округления чревата неоправданно большими ошибками.

Результаты расчетов 700 значений ΔP приведены на рис. 2, 3 и 4. На рис. 2 дается гистограмма распределения $\Delta P_4 = \overline{P_8} - \overline{P_{8q}}$. Из графика (кривая 1) видно, что при квантовании сигнала через 5 дб и осреднении с округлением ΔP_4 лежат в пределах от —3,5 до 3,5 дб. Отсутствие округления расширяет, естественно, динамический диапазон P_4 от —1,5 до 6,5 дб и сдвигает вправо максимум распределения (кривая 2). Увеличение шага квантования до 10 дб (кривая 3) увеличивает диапазон ΔP_4 до 12 дб. Характеристики этих распределений следующие: кривая $1 - \Delta \overline{P_4} = 0$, дисперсия $\sigma^2 = 2,84$ дб²; кривая 2 — $\Delta \overline{P_4} = 2,3$ дб, $\sigma^2 = 2,64$ дб²; кривая 3 — $\Delta \overline{P_4} = 3,86$ дб, $\sigma^2 = 9,46$ д5².

На рис. З показаны гистрограммы распределений $\Delta P_3 = P_{i \max} - \overline{P_{8q}}$. Диапазон ΔP_3 при квантовании через 10 дб и осреднении без округления лежит в пределах от —1 до 15 дб (кривая 1).



I) $P_{i \max} - P_{8q}$, q = 10 AG; 2) $P_{i \max} - \overline{P_{8q}}$, q = 5 AG; 3) $P_{i \max} - \overline{P_{8q}}$, q = 5 AG c округлением; 4) $P_{i \max} - \overline{P_{8}}$. Уменьшение шага квантования до 5 дб сужает динамический диапазон ΔP_3 (от 1 до 11 дб) (кривая 2). Применение округления остатка сдвигает распределение ошибок влево (от —1 до 9 дб) (кривая 3). По своим параметрам кривая 3 приближается к кривой 4, характеризующей гистограмму распределения ΔP_1 .

На рис. 4 показано распределение отклонений $\Delta P_2 = P_{8и3} - P_{8q}$. Распредеимеет дискретный ление характер, обусловленный шагом квантования обоих методов. Из этого графика видно, что среднее зна- ΔP_2 уменьшается с чение уменьшением шага квантования и с применением округления при осреднении. Среднее значение ΔP_2 при шаге квантования 10 дб равно 8,53; при q= =5 дб оно равно 5,3 дб; при q = 5 дб сокруглением оно составляет 3,5 дб.

Таким образом, чис-

ленный эксперимент помог установить диапазоны ΔP при разных шагах квантования и при осреднении с остатком и без остатка, а также вид распределения ΔP .

Однако при построении этих кривых не удалось учесть дальнейшую логику обработки измеренных сигналов. Эта логика, заключающаяся в выборе максимума максиморума из $\overline{P_{sq}}$, которые относятся к одной ячейке представления [4], должна несколько видоизменить распределения на рис. 4. Однако при сравнении данных, полученных одновременно на макете аппаратуры

[4] и системе «изо — эхо» для 120 зон Cb, динамический диапазон ΔP_2^* оказался больше, чем на рис 4. Эти данные приведены на рис. 5. Кривая 1 здесь характеризуется следующими величинами: $\Delta \bar{P}_2^* = 8,3$ дб и $\sigma_{\Delta P_2^*} = \pm 4$ дб; кривая $2 - \Delta \bar{P}_2^* = 14,6$ дб и $\sigma_{\Delta P_2^*} = \pm 5$ дб.

Таким образом, очевидно, что величины \overline{P} , измеряемые макетом аппаратуры [4], зависят от величины объема измерения и формы импульса в стробе.

Таблица 1

۵Р ₂ дб	Размеры не	однородностей 2	тах на уровне 5	дб от Р _{ітах}
	<1 км	1-2 км	2-4 км	>4 км
50	5	3	2	2
0—5	9	6	4	·
510	33	17	7	4
10-15	9	3	-	
15-20	15	1	— ·	
Σ	71	30	13	6
			1	

Величина ΔP^* в зависимости от размеров Z_{max}

В табл. 1 показана зависимость ΔP_2^* от формы импульса в стробе. В этой таблице приведены данные о размерах неоднородностей Z_{\max} на уровне 5 дб от $P_{i\max}$ в тех кучево-дождевых облаках, для которых измерялось одновременно и ΔP_2^* . Зная размеры зон неоднородностей Z_{\max} на уровне 5 и 10 дб от $P_{i\max}$, мы можем более реально судить о форме импульса в стробе.

С уменьшением размера неоднородности Z_{max} растет и величина ΔP_2^* . Необходимо отметить, что для ΔP_2^* , равных $15 \div 20$ дб, размеры Z_{max} меньше 1 км и на уровне 10 дб от $P_{i \text{ max}}$. Эти факты заставляют внимательно отнестись к операции осреднения в стробе.

Учитывая размеры зон Z_{max} , приведенные в [1], и формулы (4), можно рассчитать ошибки, возникшие за счет такого осреднения. По нашему мнению, ошибки возникают из-за различия формы импульсов, применяемых при калибровке и измерении \overline{P} , от реальных метеоцелей.

При калибровке применяется прямоугольный импульс с длительностью, равной или большей стробирующего ($\tau_{\text{нал}} > \tau_{\text{стр}}$), и с фиксированной амплитудой U_0 . Измеряемый же сигнал может значительно отличаться от прямоугольного.

При оценке погрешности для простоты предположим, что вырезка приходящего от реальной цели сигнала прямоугольная, но ступенчатая со ступенькой $\Delta U = U_0 - U_1$ и длительностью


$\Delta \tau = \tau_{crp} - \tau_1$. Рассчитаем на выходе интегрирующей *RC*-цепочки разность между U_0 прямоугольным и $U_0 = U_1 + \Delta U$. Подставляя значения U_0 под интеграл [формула (4)], разлагая в ряд и пренебрегая членами второй степени малости, получим следующую формулу для оценки погрешности:

$$\frac{U_1 + \Delta U}{U_0} = 1 - \frac{\Delta U}{U_0} \left(1 - \frac{\Delta \tau}{\tau_{\rm crp}} \right). \tag{9}$$

Величина погрешности будет зависеть от соотношения между $\Delta U/U_0$ и $\Delta \tau/\tau_{\rm стр}$. Естественно, в силу принятых предположений погрешность, рассчитанная по формуле (9), будет завышена. Переходя к реальной ампли-

тудной характеристике приемника МРЛ, получим величину погрешности сразу в децибелах.

На рис. 6 приведены гистограммы распределения погрешностей, рассчитанных по формуле (9), для размеров неоднородностей Z_{max} на уровне 5 и 10 дб от P_{imax} (облака те же, что и на рис. 5) для $\tau_{cтp}$, равного 6,6 и 16,6 мксек. (1 и 2,5 км).

Из этого рисунка следует, что погрешности резко возрастают с увеличением длительности строба и уменьшением размера зоны Z_{max} . Увеличение $\tau_{cтp}$ приводит даже к изме-





нению характера распределения погрешностей. Разности между средними значениями распределений на рис. 5 и 6 примерно равны.

Сравнивая рис. 4, 5 и 6, видим, что возникающие при осреднении по пространству ошибки (см. рис. 6), накладываясь на ошибки, сопровождающие процесс осреднения по времени (см. рис. 4), объясняют полученное экспериментально среднее значение и дисперсию расхождений между двумя способами измерений (см. рис. 5).

Оценим абсолютные погрешности измерения \overline{P} по алгоритмам (1), (7) и (8). В качестве истинного среднего возьмем \overline{P} , определенное по 200 независимым импульсам.

А. Выбор максимума максиморума реализации Р_i имеет ту

особенность, что устойчивость связи измеренного $\overline{P}_{i\max}$ с \overline{P} будет определяться количеством независимых импульсов, из числа которых выбирается $P_{i\max}$. Как следует из [1], при числе импульсов 128 с достоверностью 95% $P_{i\max}$ превышает \overline{P} на величину, равную (7,4±3,2)дб. С уменьшением количества импульсов отмеченная связь становится менее определенной.

Б. Осреднение по времени и пространству (1) при оптимальном размере строба позволяет оценить точность измерения \tilde{P} с 95,5%-ной достоверностью по формуле

$$\pm 2 \, \sigma_{\overline{P}} = \pm \frac{2 \, \sigma}{\sqrt{n}}, \tag{10}$$

тде о — среднее квадратичное отклонение для неосредненных импульсов.

При о, равной 5,6 дб, и *n*, определяемом параметрами МРЛ-1, получим $\pm 2 \sigma_{\overline{p}} = \pm \frac{11,2}{\sqrt{25}} = \pm 2,24$ дб.

В. Для оценки погрешности метода выбора $P_{i \max}$ в стробе с последующим осреднением (один из вариантов работы аппаратуры [3] при $\tau_{\rm стр} > \tau_{30Hд}$) необходимо учесть алгоритм обработки. Выбор максимума происходит из $\Delta R/\tau_{30Hd}$ независимых импульсов, а осреднение по $\theta f/\omega$ импульсам. Например, выбор $P_{i \max}$ из четырех импульсов и дальнейшее осреднение по восьми позволяет пооперационно по результатам [1] оценить \overline{P} с 95,5%-ной достоверностью. Выбор максимума из четырех дает $\pm 2\sigma = \pm (2,9+5)$ дб; осреднение по восьми импульсам $\pm 2\sigma_{\overline{P}} = \pm \frac{5}{\sqrt{8}} = \pm 1,76$, результирующая же равна ($2,9\pm1,76$) дб. Таким образом, с 95,5%-ной достоверностью измеренное этим способом \overline{P} будет отличаться от истинного \overline{P} на величину, изменяющуюся от 1,14 до 4,66 дб.

Г. Общую абсолютную погрешность $\sigma_{(7)}^2$ алгоритма (7) найдем последовательно. Сначала определим погрешности σ_n^2 за счет осреднения в стробе по формуле (10), а затем σ_q^2 погрешности квантования и осреднения с округлением и без округления остатка от деления (см. рис. 2). Отсюда $\sigma_{(7)}^2 = \sigma_n^2 + \sigma_o^2$.

Для всех рассмотренных способов измерения P в табл. 2 собраны общие погрешности, полученные с 95,5%-ной достоверностью относительно истинного \overline{P} . Отметим, что величина σ =5,6 дб, принятая для расчета (табл. 2), дает максимальное значение общей погрешности, поскольку в каждом отдельном случае измерений σ может быть меньше. Из этой таблицы следует, что лучшим способом измерения \overline{P} , с точки зрения ожидаемых погрешностей, является осреднение по времени и пространству [формула (1)].

По нашему мнению, эталонным методом проверки может считаться метод поимпульсной регистрации с помощью нескольких по-

.74

Таблица 2

Таблица ошибок измерений средней мощности отраженных сигналов \overline{P} для 32 независимых импульсов

Метод измерения	Общая погрешность измерений \widetilde{P} относительно истинного \overline{P} (дб)
Выбор максимума максиморума из 32 незави- симых импульсов:	
без квантования,	$6, 2 \pm 4$
квантование через 5 дб ("изо—эхо")	$6,2\pm5,3$
квантование через 10 дб	$6,2 \pm 7$
Выбор максимума в стробе из четырех импуль- сов с дальнейшим осреднением по восьми Осреднение по времени и по пространству:	$2,9\pm1,76$
неосредненный (один импульс),	\pm 11,2
по 32 импульсам,	$\pm 2,0$
квантование через 5 дб и осреднение без округления,	2,3±3,92
квантование через 10 дб и осреднение без округления,	3 ,8 6±6 ,48
квантование через 5 дб и осреднение с округ- лением	± 3,92

следовательно подсоединенных стробов с длительностью $\tau_{\text{стр}} = \tau_{30\text{ нд}}$. Общая протяженность стробов должна перекрывать протяженность объема измерения проверяемого метода. Это позволит учесть неоднородности Z_{max} и измерить \overline{P} с наименьшими погрешностями.

В тех случаях, когда необходима точность измерения не \overline{P} , а Z, можно воспользоваться уравнением для $\lg Z$ (в децибелах) [5]:

$$\log Z = (\overline{P_r}/P_{\rm m}) - \Pi_{\rm M} + 20 \lg R, \qquad (11)$$

где $\Pi_{\rm M}$ — реальный метеорологический потенциал МРЛ в $\frac{\rm д6 \cdot {\rm KM}^2}{{\rm MM}^6/{\rm M}^3}$; отношение сигнал/шум ($P_r/P_{\rm III}$) в децибелах; R — расстояние до метеообразования в километрах.

Дисперсия σ_Z^2 общей погрешности определения Z дается следующей формулой:

$$\sigma_{\lg Z}^2 = \sigma_{\overline{P}}^2 + \sigma_{\Pi_M}^2 + \sigma_{20 \lg R}^2 \,. \tag{12}$$

В формулах (11) и (12) каждая из компонент определяется не-зависимо.

При калибровке МРЛ по точечной цели максимальная погрешность определения $\Pi_{\rm M}$ или Зо составляет ±3 дб. Максимальная

погрешность определения $20 \lg R$ зависит от принятого способа введения коррекции на расстояние — аналогового или цифрового, можно принять, что для этой операции $3\sigma_{20 \lg R} = \pm 3$ дб.

 $-{
m B}$ -зависимости от метода и способа измерения \overline{P} из табл. 2 можно получить значения погрешностей $\sigma_{\overline{D}}^2$; например, при измерении \overline{P} с квантованием P_i через 5 дб и осреднением с округлением Зσ=±6 дб. Для этого случая по формуле (12) получим, что σ²_{1α z} = 6 дб². Таким образом, с 95,5% -ной достоверностью величина $10 \log Z$ будет определяться с точностью ± 4.9 дб.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Брылев Г. Б., Зотов В. К., Игнатова Р. В., Линев А. Г., Сальман Е. М., Федоров А. А. Некоторые методические вопросы измерения интенсивности радиоэхо облаков и осадков. См. настоящий сборник.
- 2. Бурдаков Ф. И., Завелевич И. М., Николаев П. Н. Усовершенствование системы измерения интенсивности радиоэхо метеорологического радиолокатора. Тр. ГГО, вып. 217, 1967. 3. Зотов В. К., Федоров А. А. Аппаратура для поимпульсной регистрации
- сигналов, отраженных от метеообразований. См. настоящий сборник.
- 4. Петрушевский В. А. [и др.]. Комплекс аппаратуры для автоматического получения и обработки радиолокационных метеорологических данных. Труды III Всес. совещания по радиолокационной метеорологии. Гидрометеоиздат, М., 1968. 5. Сальман Е. М. Способы получения радиолокационных характеристик обла-
- ков и облачных систем. Тр. ГГО, вып. 217, 1967. 5. Shreeve K. H., Erdahl R. I. A weather radar video integrator and processor. IEEE Trans. Geosci. Electron., v. 6 No 3, 1968.

В. К. ЗОТОВ, А. А. ФЕДОРОВ

АППАРАТУРА ДЛЯ ПОИМПУЛЬСНОЙ РЕГИСТРАЦИИ СИГНАЛОВ, ОТРАЖЕННЫХ ОТ МЕТЕООБРАЗОВАНИЙ

При автоматизации радиолокационных метеорологических наблюдений потребовалось более точное знание тонкой структуры радиолокационных сигналов от метеообразований. Выяснение этого возможно при поимпульсной регистрации отраженных сигналов в разных объемах пространственного и временно́го осреднения.

Для поимпульсной регистрации сигнала использовалась установка, схема которой аналогична известным схемам [2, 3]. В схему установки входят следующие основные части.

1. Промышленный генератор импульсов Г5-4Б, осуществляющий фиксированную задержку импульса запуска относительно зондирующего импульса с точностью 1 мксек. от 11 до 10000 мксек., тем самым осуществляет выбор интересующего нас объема в метеорологическом объекте. С выхода прибора импульс запуска длительностью 1 мксек. и амплитудой 10 в поступает на запуск канала записи 1, на систему фиксированной задержки и на индикатор кругового обзора МРЛ для визуального контроля места нахождения стробирующего импульса.

2. Система фиксированной задержки, представляющая собой набор стандартных линий задержек на общее время 26 мксек. с отводами через 0,5 мксек., которые позволяют задерживать импульсы запуска каналов 2, 3 и 4 относительно канала записи 1. С помощью переключателя производится коммутация задержки импульсов запуска и одновременно изменение длительности стробов для получения одного из режимов:

a) последовательно 4 строба по 1 мксек., либо 4 строба по 3,3 мксек., либо 4 строба по 6,6 мксек.;

б) первый строб — 3,3 мксек., остальные три — по 1 мксек., располагаются внутри первого строба;

в) первый строб — 16,6 мксек., второй — 6,5 мксек., третий — 3,3 мксек., четвертый — 1 мксек.; запуск всех четырех каналов записи одновременный. 3. Каналы записи, которые осуществляют выделение (стробирование) видеосигналов импульсом заданной длительности, вырабатываемым в самом канале записи, и преобразование длительности полученного видеоимпульса с сохранением максимальной амплитуды сигнала для записи его на шлейфном осциллографе H-700



Рис. 1. Блок-схема установки для поимпульсной регистрации радиолокационных сигналов, отраженных от метеообразований.

4. Промышленный светолучевой осциллограф H-700 с записью на движущейся фотобумаге, позволяющий регистрировать переменные электрические процессы в диапазоне частот 0-800 гц.

5 Блок питания, на выходе которого имеются стабилизированное напряжение —12,6 в при токе 0,5 а и нестабилизированное напряжение 27 в при токе до 8 а, необходимые для питания каналов записи и H-700.

Конструктивно схема фиксированной задержки, переключатель режимов, каналы записи и блок питання объединены в общий блок записи. Видеосигнал с выхода логарифмического усилителя приемника МРЛ амплитудой до 10 в поступает одновременно на все четыре канала записи. Основным элементом установки поимпульсной регистрации сигнала является канал записи, блок-схема которого приведена на рис. 2. Принцип работы канала записи поясняется временной диаграммой (рис. 3).

На вход канала записи подается полный видеосигнал с логарифмического прнемника МРЛ отрицательной полярности 0—10 в и импульс запуска положительной полярности 10 в длительностью 1 мксек. Для устранения влияния по видеотракту каналов записи друг на друга и на логарифмический усилитель МРЛ входным каскадом является эмиттерный повторитель. С выхода эмиттерного

повторителя видеосигнал поступает в каскад стробирования. В этот же каскад поступает задержанный относительно запуска станции импульс строба, вырабатываемый генератором стробирующего импульса. Длительность импульса строба зависит от режима работы блока записи. Выделенный в каскаде стробирования видеоимпульс поступает через каскад согласования на пиковый детектор



Рис. 2. Блок-схема канала записи.

с запоминающей емкостью, осуществляющей запоминание максимальной амплитуды в выстробированном участке видеосигнала на время 1000 мксек. Постоянная времени пикового детектора. 0,2 мксек. Импульс запуска, задержанный на 1000 мксек. каскадом фиксированной задержки, запускает генератор импульса сброса, вырабатывающий импульс сброса длительностью 200 мксек., подаваемый в каскад сброса (рис. 3). Тем самым в течение 1000 мксек. на емкости пикового детектора сохраняется максимальная амплитуда напряжения, а в течение следующих 200 мксек. происходитразряд емкости каскадом сброса. К приходу следующего видеоимпульса пиковый детектор готов к работе.

Выходной каскад обеспечивает передачу сигнала от пикового детектора на H-700, так как регистрирующим элементом H-700 являются рамочные гальванометры типа M001.4 с внутренним сопротивлением 15 ом и максимальным током отклонения 50 ма, что непозволяет подключать его непосредственно к пиковому детектору.

Длительность импульса, прописываемого на фотобумаге, учитывая время хранения 1000 мксек., при скорости движения фотобумаги V = 640 мм/сек., составляет 0,6 мм, при наибольшей скорости 2500 мм/сек. равна 2,5 мм. Длительность нулевой линии зависит от частоты посылок станции. При f = 600 гц длительность между видеоимпульсами составляет 1660 мксек., при V = 640 мм/сек. $l_0 = 0,4$ мм, а при V = 2500 мм/сек. $l_0 = 1,7$ мм.

При частоте посылок станции 300 гц соответственно увеличивается время записи нулевой линии. Запись после каждого импульса нулевой линии позволяет легко осуществлять в дальнейшем отсчет

амплитуды, зафиксированной на фотобумаге, и устраняет влияние смещения нулевой линии от времени на точность отсчета, если учесть непосредственную связь выходного каскада с H-700.

Остановимся на решениях отдельных каскадов канала записи, принципиальная схема которого приведена на рис. 4.



Рис. 3. Эпюры напряжения при работе канала записи. 1 — запуск МРЛ, 2 — импульс генератора задержки Г5-4Б, 3 — импульс строба, 4 — видеосигнал на входе канала записи, 5 — напряжение на выходе селектора, 6 напряжение накопительной емкости пикового детектора, 7 — импульс сброса, 8 напряжение на входе Н-700.

Выходной эмиттерный повторитель (ЭП) собран по схеме простого эмиттерного повторителя на транзисторе П416. Входной сигнал отрицательной полярности имеет амплитуду 0—10 в. Коэффициент передачи ЭП 0,95. Время установления ЭП τ_y =0,05 мксек.

Генератор стробирующих импульсов собран по схеме ждущего мультивибратора с эмиттерным сопротивлением на транзисторе П416. Запуск осуществляется положительным импульсом длительностью 1—2 мксек. и амплитудой 10 в, подаваемым на коллектор первого транзистора для устранения влияния длительности запускающего импульса на длительность генерируемого. Для получения выходных импульсов 1 мксек.; 3,3; 6,5 и 16,6 мксек. транзистор П416 работает в режиме пробоя эмиттерного перехода с последующим восстановлением. Длительность импульсов задается путем переключения времязадающих емкостей. Отрицательный импульс с коллектора второго транзистора П416 подается на усилитель-



ограничитель, выполненный тоже на П416, для формирования прямоугольного положительного импульса с фронтами длительностью 0,05 мксек., необходимого для работы каскада стробирования.

Каскад стробирования выполнен на транзисторе П 403. Чтобы сохранить форму сигнала и линейную зависимость выходного сигнала от входного при условии, что амплитуда входного сиг нала изменяется в пределах 0-10 в, а длительность сигнала изменяется в пределах от 1 мксек. до сотен каскад стробирования пришлось создать, используя ключевые свойства полупроводниковы приборов. В схеме применен параллельный транзисторный ключ При отсутствии стробирующего импульса транзистор находится в режиме насыщения, который обеспечивается подачей напряжения от коллекторного источника питания на базу транзистора П 403. Известно, что сопротивление насыщенного триода порядка единий ом и не зависит от напряжения на его коллекторе, на который подается видеосигнал. Этот видеосигнал играет роль коллекторного питания, и поскольку сопротивление в коллекторной цепи равно 1 ком, то коэффициент передачи в этой цепи менее 0.01 и зависит только от степени насыщения триода.

При подаче на базу триода положительного стробирующего импульса триод переходит на время действия стробирующего импульса в режим отсечки. В режиме отсечки сопротивление триода становится большим (≈1 Мом), и в этом случае коэффициент передачи сигнала определяется делителем, образованным сопротивлением в цепи коллектора транзисторного ключа и входным сопротивлением следующего каскада. Чтобы напряжение на выходе каскада стробирования составляло не менее 99% величины входного сигнала, от каскада согласования требуется, чтобы входное сопротивление его было не менее 100 ком. При выполнении этих условий и использовании в каскаде транзистора П 403 обеспечивается выделение из полного видеосигнала видеоимпульса с крутизной фронтов, не превышающей 0,1 мксек. с сохранением формы и амплитуды сигнала.

Каскад согласования собран на трех транзисторах. Нагрузкой его является пиковый детектор, поэтому необходимо, чтобы его выходное сопротивление составляло доли ома при входном сопротивлении не менее 100 ком. При этом требуется передать видеоимпульс длительностью 1—16,7 мксек. с фронтами 0,1 мксек. Поэтому для получения большого входного сопротивления применен составной эмиттерный повторитель на П416. Следующий за ним эмиттерный повторитель на транзисторе П 602 обеспечивает малое выходное сопротивление (доли ома), что позволяет получить требуемую постоянную времени заряда пикового детектора.

Для пикового детектирования применена схема параллельного пикового детектора на диоде Д 219 с накопительной емкостью 10000 пф. Постоянная времени заряда пикового детектора, определенная опытным путем, равна 0,2 мксек. Применение параллельного детектора, изменяющего полярность сигнала с отрицательной на положительную, позволило значительно упростить схему выходного каскада.

В выходном каскаде для уменьшения погрешности разряда вследствие большого времени хранения информации входное сопротивление должно быть порядка нескольких мегаом.

Если общее сопротивление нагрузки (т. е. параллельное соединение входного сопротивления выходного каскада, каскада сброса и обратного сопротивления диода пикового детектора) равно 1 Мом, то погрешность при разряде $\delta(t)$ оценивается формулой [1]:

$$\delta(t) = 1 - \theta e^{-\frac{T_{3an}}{\tau_{pa3p}}},$$

где $\theta = 1$, $T_{3an} = 10\,000$ мксек., $\tau_{pa3p} = C_{H}R_{H}$, где $R_{H} = 1$ мгом, $C_{H} = 10\,000$ пф.

Для обеспечения сопротивления нагрузки R_н=1 Мом требуется, чтобы входное сопротивление выходного каскада было больше 3 Мом. Получение столь большого сопротивления на полупроводниковых схемах затруднительно, так как применение простого эмиттерного повторителя не обеспечивает необходимую величину постоянной времени разряда. Применение составного эмиттерного повторителя позволяет получить достаточную постоянную времени разряда, но только в узком температурном диапазоне. Поэтому был использован ламповый каскад на нуристоре 6С51Н. Накал ламп питается постоянным напряжением -12,6 в (две лампы последовательно на двух каналах записи). Анодное питание нуристоров 27 в берется от того же источника, что и питание самописца Н-700 и коммутирующих реле РЭС-9. Нагрузкой в катоде является триод 37В, с части эмиттерного сопротивления которого снимается сигнал на H-700. Связь между выходным каскадом канала записи и самописца Н-700 гальваническая.

Для каскада фиксированной задержки и генератора импульса сброса используются два аналогичных ждущих мультивибратора на триодах МП42Б. С первого мультивибратора снимается импульс длительностью 1000 мксек., и после дифференцирующей цепочки (2000 пф 2 ком) продифференцированным задним фронтом запускается второй мультивибратор, генерирующий импульс длительностью 200 мксек.

Каскад сброса собран на стабилотроне Д811. В момент отсутствия импульса сброса к опорному диоду Д811 приложено со стороны пикового детектора положительное напряжение до 9 в, а к аноду диода — 1 вольт. Диод Д811 находится в закрытом состоянии, и его сопротивление составляет единицы мегаома (точное значение сопротивления меняется от образца к образцу и определяется разбросом параметров диодов данного типа). При появлении импульса сброса, когда напряжение на аноде диода увеличивается до —12 в, происходит пробой Д811 и накопительная емкость разряжается.

Источники питания обеспечивают получение стабилизированного напряжения, равного —12,6 в, с величиной потребляемого тока до 0,5 а и нестабилизированного напряжения 27 в с током до 8 а для питания самописца H-700, выходного каскада записи и коммутирующих реле.

• Калибровка и цена деления шкалы. Для проверки линейности канала записи на нагрузку каскада стробирования подавалось поетоянное напряжение от стабилизированного источника питания,



Рис. 5. Амплитудная характеристика канала поимпульсной записи по постоянному току (кривая 1, левая ордината) и амплитудная характеристика канала поимпульсной записи и приемного тракта МРЛ при калибровке по СВЧ (кривая 2, правая ордината).

которое изменялось от 0 до 10 в. Величину этого напряжения регистрировали на самописце Н-700. Как видно из графика (рис. 5, кривая 1) канал записи линеен от 1,8 до 9,1 в (напряжение 13 дб), что соответствует изменению линейного размаха импульса на фотобумаге от 1 до 30 мм. Увеличение диапазона записи амплитуды напряжения за счет уменьшения величины нижнего порога требует увеличения размаха записи сигнала на фотобумаге свыше 30 мм. В этом случае тракт записи линеен от 0,9 до 9,1 в (напряжение 20 дб). Ниже этого порога сказывается нелинейность каскадов канала записи. Но в этом случае на стандартной рулонной фотобумаге шириной 120 мм, которая применяется в самописце Н-700, могут уместиться только две дорожки записи. При таком способе калибровки нельзя проверить линейность входного эмиттерного повторителя, который рассчитывался на прохождение видеосигнала амплитудой от 0,2 до 10 в и проверялся с помощью генератора импульсов и двухлучевого осциллографа. 1 мм записи на линейном

участке амплитудной характеристики канала записи при диапазоне записи 0—30 мм на самописце H-700 соответствует изменению напряжения на входе канала записи 0,3 в.

Для обработки экспериментальных данных калибровка канала записи производилась совместно с калибровкой приемного тракта МРЛ с логарифмическим УПЧ (динамический диапазон которого 70 дб), поэтому она включает нелинейности амплитудной характеристики всего приемного тракта.

Прямоугольный радиоимпульс длительностью 10 мксек. и мощностью 1 мвт подается от радиолокационного испытательного прибора через направленный ответвитель в антенный тракт МРЛ.

Из графика на рис. 5 (кривая 2) видно, что при записи сигнала на самописце H-700 можно считать линейным участок записи от -100 до 70 дб вт, где изменение ординаты на 1 мм требует изменения мощности входного сигнала в среднем на 1,4 дб. Участки от -110 до -100 дб вт и свыше - 70 дб вт нелинейные, здесь на 1 мм записи приходится от 2 до 4 дб изменения входного сигнала. Нелинейность участка от -110 до -100 дб вт объясняется нелинейностью приемного тракта МРЛ, в частности квадратичным участком логарифмической характеристики усилителя промежуточной частоты приемника МРЛ. Сигналы меньше -110 дб вт, хотя и имеют размах на самописце H-700 до 3,5 мм, лучше не учитывать при обработке результатов из-за влияния шумов радиолокационной станции на амплитуду сигнала.

Таким образом, максимальная погрешность определения ординат отраженных сигналов на линейном участке амплитудой характеристики самописца H-700 составляет ±1 дб.

В течение 1968—1969 гг. на данной аппаратуре были произведены многочисленные записи отраженных сигналов; аппаратура работала надежно.

ЛИТЕРАТУРА

- Грязнов М. И., Гуревич М. Л., Маграчев З. В. Измерение, импульсных напряжений. «Советское радио», М., 1969.
 Федоров А. А., Брылев Г. Б. Аппаратура для исследования пространст-
- 2. Федоров А. А., Брылев Г. Б. Аппаратура для исследования пространственно-временных характеристик метеорологического радиоэхо. Тр. ГГО, вып. 231, 1968.
- 3. Степаненко В. Д. Радиолокация в метеорологии. Гидрометеоиздат, Л., 1966.

В. С. ОПРИШКО

МОДЕЛИРОВАНИЕ АЛГОРИТМА КЛАССИФИКАЦИИ ГРОЗОВЫХ И ЛИВНЕВЫХ ОБЛАКОВ ПО РАДИОЛОКАЦИОННЫМ ДАННЫМ

В настоящее время для решения таких задач оперативной обработки метеорологической информации, как локализация и прогнозирование развития опасных явлений (гроза, град, ливень), их классификация по степени опасности, разрабатывается комплекс аппаратуры, включающей источники радиолокационной, спутниковой, грозопеленгационной и другой информации, а также систему автоматической интерпретации и анализа данных. Поскольку радиолокационные сигналы, отраженные от метеорологических образований, являются многомерными стохастическими функциями времени, а отдельные отсчеты сигналов обычно несут мало информации об интересующих потребителя явлениях [1], то наряду с обеспечением надежности и стоимости, необходимо обеспечить достаточную производительность и информационную эффективность создаваемой системы анализа и классификации.

Рассмотрим некоторые вычислительные аспекты задачи классификации. Пусть $X(X, \Omega, P)$ — пространство выборок, где X пространство исходов, Ω — пространство индексов или параметров, P — функция вероятностной меры. На пространстве X задается игра $G(\Omega, D, \rho)$, где D — пространство решающих функций, ρ — функция выгоды. Алгоритм функционирования определяется бинарным отношением D на декартовом произведении множеств $D(X \times A, где$ A — множество действий. В качестве конструктивных способов описания бинарного отношения $D(X \times A$ могут использоваться: перечисление элементов множества X/D; определение некоторых операций над множеством X.

Определим задачу синтеза оптимального алгоритма классификации как задачу определения фактор-множества X по отношению к D, т. е. X/D, максимизирующего величину функций выгоды $\rho(\Omega, A)$

игрока-исследователя в игре $G(\Omega, D, \rho)$. Способы нахождения разбиения фактор-множества X/D, оптимального для байесовских стратегий с ограниченным объемом выборки, рассмотрены в работе [3]. Применение байесовских решающих методов естественным способом приводит к двум основным способам задания отношения X/D: способу нахождения ожидаемой величины функции выгоды после определения значения апостериорной вероятности для каждого из индексов $\omega_j \in \Omega$ при условии, что выборка приняла значение $x_i \in X$, и способу построения на множестве X разделяющих поверхностей D(x), соответствующих экстремальному значению функции выгоды $\rho^*(\Omega, A)$. В задаче с фиксированным объемом выборки выполняется действие a_k , если $\rho(\Omega, a_k) \ge \rho(\Omega, a_{k'})$ для всех $k' \ne k$, где

$$\rho\left[\Omega, \ a_k(x_i)\right] = \sum_{j=1}^m L\left[\left(\omega_j, \ a_k(x_i)\right)\right] \cdot P\left(\omega_j/x_i\right), \tag{1}$$

т. е. выбирается такое действие a_k , которое придает максимальное значение ожидаемой функции выгоды. Оптимальное разбиение дает на множестве X непересекающиеся подмножества $X = X_{(1)} U X_{(2)} U \dots U X_{(d)}$, где каждому из подмножеств $X_{(j)}$ поставлен в соответствие индекс k. Для известных функций плотности вероятности используется информационная функция для *j*-той и *j*'-той гипотез [4]

$$\frac{P(\omega_{j'}|x_i)}{P(\omega_j|x_i)} = \frac{P(\omega_{j'})}{P(\omega_j)} \frac{P(x_i|\omega_{j'})}{P(x_i/\omega_j)},$$
(2)

или

$$\log \frac{P(\omega_{j'}|x_i)}{P(\omega_j|x_i)} = \log \frac{P(\omega_{j'})}{P(\omega_j)} + \log \frac{P(x_i/\omega_{j'})}{P(x_i|\omega_j)}.$$
(3)

Если события j' и j составляют полную группу несовместимых гипотез, т. е. j'=1, j=2, то

$$P(\omega_1/x_i) + P(\omega_2/x_i) = 1.$$

Определим $P(\omega_1/x_i)$ и $P(\omega_2/x_i)$, если известно, что

$$\operatorname{og} \frac{P(\omega_1)}{P(\omega_2)} + \operatorname{log} \frac{P(x_i/\omega_1)}{P(x_i/\omega_2)} = a,$$

$$\frac{P(\omega_1|x_i)}{P(\omega_2/x_i)} = m^a = b,$$

где *т* — основание логарифмов. В результате получаем

$$P(\omega_1/x_i) = \frac{b}{1+b}.$$

Выло показано [3], что для плотностей вероятностей, описываемых гауссовскими распределениями, оптимальные дискриминирующие поверхности являются в общем случае квадратическими формами:

$$D(x) = a_0 + \sum_{m=1}^p \sum_{l=1}^p a_{ml} x_m x_l + \sum_{m=1}^p b_m x_m + \sum_{l=1}^p b_l x_l, \qquad (4)$$

где a_0, a_{ml}, b_m, b_l — коэффициенты; m, l — индексы $(m=, ..., p; l=1, ..., p), x_m, x_l$ — координаты вектора.

Если число классов, которые необходимо различать, равно d, то число дискриминирующих функций растет, как $\frac{d(d-1)}{2}$.

Выражение (4) может быть упрощено путем приведения квадратичной формы к виду

$$D'(x) = a'_0 + \sum_{l=1}^p a'_l x_l^{\prime^2} + \sum_{l=1}^p b'_l x_l^{\prime}.$$
 (5)

Тем самым исключается выполнение (p^2-p) операций умножения. В случае если логарифмы отношений функций плотности вероятностей хорошо апроксимируются линейными функциями, а для классов с гауссовскими распределениями это соответствует случаю равных ковариационных матриц, то оператор функционирования биальтернативного классификатора принимает вид:

$$\begin{aligned}
\forall x_l \in (x_l^{\inf;}; -\infty), \\
\forall x_l \in [x_l^{\inf;}; x_l^{\sup}], \\
\forall x_l \in (x_l^{\sup;}; +\infty), \\
l = 1, \dots, p;
\end{aligned}$$
(6)

где x_l^{inf} , x_l^{sup} соответственно наименьшая нижняя и наибольшая верхняя границы множества X, где соблюдается условие абсолютной непрерывности функций плотности вероятности $p(x/\omega_1)$ и $P(x/\omega_2)$. Тем самым множество X разбивается на три подмножества:

$$X = \widetilde{X}_{(1)} \cup \widetilde{X}_{(2)} \cup \widetilde{X}_{(3)}, \tag{7}$$

где

$$\widetilde{X}_{(1)} = (x_l^{\inf}; -\infty),$$

$$\widetilde{X}_{(2)} = [x_l^{\inf}; x_l^{\sup}],$$

$$\widetilde{X}_{(3)} = (x_l^{\sup}; +\infty), l = 1, ..., p$$

Области $X_{(1)}$ и $X_{(2)}$ назовем областями однозначной классификации. Попадание хотя бы одной из координат вектора испытания $x_i = (x_1, x_2, ..., x_p)$ в область однозначной классификации дает возможность относить вектор к определенному классу.

Пусть p_1 , ..., p_p — вероятности попадания при одном испытании в область однозначной классификации. Вероятности непопадания в эту область при одном испытании равны g_1 , ..., g_p , где $g_1 = 1 - p_1$, $g_2 = 1 - p_2$, ..., $g_p = 1 - p_p$.

Если признаки $x_1, x_2, ..., x_p$ — независимые, т. е. X — декартово произведение подмножеств, то, положив $p_1 = p_2 = ... = p_p = p$ определим вероятность непопадания за одно испытание в область однозначной классификации:

$$Q(x/\omega_j) = \prod_{l=1}^{p} g_l, \qquad (8)$$

откуда вероятность попадания в область однозначной классификации определяется как

$$P(x/\omega_j) = 1 - Q = 1 - \prod_{l=1}^{p} g_l.$$
(9)

Если например $p_l = g_l = \frac{1}{2}$, то при p = 1 получаем $P(x/\omega_j) = \frac{1}{2}$; для p = 5 $P(x/\omega_j) = \frac{31}{32}$, а для p = 10 $P(x/\omega_j) = \frac{1023}{1024} < 0,001$. т. е. при наличии областей однозначной классификации увеличение размерности пространства может быть эффективно использовано для повышения достоверности классификации.

В случае если значения выборочного вектора не попадают в об-

ласть однозначной классификации, а вектор $x_i = (x_1, x_2 ..., x_p) \in \widetilde{X}_{(2)}$, то решение принимается на основании вычисления дискриминантной функции D(x), причем в области значений дискриминантной функции целесообразно выделить область $\widetilde{X}_{(2) H} \subset \widetilde{X}_{(2)}$, в которой решение о принадлежности к ω_j -тому классу не принимается, а выдается команда об обращении к дополнительным данным.

Для проверки работоспособности рассматриваемых алгоритмов классификации было произведено их аналоговое моделирование. В качестве исходной использовалась информация, имеющаяся на выходе системы получения и первичной обработки данных (рис. 1), которая предполагает выделение интенсивности радиолокационного сигнала, отраженного от метеообразований на нескольких стандартных уровнях. В экспериментах преобразование информации осуществлялось согласно функциональной схеме рис. 2. Значения признаков (H_{\max} , $\lg Z_1$, $\lg Z_2$) подавались в блок функционального преобразования (ΦII), в котором величины признака x_l сравнивались с двумя пороговыми уровнями x_l^{inf} и x_l^{sup} , и если ни одно из условий (6) не удовлетворялось, вычислялась величина $\varphi_l(x_l)$. В экспериментах $\varphi_l(x_l)$ выбиралась обычно линейной функцией. Затем в блоке вычисления скалярного произведения вычислялась величина дискриминантной функции $D(x) = \sum_{i=1}^{p} a_i x_i$, и если ее величина превышала пороговые значения, то принималось решение о принадлежности вектора данного испытания к одному из двух классов и выдавалось значение вероятности принадлежности вектора испытания к одному из классов.



Рис. 1. Система получения и обработки радиолокационной метеорологической информации.

МРЛ — метеорологический раднолокатор, ИКО — индикатор кругового обзора, ИДВ — индикатор дальность — высота: ФП — блок функционального преобразования, ВП — блок скалярного произведения, ВВМ — блок вероятной меры, БПР — блок принятия рещения.

- По радиолокационным данным, полученным на МРЛ-1 в Минеральных Водах, строились многоугольники распределений по каждому из признаков для совокупностей, относящихся к классам ливней и гроз. По методике, изложенной в работе [3], находились параметры линейной дискриминантной функции. По значениям вектора (H_{max} , $\lg Z_1$, $\lg Z_2$) вычислялась величина дискриминантной функции, многоугольник распределения которой приведен на рис. 3. Вероятность ошибок составила 0,116 случая для гроз и 0,085 случая для ливней.



Рис. 2. Блок-схема процесса преобразования информации. БП — блок произведения.

Для сопоставления рассчитывалась величина критерия Y для каждой реализации выборочного вектора. Вероятность ошибочной классификации составила для критерия Y в случае гроз $P_{01}=0,21$, в случае ливней $P_{02}=0,245$.

Оценим значимость полученных отклонений. Для числа испытаний 678 среднее квадратичное отклонение равно $\sigma = \sqrt{nPq} = \sqrt{678}\sqrt{0.21\cdot0.79} = 10.6$.

Величина расхождения определится как $\Delta =$ $= n (P_{01} - P_{13}) = 678 (0,21 - 0,116) = 66.$ Следовательно, норми-

рованное отклонение составляет $\frac{\Delta}{\sigma} = \frac{66}{10.6} = 6,2.$

Такое и еще большее (по абсолютной величине) отклонение можно получить с вероятностью

 $P\left(\frac{\Delta}{\sigma} \leqslant 6,2\right) = 0.5 - \Phi(6,2) < < 10^{-5}.$

Если признать практически невозможными отклонениями такие, вероятность которых не превышает 0,05, то приходим



Рис. 3. Многоугольники распределения дискриминантной функции. 1 — грозы, 2 — ливни.

к выводу, что подобный результат за счет случайных обстоятельств получен быть не может. Аналогичный расчет для ливней дает вероятность отклонения, равную $P(\frac{\Delta}{\sigma} \leq 4,84) < 10^{-5}$, что приводит к аналогичным выводам о неслучайности отклонений при данном уровне значимости.

Таким образом, применение простых вычислительных устройств для объективной оценки и локализации опасных зон в поле облачности по совокупности признаков позволяет повысить достоверность классификации опасных метеорологических образований по радиолокационным данным.

ЛИТЕРАТУРА

- 1. Степаненко В. Д. Радиолокация в метеорологии. Гидрометеоиздат, Л., 1966.
- 2. Атлас Д. Успехи радарной метеорологии. Пер. с англ. Гидрометеоиздат, Л., 1967.
- Опришко В. С., Сальман Е. М. Выбор оптимальных стратегий поведения в задачах классификации метеообразований по радиолокационным данным. См. настоящий сборник.
- 4. Кульбак С. Теория информации и статистика. «Наука», М., 1967.

Е. М. САЛЬМАН, Б. Ш. ДИВИНСКАЯ

ВОПРОСЫ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ НАБЛЮДЕНИЙ ЗА ОБЛАЧНОСТЬЮ И ОПАСНЫМИ ЯВЛЕНИЯМИ ПОГОДЫ

Введение

Известно, что облака и связанные с ними опасные явления (грозы, интенсивные ливни, град, снежные бури и т. д.) представляют собой важнейшие характеристики погоды, в значительной степени определяющие ее тип. В настоящее время такая информация на территории СССР обеспечивается в основном наземной системой визуальных метеорологических наблюдений, т. е. сетью метеорологических станций, которые передают данные наблюдений по телефонным и телеграфным каналам связи в метеорологические центры. После анализа результаты наблюдений используются для штормоповещения местных потребителей и прогноза погоды. Уже давно очевидно, что подобная система наблюдений за облачностью и опасными явлениями погоды недостаточно эффективна и не удовлетворяет запросы различных отраслей народного хозяйства и метеорологических центров, так как обладает многими и весьма существенными недостатками.

Во-первых, невелик объем информации вследствие ограниченного радиуса визуальных наблюдений в дневное время, трудности наблюдений в темное время суток, недостаточной густоте сети наземных станций и субъективности визуальных наблюдений при наличии сочетаний различных форм облаков.

Во-вторых, такая система наблюдений не обеспечивает нужной точности информации, что определяется применением в основном чисто качественных (приближенных) способов оценки вертикальных границ и площадей облаков и опасных явлений.

Третьим существенным недостатком такой системы наблюдений является низкая оперативность выдачи проанализированной инфор-

мации, которая в основном определяется длительностью цикла сбора этой информации в метеорологических центрах.

Из возможных инструментальных методов наблюдений за облачностью (радиолокационного и спутникового), как в мезо-, так и в макромасштабе, более перспективным является радиолокационный. Используя этот метод, можно практически мгновенно осветить с помощью одного радиолокатора большие площади, соответствующие размерам мезомасштабных облачных систем (радиус до 300 км). Последующая стыковка данных, полученных с сети радиолокационных станций, обеспечит получение необходимой информации синоптического характера (в макромасштабе).

Совершенно очевидно, что замена визуальных и точечных наблюдений инструментальными и площадными (радиолокационными) повысит объем, точность и оперативность получаемой информации. В последние годы это удалось доказать внедрением в практику метеорологического обслуживания авиации метеорологического радиолокатора МРЛ-1 и методов объективного анализа радиолокационных метеорологических данных. Комплекс аппаратуры с применением ЭВМ позволит в дальнейшем автоматизировать процесс радиолокационных наблюдений, измерений, обработки, анализа и представления данных.

Таким образом, имеются все основания считать, что вновь создаваемая на территории СССР автоматизированная система радиолокационных метеорологических наблюдений будет значительно эффективнее, чем существующая в настоящее время визуальная система наземных наблюдений.

Попытаемся доказать большую метеорологическую эффективность радиолокационной системы наблюдений по сравнению с системой наземных визуальных наблюдений путем введения количественного критерия метеорологической эффективности и разработки метода его оценки.

1. Критерий метеорологической эффективности системы

Введем понятие о критериях метеорологической эффективности системы наблюдений, под которым будем в дальнейшем понимать вероятность получения с ее помощью наперед заданных характеристик по отдельным видам информации. Применительно к облачности и опасным явлениям характеристиками информации будут объем (количество), точность получения, оперативность обновления.

С другой стороны, по видам информацию об облачности можно подразделить на информацию, передаваемую немедленно и содержащую только сведения об опасных явлениях, связанных с облаками; на срочную информацию, передаваемую в строго определенное время и содержащую наиболее полные сведения об облачности. Очевидно, что каждый из перечисленных *i*-видов информации должен обладать своими §-характеристиками. Введем следующие обозначения для постановки задачи в наиболее общем виде: $P(\xi_i)$ — вероятность получения ξ характеристики *i*-того вида информации. Тогда вероятность совместного получения *m* независимых характеристик *i*-того вида информации будет

$$P_i = \prod_{\xi=1}^{\xi=m} P(\xi_i). \tag{1}$$

Общая вероятность совместного получения *m* независимых характеристик по всем *n* видам информации запишется как

$$\overline{P}_{\text{obut}} = \sum_{i=1}^{l=n} \overline{P}_i q_i, \qquad (2)$$

где q_i —удельный вес *i*-того вида информации в общем комплексе информации, причем $\sum_{i=1}^{i-n} q_i = 1$.

В рассматриваемом нами случае n=2, m=3 и (2) может быть записано в следующем виде:

$$P_{\text{общ}} = q_{\text{ш}} p(K_{\text{ш}}) p(T_{\text{ш}}) p(O_{\text{ш}}) + (1 - q_{\text{ш}}) p(K_{\text{c}}) p(T_{\text{c}}) p(O_{\text{c}}), \qquad (3)$$

где $q_{\rm m}$ — удельный вес штормовой информации, $p(K_{\rm m})$ и $p(K_{\rm c})$ — соответственно вероятности получения требуемого объема штормовой и срочной информации, $p(T_{\rm m})$ и $p(T_{\rm c})$ — соответственно вероятности получения требуемой точности штормовой и срочной информации, $p(O_{\rm m})$ и $p(O_{\rm c})$ — соответственно вероятности получения требуемой точности штормовой и срочной информации, требуемой оперативности штормовой и срочной информации.

Как следует из (3), величина метеорологической эффективности той или иной системы наблюдений за облачностью количественно может быть охарактеризована критерием P_{o6m} , который показывает, какой процент получаемой информации удовлетворяет заранее поставленным требованиям. Очевидно, более эффективной будет та система наблюдений, для которой величина P_{o6m} наибольшая. Таким образом, решение задачи об оценке метеорологической эффективности систем наблюдений сводится к расчетам и сравнению величин P_{o6m} радиолокационной и визуальной систем наблюдений.

2. Идеальная система метеорологических наблюдений и критерии ее метеорологической эффективности

Под идеальной системой наблюдений будем подразумевать такую систему, которая обеспечит получение заранее определенного комплекса характеристик различных видов информации со 100%-ной вероятностью. Очевидно, что критерий метеорологической эффективности идеальной системы $P_{\rm общ}^{\rm ид} = 1$. Для всех реальных систем $P_{\rm обш} < 1$. Это означает, что идеальные системы могут обеспе-

чить получение комплекса заданной информации с вероятностью менее чем 100%.

Прежде чем перейти к методике расчета величин $P_{\rm ofm}$ для радиолокационной и визуальной систем наблюдений, необходимо обосновать наиболее полный комплекс характеристик информации (объем, точность и оперативность), удовлетворяющий современным запросам различных отраслей народного хозяйства и метеорологических центров.

Учитывая запросы практики, будем считать идеальной системой наблюдений за облачностью такую, которая обеспечит получение следующих характеристик.

1. По объему получаемых данных:

а) обнаружение и распознавание зон осадков и опасных явлений, связанных с Cb (гроз, ливней, града, ливневого снега), со 100%-ной вероятностью;

б) обнаружение и классификацию вида облачности (нижний, средний, верхний ярус, слоисто-дождевая, мощная кучевая, кучеводождевая) или облачных систем (Cu cong.— Cb; As—Ns; As—Cb— Ns; As—Cb—Ac; Sc, St, Ac) со 100% надежностью.

2. По точности получаемых данных:

а) определение вертикальных границ облачных слоев с максимальной ошибкой, не превышающей ±500 м;

б) определение вертикальной мощности опасных явлений, связанных с Cb, с максимальной ошибкой, не превышающей ± 1 км;

в) определение площадей, занятых осадками и опасными явле¹ ниями, связанными с Cb, с максимальными относительными ошибками, не превышающими ±50%.

3. По оперативности обновления данных:

a) обновление штормовой информации, содержащей сведения о характеристиках опасных явлений, связанных с Cb, через каждые 15 мин. в течение того времени, пока существуют опасные явления;

б) обновление срочной информации, содержащей наиболее полные сведения об облачности, всегда 1 раз в час в заранее установленные сроки.

Очевидно, что, так как $P_{obm}^{\mu\pi} = 1$, из (3) следует: $p(K_m) = p(K_c) = 1; \ p(T_m) = p(T_c) = 1; \ p(O_m) = p(O_c) = 1.$

Это означает, что идеальная система должна обеспечивать 100%-ную вероятность получения требуемого объема, точности и оперативности как штормовой, так и срочной информации.

3. Методика расчета критериев метеорологической эффективности реальных систем наблюдений

Как следует ожидать, реальные системы наблюдений за облачностью, а именно наземная визуальная, радиолокационная и др., в отличие от идеальной, не обеспечивают 100%-ной вероятности получения требуемых характеристик информации. Это объясняется тем, что они по тем или иным причинам не позволяют получить необходимого объема информации, ее точности или не имеют возможности обновить ее с заданным темпом. Поэтому частные p(K), p(I)и p(O) в реальных системах, как правило, меньше, единицы. Поэтому и общая метеорологическая эффективность всех реальных систем $P_{obm} < 1$.

Рассмотрим методику расчета частных критериев эффективности реальных систем наблюдений.

1. Критерий p(K) — вероятность получения требуемого объема информации. Так как вероятность получения информации о *j*-том метеоявлении зависит от одновременного выполнения двух условий: обнаружения и опознавания, можно записать, что

$$p(K)^{j} = p(K)_{\text{off}}^{j} p(K)_{\text{onosh}}^{j}.$$
(4)

Вероятность обнаружения метеоявления зависит прежде всего от применяемого метода. Так, например, при использовании визуальных наблюдений за *j*-тым метеоявлением с радиусом действия r_j вероятность обнаружения этого явления, имеющего диаметр d_j , сетью метеостанций, расположенных друг от друга на расстоянии l, будет

$$p(K)_{\rm 06H}^{j} = \frac{2r_{j} + d_{j}}{\overline{\iota}}.$$
(5)

Величина *l* может быть рассчитана, если известно общее количество метеостанций *N*, расположенных на заданной территории с площадью *S*. В этом случае

$$\overline{l} = \sqrt{\frac{4S}{\pi N}}.$$
(6)

Из (5) и (6) следует, что при прочих равных условиях $p(K)_{ofH}^{J}$ возрастает с ростом густоты сети N.

При использовании радиолокационного метода наблюдений, как было показано в [1], $p(K)_{ofH}^{j}$ зависит от потенциала станции, высоты расположения над землей данного явления, его отражающих свойств и удаления. Строго теоретически рассчитать $p(K)_{ofH}^{j}$ весьма сложно, поэтому на практике для оценки этой величины используются экспериментальные кривые, полученные для данной аппаратуры и характеризующие в статистическом плане связь $p(K)_{ofH}^{j}$ с с расстоянием R для каждой из форм облачности или опасных явлений. Интегральные кривые подобного вида для аппаратуры МРЛ-1, характеризующие зависимость вероятности радиолокационного обнаружения различных облаков и явлений от расстояния, приведены в работах [1, 2].

В отличие от $p(K)_{off}^{j}$, зависящей от метода наблюдений за облачностью, величина $p(K)_{onosh}^{j}$ зависит от способа анализа данных, полученных в результате наблюдений. Так, например, при визуальных наблюдениях используется чисто качественный способ анализа

-96

(классификации) облачности, страдающий некоторым субъективизмом, присущим наблюдателю. При радиолокационных наблюдениях используется принцип объективного, а в ряде случае даже и численного анализа радиолокационных данных [3, 4]. Обычно величина $p(K)_{\text{опозн}}^{j}$ разных методов может быть оценена чисто экспериментально путем сравнения результатов применяемого способа анализа с наиболее объективным, принимаемым за эталон.

2. Критерий p(T) — вероятность получения требуемой точности информации. Если считать, что измерения таких *j*-тых параметров облачности и зон осадков, как высоты расположения границ облаков, вертикальные мощности зон осадков и опасных явлений, площади, занятые осадками и опасными явлениями, и др., производятся независимо от применяемого метода со случайными ошибками, подчиняющимися нормальному закону распределения, то задачу нахождения $p(T)^{j}$ можно свести к известной формуле Лапласа, характеризующей вероятность попадания случайной ошибки x_{j} на участок от $x_{i} = \alpha$ до $x_{i} = \beta$.

В этом случае

$$p(T)^{j} = P(\alpha < x_{j} < \beta) = \Phi^{*} \frac{(\beta - m_{l})}{\sigma_{l}} - \Phi^{*} \frac{(\alpha - m_{l})}{\sigma_{i}}, \quad (7)$$

где

$$\Phi^*(x_j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{-\frac{(x_j - m_j)^2}{2\sigma_i}} dx_j.$$

Здесь m_j — математическое ожидание ошибки x_j , а σ_j — ее средняя квадратическая величина.

При расчетах по формуле (7) в качестве а и в можно использовать значения предельно допустимых ошибок, которые имели бы место при идеальном методе наблюдений.

3. Критерий p(O) — вероятность получения требуемой информации с заданной оперативностью. В силу ряда обстоятельств, имеющих случайный характер (объем информации, занятость каналов связи и т д.), время обновления информации может также считаться величиной случайной. При этом оценка вероятности получения *j*-того вида информации с темпом обновления, равным или большим *n* раз в час, может быть выполнена на основе закона Пуассона:

$$p(O_i) = 1 - \sum_{1}^{n-1} \frac{a_i^{n-1}}{(n-1)!} e^{-a_i},$$
(8)

где *n* — минимально необходимое число обновлений *i*-того вида информации в 1 час, *a_i* — среднее число обновлений *i*-того вида информации за 1 час, обеспечиваемое данной системой наблюдений.

4. Расчеты критериев метеорологической эффективности визуальной системы наблюдений

1. Вероятность обнаружения и опознавания опасных явлений, связанных с Cb. Рассчитаем $p(K)_{00H}$ ливней, гроз и града, применяя (5) и полагая l=70 км, т. е. одна станция на 5000 км². Сведем расчеты в табл. 1, используя экспериментальные данные.

T	6		••	**	-	
ı a	υ	11	и	ц	a	

	ізмер вления)	Радиус обн (км	аружения 1)	Вероят	ности обнару	ужения
Характер явления	Средний ра (диаметр я	в светлое время суток	в темное время суток	в светлое время суток	в темное время суток	среднесу- точная
Ливни	7	2	*	0,16	0,1	0,13
Грозы	1	20	20	0,58	0,58	0,58
Град	1	1	, 	0,04	0,03	0,035

Так как распознавание обнаруженных визуально опасных явлений происходит с вероятностью $p(K)_{\text{опозн}}=1$, можно рассчитать среднегодовой коэффициент $p(K_{\text{III}})$, принимая во внимание следующую повторяемость в году этих явлений: ливней — 0,6; гроз — 0,35; града — 0,05. Следуя (4), найдем что

 $p(K_{\rm m}) = 0.13 \cdot 0.6 + 0.58 \cdot 0.35 + 0.035 \cdot 0.05 = 0.28.$

2. Вероятность обнаружения и классификации облачности. Оценка вероятности обнаружения различных видов облачности методом визуальных наблюдений с земли проводилась путем сравнения с данными самолетных наблюдений. В летнее время было проведено 1285 сравнений, в зимнее — 1850 [5].

В табл. 2 приведены значения $p(K)_{oc_{\rm H}}^{\prime}$ для различных видов облачности в разные сезоны года [5].

Таким образом, экспериментально показано, что в среднем за год $p(K)_{05H} \approx 0.8$.

Правильность классификации визуально обнаруженной облачности определялась путем ее сравнения с видами облачности, установленными наиболее объективным методом. В качестве такого метода был избран метод совместных визуальных и самолетных наблюдений [5].

В табл. З приведены данные о величине $p(K)_{\text{опозн}}^{j}$ различных видов облачности в разные сезоны года.

Таблица 2

01			Вероятность об	наружения (%)
Облач	лето	зима		
Ns			99	89
Sc, St (нижний ярус)			100	90
Cb			94	- 88
As, Ac (средний ярус)			67	76
Cs, Ci, Cc (верхний ярус	2)		30	38
Cu cong.			100	
Средняя			81	78

Таким образом, экспериментально показано, что в среднем за год $p(K)_{\text{опозн}} = 0.78$. Следуя (4), найдем, что

$$p(K_{\rm c}) = 0.62.$$

3. Вероятность определения вертикальных границ h облачных слоев с максимальной ошибкой, не превышающей ± 500 м. Положим, что максимальная ошибка $\Delta h_{\rm max}$, которая имеет место при использовании визуального метода наблюдений, составляет ± 2 км, тогда $\alpha_{\Delta h} = \pm 0.7$ км. Следуя (7), найдем $p(T)^h$ в интервале Δh от $\beta = +500$ м до $\alpha = -500$ м при $\sigma_{\Delta h} = \pm 0.7$ км и $m_{\Delta h} = 0$:

$$p(T)^{h} = 0.55.$$

4. Вероятность определения вертикальной мощности H опасных явлений, связанных с Cb, с максимальной ошибкой, не превышающей ± 1 км. Допустим, что максимальная ошибка $\Delta H_{\rm max}$, имеющая место при использовании визуального метода наблюдений,

Таблица З

D	Вероятность о	познавания (%)
Биды оолачности	лет о	зима
Ns	94	80
Sc, St (нижний ярус)	72	76
СЪ	76	75
As, Ac (средний ярус)	71	90
Сі, Сs, Сс (верхний ярус)	84	83
Cu, cong.	82	
Средняя	79	81

99-

составляет ±3 км, тогда $\sigma_{\Delta H} = \pm 1$ км. Следуя (7), найдем $p(T)^H$ в интервале ΔH от $\beta = +1$ км до $\alpha = -1$ км при $\sigma_{\Delta H} = 1$ км и $m_{\Delta H} = 0$:

 $p(T)^{H} = 0,68.$

111

5. Вероятность определения площадей S, занятых осадками и опасными явлениями, с максимальной относительной ошибкой, не превышающей ±50%. Величина относительной ошибки измерения площадей осадков δ визуальным методом наблюдений существенным образом зависит от размеров самих площадей, так как

$$\delta = \frac{S_{\text{H3M}} - S_{\text{HCT}}}{S_{\text{HCT}}},\tag{9}$$

где $S_{\text{изм}}$ — площадь осадков, измеряемая визуальным способом, $S_{\text{ист}}$ — площадь, которая может быть измерена визуальным способом без ошибок.

Τ	а	б	л	И	ц	а	4
---	---	---	---	---	---	---	---

Радиус осад- ков R (км)	Площади осад- ков (км²)	δ	Радиус осад- ков R (км)	Площади осад- ков (км ²)	δ
4	50,0	0,00	24	1808,6	35,13
8	200,0	3,14	28	2461,8	48,20
12	452,2	4,64	32	3215,4	63,40
16	803,8	15,10	35	3846,5	76,90
20	1256,0	25,00			

Поскольку средняя горизонтальная дальность видимости в осадках составляет 4 км, за $S_{ист}$ можно принять площадь, равную $\pi 4^2 \approx 50$ км². Тогда в зависимости от $S_{изм}$ (или радиуса осадков R) δ могут принимать значения, приведенные в табл. 4.

Экспериментальные исследования повторяемости горизонтальных размеров площадей осадков, проведенные по материалам радиолокационных наблюдений, показывают, что основной процент площадей лежит в диапазоне от 15 до 250 км² (*R* от 2,5 до 9 км). Это наглядно видно из табл. 5, где представлены данные об интегральной повторяемости площадей осадков в зависимости от их радиуса.

Данные табл. 4 и 5 позволяют построить график вероятности ошибок, возникающих вследствие визуального определения площадей осадков только одной метеостанцией. Оценки, полученные на основе такой зависимости, показывают, что относительные ошибки до $\pm 50\%$ возникают с вероятностью $p(T)^S = 0.82$.

6. Вероятность обновления штормовой информации каждые 15 мин. (4 раза в час). Изучение статистических данных о времени прохождения штормовой информации от метеостанции до потребителя показало, что средняя длительность такого цикла составляет

Таблица 5-

Радиус осадков <i>R</i> (км)	P (%)	Радиус осадков <i>R</i> (км)	P (%)
2,5	77,7	до 25	99,02
до 9	93,4	до 29	99,38
до 13	96,46	до 33	98,71
до 17	97,63	до 35	100,00
до 21	98,45		

примерно 20 мин. Очевидно, в среднем наземная сеть наблюдений позволяет обновлять штормовую информацию 3 раза в час. Тогда вероятность того, что такое обновление может происходить 4 раза в час или более, согласно (8) при $a_m=3$ и n=4, будет

$$p(O_{\rm m}) = 0,4.$$

7. Вероятность обновления срочной информации 1 раз в час. Наземная система наблюдений за облачностью обеспечивает ежечасную передачу данных в метеорологические центры, поэтому

$$p(O_i) = 1.$$

5. Расчет критериев метеорологической эффективности радиолокационной системы наблюдений

1. Вероятность обнаружения и распознавания зон осадков и опасных явлений. Как уже было показано в работе [1], применение специальной метеорологической радиолокационной аппаратуры МРЛ-1 для обнаружения опасных явлений, связанных с Cb, обеспечивает определенные значения вероятности их обнаружения на разных расстояниях. Эти значения приводятся в табл. 6.

Из табл. 6 следует, что эффективным радиусом обнаружения опасных явлений можно считать $R_{\rm st} = 150$ км.

Таблица б

	Вероятность обнаружения в зависимости от радиуса R					
Опасные явления	50 км	100 км	150 км	200 км	250 км	300 км
Ливни	1	1	0,8	0,5	0,2	
Грозы	1	1	1,0	0,9	0,5	0,1
Град	1	1	1.0	0,9	0,6	0,2

10ř

Таким образом, если располагать МРЛ-1 через 300 км, то обна ружение опасных явлений можно обеспечить со следующими верс :ятностями:

$$p(K)_{\text{obh}}^{\text{ливн}} = 0.8; \quad p(K)_{\text{obh}}^{\text{rpo3}} = 1; \quad p(K)_{\text{obh}}^{\text{rpaga}} = 1.$$

В отличие от субъективных визуальных наблюдений, опознава ние обнаруженных Сь и их деление на ливни, грозы и град произво дится на основе объективных признаков, объединенных в числен ный критерий У [4]. Теоретическая и практическая оценка оправды ваемости такого критерия, проведенная по данным трех МРЛ-1 расположенных в Воейково, Внуково и на Шоссейной, показала [6] чтο

$p(K)_{\text{опозн}}^{\text{ливн}}$	$\simeq p(K)^{\text{гроз}}_{\text{опозн}}$	$\simeq p(K)$ опозн	\simeq 0,8.

Вероятность обнаружения (%) Вилы облачности лето зима Ns 100 100 Sc, St (нижний ярус) 81 84 Cb 100 100 90 91 As, Ac (средний ярус) Сі, Сс, Сs (верхний ярус) 89 91 Cu cong. 86 91 93 Средняя

Тогда, учитывая, что повторяемость ливней в году составляет •0.6, гроз — 0.35, града — 0.05, общая вероятность получения сведений об опасных явлениях с помощью МРЛ-1 в радиусе 150 км будет

$$p(K_{\rm m}) = 0.71.$$

2. Вероятность обнаружения и классификации видов облачности и типов облачных систем. Сопоставив вероятности обнаружения различных форм облаков с помощью МРЛ-1 в радиусе до 30 км с данными самолетных наблюдений [5], мы получили результаты, приведенные в табл. 7.

В среднем за год $p(K)_{\text{обн}} = 0,92$. Как показали самолетные наблюдения, классификация видов облачности радиолокационным способом с использованием объективных радиолокационных критериев [7] происходит с вероятностью

 $p(K)_{0\Pi 03H} = 0.9.$

Помимо форм облаков, МРЛ-1 хорошо обеспечивает обнаружение и опознавание (на основе объективных признаков [3]) основных

Таблица

ипов облачных систем: Cu cong.— Cb; As—Ns; As—Cb—Ns; As—Cb—Ac; Sc, St, Ac.

Сопоставление радиолокационной информации с самолетными анными и результатами синоптического анализа показывает, что-

$$p(K)_{\text{обн}}^{\text{об. сист}} = 1$$
 и $p(K)_{\text{опозн}}^{\text{об. сист}} = 1$.

Таким образом, в среднем обнаружение и опознавание облаков облачных систем с помощью МРЛ-1 происходит с вероятностью-

$$p(K_i) = 0.92.$$

3. Вероятность определения границ облачных слоев h с максииальной ошибкой, не превышающей ± 500 м. Средняя квадратичная ошибка $\sigma_{\Delta k}$, имеющая место при использовании радиолокационного метода наблюдений, составляет ± 150 м. Поскольку максимально допустимая ошибка меньше чем 3 $\sigma_{\Delta h} = +450$ м, то

$$p(T)^{h} = 1$$
.

4. Вероятность определения вертикальной мощности *H* опасных явлений, связанных с Cb, с максимальной ошибкой, не превышающей ±1 км.

Средняя квадратичная ошибка $\sigma_{\Delta h}$, имеющая место при использовании радиолокационного метода наблюдений, составляет ± 500 м. Следуя (7), найдем $p(T)^H$ в интервале ΔH от $\beta = +1$ км до $\alpha = -1$ при $\sigma_{\Delta h} = +500$ м и $m_{\Delta h} = 0$:

$$p(T)^{H} = 0.97.$$

5. Вероятность определения площадей S, занятых осадками и опасными явлениями, с максимальной относительной ошибкой, не превышающей $\pm 50\%$. Поскольку максимальная относительная ошибка измерения площадей осадков радиолокационным методом не превышает $\pm 50\%$,

$$p(T)^{s} = 1.$$

6. Вероятность обновления данных штормовой информации через каждые 15 мин. Изучение статистических данных о времени прохождения штормовой информации от МРЛ-1 до потребителя показывает, что в зависимости от применяемых каналов связи и объема информации это время колеблется от 5 до 20 мин., составляя в среднем 10 мин. Это значит, что в среднем за 1 час такая информация может обновляться 5 раз. Тогда вероятность того, что такое обновление происходит 4 раза в час и более, следуя (8) и принимая $a_{\rm m} = 5$ и n = 3, будет

$$p(O_{\rm m}) = 0.74.$$

Основные характери- стики информации	Информация, удовле- творающая запросы потребятелей	Информация, получаемая с помошью рамосокаци- онной скстемы	Информация, получаемая с помощью визуальной системы	Критерни м гической эс пости радио кой сис	аетеороло- ффектив- олокацион- стемы	Критерин гической иости ви сис	иетеороло- вффектив- зуальной гемы
-				птормоные	срочные	штормовые	срочкые
Объем опасные явления, связанные с Сb	Локализация со 100 %-ной ве- роятностью	Обнаружение с вс- роятностью 100 % и распознавание с вероятностью 85 %	Обнаружение со средней вероятно- стью 51% и рас- познавание с веро- ятностью 100%	$p(K_{ij}) = 0$		P(K_m)= =0,28	
формы облаков (тип облачных систем)	Определение со 190%-ной ве- роятностью	Обнаружение с вероятностью 92 % н роятностью 92 % н распознавание с вероятностью 100 %	Обнаружение со средней вероятно- стью 70% и распоз- навание с вероят- ностью 00%		$p(K_{c}) = -0.92$		$p(K_c) = -0.62$
Точность опреде- ления			· · ·	. :	•,		
вертикальные границы облач- ных слоев	С максимальной ошибкой, ве пре- вышающей ±500 м	Со средней квадра- тичней ошнбкой ±150 м	С максимальной ошибкой ±2 км		$p(T_{\rm c})=1$.: .	$p(T_{c}) = 0,55$
вертикальная мощнесть опас- ных явлений, связанных с Cb	С максимальной ошибкой, не пре- выциающей ±1 км	Со средней квадра- тичной ошнбкой ±500 м	С максимальной ошибкой ±3 км	$p(T_{m}) = 0, 37$	-	$P(T_{m}) = 0,68$	

:104

p(T)= =0,82	ļ. :	· .	p(0c)=1	
$p(T_{\rm m}) = 0.82$		$p(O_{\rm m}) = 0.40$		
$p(T_c)=1$			p(0,)≕1	
p(T_m)=1		$p(O_{\rm H}) = 0,74$		<u> </u>
С максимальной от- носительной опиб- кой, превышающей сотни процентов		Среднее время по- лучения информа- ции с сети 20 мин. (от 5 до 30 мин.)	Получение инфор- мации с сети 1 раз в час	-
С максимальной от- носительной отинб- ной ±50%		Среднее время полу- чения ниформации с сети 15 мин. (от 5 до 20 мин.)	Получение информа- цик с сети 1 раз в час	
С максимальной ошибкой, (отно- сительной), не презышающей ±50%		Время обновления инфориации на сеги через идж- дые 15 мин.	Получение нв- формации с се- ти 1 раз в час	· · ·
площади, зани- маемые осадиа- ми и опасными явлениями	Оперативность по- лучения	штормовой нн- формации	срочной инфор- мации	
2				105-

7. Вероятность обновления срочной информации 1 раз в час. Ра диолокационная система наблюдений обеспечивает получение сроч ной информации каждый час, поэтому

$$p(O_{\rm c}) = 1.$$

6. Сравнение критериев метеорологических эффективностей систем наземных и радиолокационных наблюдений

В табл. 8 на основе уравнения (3) приводятся результаты оценки критериев метеорологической эффективности двух систем на блюдений по разным характеристикам и видам информации.

Из табл. 8 следует, что:

1) штормовая информация обеспечивается:

а) системой радиолокационных наблюдений с эффективностью

$$P_{\rm m}^{\rm pn} = 0.5$$
,

б) системой наземных визуальных наблюдений с эффективностью

$$P_{\rm m}^{\rm ps} = 0,084;$$

2) срочная информация обеспечивается:

а) системой радиолокационных наблюдений с эффективностью

$$P_{\rm c}^{\rm pn} = 0,92,$$

б) системой наземных визуальных наблюдений с эффективностью

$$P_{\rm c}^{{}_{\rm H}{}_{\rm B}}=0,43;$$

3) полный комплекс информации об облачности и опасных явлениях обеспечивается при $q_{\rm m} = q_{\rm c} = 0.5$:

а) системой радиолокационных наблюдений с эффективностью

$$P_{\rm obm}^{\rm pn} = 0,71,$$

б) системой наземных визуальных наблюдений с эффективностью

$$P_{\rm obin}^{\rm HB} = 0,26.$$

Эти критерии метеорологических эффективностей убедительно показывают, что применение радиолокационной системы наблюдений в значительной мере увеличивает процент информации, удовлетворяющей запросы потребителей. Так, процент штормовой ин-

ормации увеличивается примерно в 6 раз, срочной — в 2 раза полного комплекса информации — в 3 раза.

Очевидно, что с метеорологической точки зрения радиолокационый метод наблюдений за облачностью и опасными явлениями явяется более эффективным, чем метол визуальных наблюдений: земли.

ЛИТЕРАТУРА

- , Сальман Е. М., Дивинская Б. Ш. Вероятность радиолокационного обнаружения осадков. Тр. ГГО, вып. 159, 1964.
- . Игнатова Р. В., Петрушевский В. А. Эффективность и обеспеченность радиолокационных обнаружений облаков, не дающих осадков. Тр. ГГО,
- вып. 173, 1965. . Гашина С. Б., Сальман Е. М. Радиолокационные признаки характера облачных систем и их эволюции. Тр. ГГО, вып. 217, 1967. . Сальман Е. М., Гашина С. Б. Локализация осадков и грозоопасных.
- зон по их радиолокационным характеристикам. Тр. ГГО, вып. 217, 1967.
- . Дивинская Б. Ш., Сальман Е. М. Сравнение радиолокационной и метеорологической информации об облачности. Тр. ГГО, вып. 243, 1969.
- 3. Гашина С. Б., Дивинская Б. Ш., Сальман Е. М. Методика исполь-Зования и результаты проверки численного радиолокационного критерия. грозоопасных облаков. Тр. ГГО, вып. 231, 1968.
 Игнатова Р. В., Петрушевский В. А., Сальман Е. М. Радиолока-ционные признаки характера облачности. Тр. ГГО, вып. 173, 1965.

СОДЕРЖАНИЕ

	- I.
В. С. Опришко, Е. М. Сальман. Выбор оптимальных стратегий пове-	
дения в задаче классификации метеообразований по радиолокацион-	
ным данным	3
Е. М. Сальман, С. Б. Гашина. Применение методов статистического рас-	
познавания к задаче радиолокационной классификации облаков 2	20
Е. М. Сальман, С. Б. Гашииа, Л. И. Кузнецова. Зависимость радио-	
локационных критериев опасных явлений от интенсивности конвекции 2	29
Е. М. Сальмаи, Б. М. Ерухимович. Метод расчета вероятности обна-	1
ружения радиоэхо облаков и осадков	33
Е. М. Сальман, Б. М. Ерухимович. Об ошибках определения коэффи-	
циента отражаемости облаков и осадков, вызванных ослаблением 📜 4	ŧ1
Г. Б. Брылев, В. К. Зотов, Р. В. Игнатова, А. Г. Лииев,	1
Е. М. Сальман, А. А. Федоров. Некоторые методические вопросы	
измерения интенсивности радиоэхо облаков и осадков	19
Г. Б. Брылев, А. Г. Линев, А. А. Федоров. Погрешности различных	
способов измерения средней мощности радиоэхо облаков 6	35
В. К. Зотов, А. А. Федоров. Аппаратура для поимпульсной регистрации	
сигналов, отраженных от метеообразований	7
В. С. О пришко. Моделирование алгоритма классификации грозовых и лив-	
невых облаков по радиолокационным данным	⁽⁶⁾
Е. М. Сальман, Б. Ш. Дивинская. Вопросы метеорологической эффек-	
тивности радиолокационной системы наблюдений за облачностью и опас-	5
ными явлениями погоды	12

ТРУДЫ ГГО, вып. 261

Радиолокационная метеорология

Под редакцией Сальмана Евгения Матвеевича

Редактор А. Б. Котиковская Технический редактор М. И. Брайнина Корректор, Л. И. Хромова

Сдано в набор 24/VIII 1970 г. Подписано к печати 18/II 1971 г. Бумага тип. № 1. 60×90¹/16. Бум. л. 3,5. Печ. л. 7. Уч.-изд. л. 7,11. М-25081. Индекс МЛ-79. Заказ 897. Тираж 760 экз. Цена 50 коп. Гидрометеорологическое издательство. Ленинград, В-53, 2-я линия, 23.

Сортавальская книжная типография Управления по печати при Совете Министров КАССР. Сортавала, Карельская, 42.