

УДК 551.501.81

ОСОБЕННОСТИ ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ ПРИ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ КЛАССИФИКАЦИИ ОПАСНЫХ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ЯВЛЕНИЙ КУЧЕВО-ДОЖДЕВОЙ ОБЛАЧНОСТИ

Васильев О.В., д.т.н., профессор, профессор кафедры «Техническая эксплуатация радиоэлектронного оборудования воздушного транспорта» МГТУ ГА, e-mail: vas_ov@mail.ru

Галаева К.И., к.т.н., старший преподаватель кафедры «Техническая эксплуатация радиоэлектронного оборудования воздушного транспорта» МГТУ ГА, e-mail: ks.galaeva@mail.ru

Шепеть И.П., к.т.н., профессор, профессор кафедры «Информационные системы и электроника» Технологического института сервиса (филиал Донского ГТУ в г. Ставрополь), e-mail: ship.1963@mail.ru

Никоненко А.В., к.т.н., ведущий инженер МТУСИ, e-mail: nikon-74@mail.ru

FEATURES OF SIGNAL PROCESSING IN RADAR CLASSIFICATION OF DANGEROUS METEOROLOGICAL PHENOMENA OF CUMULONIMBUS CLOUDS

Vasiliev O. V., Galaeva K. I., Shepet' I. P., Nikonenko A. V.

The existing classification criteria for such dangerous meteorological phenomena as rainfalls, thunderstorms, hail in weather radars have obvious shortcomings, since they are formed separately for each phenomenon, based only on data on the altitude distribution of atmospheric radar reflectivity, air temperature. The paper shows how the criteria for classifying dangerous meteorological phenomena should be optimized in the following areas: using information on the altitude distribution of maximum values of not only reflectivity, but also atmospheric turbulence in the classification criteria; the classification should be built in accordance with a single selected criterion for distinguishing statistical hypotheses. The article presents the features of signal processing in the radar classification of dangerous meteorological phenomena. It is shown that radar classification of dangerous meteorological phenomena of cumulonimbus clouds is solved in the form of a problem of distinguishing statistical hypotheses under conditions of a priori uncertainty, which is eliminated experimentally by obtaining and processing training samples, calculating estimates of the probabilistic description of features and using them in the algorithm as true values.

Key words: weather radar, classification by hazard level, dangerous meteorological phenomena of cumulonimbus clouds, signal processing, problem of distinguishing statistical hypotheses.

Ключевые слова: метеорологический радиолокатор, классификация по степени опасности, опасные метеоявления кучево-дождевой облачности, обработка сигналов, задача различения статистических гипотез.

Обоснование актуальности

Классификация опасных метеоявлений по отраженным радиолокационным сигналам является классической задачей различения статистических гипотез в условиях априорной неопределенности (когда неизвестны ни виды, ни параметры законов распределения вероятностей информационных параметров), т.е. задачей распознавания. Решение предполагает формирование алфавита классов (ограниченного множества классифицируемых явлений), словаря признаков (информативных параметров отраженного сигнала), который для принятого критерия различения гипотез обеспечивает классификацию явлений с заданной достоверностью. Из данной постановки следует, что процесс классификации состоит из множества этапов, каждый из которых определяет последовательность и особенности обработки сначала сигналов, а затем информации.

В существующих отечественных метео РЛС классификация осуществляется по данным высотного распределения радиолокационной отражаемости и профиля температуры [1-3]. В иностранных метео РЛС для задачи классификации метеоявлений дополнительно ис-

Существующие критерии классификации таких опасных метеоявлений, как ливень, гроза, град в метеолокаторах имеют явные недостатки, поскольку сформированы отдельно для каждого явления, основаны только на данных о высотном распределении радиолокационной отражаемости атмосферы, температуры воздуха. В работе показано, как критерии классификации опасных метеоявлений должны быть оптимизированы по следующим направлениям: использование в критериях классификации информации о высотном распределении максимальных значений не только отражаемости, но и турбулентности атмосферы; классификация должна строиться в соответствии с единым выбранным критерием различения статистических гипотез. В статье представлены особенности обработки сигналов при радиолокационной классификации опасных метеоявлений. Показано, что радиолокационная классификация опасных метеоявлений кучево-дождевой облачности решается в виде задачи различения статистических гипотез в условиях априорной неопределенности, которая устраняется экспериментальным путем получения и обработки обучающих выборок, расчета оценок вероятностного описания признаков и их использования в алгоритме в качестве истинных значений.

пользуются поляриметрические методы [4-7].

Использование вероятностного подхода при классификации опасных метеоявлений (ОМЯ) требует более строгого и обобщенного взгляда на решение данной задачи и, как следствие, широкого набора методов обра-

ботки сигналов и информации. Причем, последовательность этапов обработки предполагает пошаговое обобщение информации с выдачей на заключительном этапе однозначных и достоверных решений.

Настоящая работа детально описывает особенности обработки сигналов как при формировании метеопродуктов в современном отечественном метеорологическом радиолокационном комплексе (МРЛК БЗ «Монокль»), так и при классификации ОМЯ кучево-дождевой облачности (КДО) на основании вероятностного подхода. МРЛК БЗ удовлетворяет современным международным и отечественным требованиям [8-12].

Особенности формирования метеорологических продуктов в МРЛК БЗ «Монокль»

МРЛК БЗ представляет собой радиолокационный комплекс, который осуществляет излучение зондирующих радиоимпульсов, приём, предварительную обработку сигналов и их оцифровку, первичную, вторичную и третичную обработку информации и её отображение. МРЛК БЗ состоит из приемо-передающего антенного модуля со спецвычислителем, автоматизированного рабочего места оператора МРЛК БЗ (рис. 1). Антенна – щелевая антенная решетка ЩАР диаметром около 760. Тактико-технические характеристики МРЛК БЗ указаны в табл.1. Приемо-передающий модуль – когерентный, твердотельный с возможностью формирования и обработки сложных сигналов, изменения частоты повторения импульсов, длительности интервалов когерентной обработки.

Предварительная обработка реализована в виде согласованного приема отраженных импульсных сигналов. Первичная обработка по импульсно-доплеровскому принципу предполагает (рис. 2):

- накопление оцифрованного отраженного сигнала, формирование пачек, получение спектра сигнала в каждом канале дальности для каждого углового положения антенны (в так называемых «конических сечениях»);
- фильтрация импульсных помех, отражений от точечных объектов, формирование порога, обнаружение сигнала и оценка его мощности в каждом канале дальности;
- оценка значений радиальной скорости и ширины спектра сигнала для всех каналов дальности, в которых обнаружен сигнал.

Вторичная обработка информации обеспечивает вычисление значений отражаемости атмосферы в каждом элементарном объеме, а также турбулентности и радиальной скорости. Отражаемость вычисляется по известным выражениям [13], а турбулентность, оцениваемая через удельную скорость диссипации турбулентной энергии – посредством достаточно сложного пространственного корреляционного анализа значений центральной доплеровской частоты и ширины спектра. Детальное описание этих операций выходит за рамки данной статьи. Результатом вторичной обработки информации является формирование выходных векторов отражаемости, радиальных скоростей и турбулентности в каждом канале дальности для конических сечений.

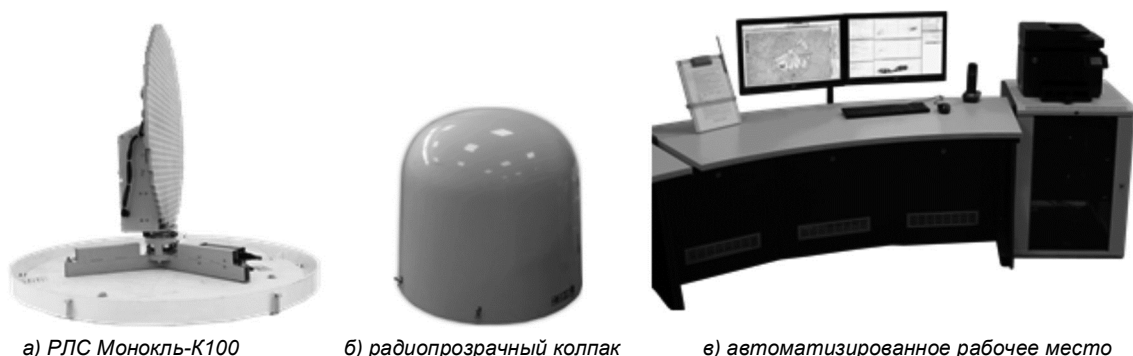


Рис. 1. Состав метеорологического радиолокационного комплекса ближней аэродромной зоны

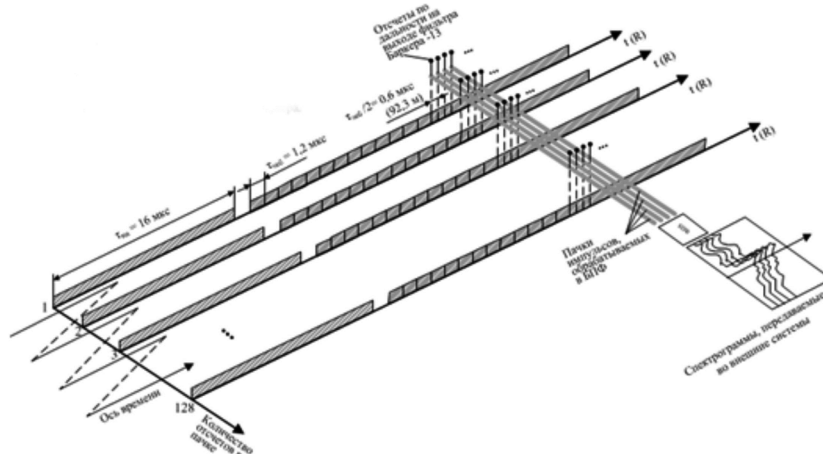


Рис.2. Структура первичной импульсно-доплеровской обработки отраженного сигнала

Таблица 1. Тактико-технические характеристики МРЛК БЗ

Наименование характеристики	Значение
Мощность излучения в импульсе	100 Вт
Рабочая частота	9330-9375 МГц
Длительность импульса	2.1, 4.1, 8.1, 16 мкс
Период повторения импульсов	243-495 мкс
Тип антенны	ЩАР с горизонт поляризацией
Ширина диаграммы направленности антенны ДНА	3° 15' x 3° 15'
Метеорологический радиолокационный потенциал	не менее 250 дБ
Размеры	диаметр – 115 см, высота – 110 см
Масса	не более 70 кг

Третичная обработка сигналов предполагает:

- формирование декартова пространства в координатах X, Y, Z относительно РЛС с размером ячеек 1х1х1 км;
- оценку значения метеопараметра для центра ячейки, которая формируется в результате усреднения всех измерений, попавших в ячейку;
- расчет промежуточных значений метеопараметров через градиент между соседними точками как по вертикали; так и по горизонтали;
- формирование карт метеоявлений с оконтуриванием, градацией опасности и построением любых сечений.

На рис. 3 представлена карта классифицируемых реальных метеоявлений от облачности до торнадо в радиусе 100 км. Причем классификация в данном примере производится «старым» неоптимизированным методом.

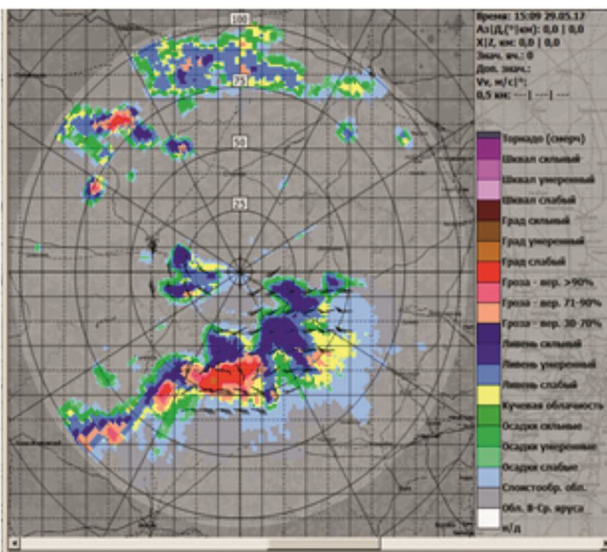


Рис. 3. Карта метеорологических явлений в ячейках при круговом обзоре МРЛК БЗ

Общая структура обработки РЛ сигналов при классификации опасных метеорологических явлений кучево-дождевой облачности

Байесовская теория принятия решений составляет основу статистического подхода к задаче классификации сигналов, образов, явлений природы [14]. Постановка задачи распознавания метеорологических явлений в рассматриваемом случае предполагает решение следующих взаимосвязанных задач:

- формирование алфавита классов, то есть набора

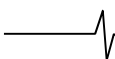
классифицируемых метеорологических явлений КДО, в нашем случае ливень – гроза – град – другое явление (термин «другое явление» используется в «строгой» постановке задачи, так как алфавит должен формировать полную группу событий);

- выбора признакового пространства, то есть тех информационных параметров, которые выделяются из отраженного радиолокационного сигнала и позволяют классифицировать явления с заданной достоверностью;
- определения достаточной статистики, то есть того вероятностного описания признаков и явлений, которые будут использованы при распознавании (обоснование матрицы потерь, наличие априорной информации, плотности распределения вероятностей информационных параметров, степень корреляции признаков и т.д.);
- выбора критерия распознавания (байесовского, максимума функции правдоподобия, Неймана – Пирсона и т.д.) и требований к достоверности, которые и определяют значение порога принятия решений.

В общем случае, данная последовательность задач является итерационной и предполагает коррекцию алфавита, признаков и критериев для достижения требуемой достоверности распознавания при ограничениях на ресурсы разного рода.

Обозначим метеоявление символом ω , причем для ливня $\omega = \text{л}$, для грозы $\omega = \text{гз}$, а для града $\omega = \text{гд}$. Величина ω рассматривается как случайная величина в том смысле, что состояние природы не известно. В нашем случае положим, что априорные вероятности событий также не известны. Для упрощения задачи без потери качества ее решения примем очевидное допущение: достаточной статистикой в рассматриваемом случае является условная плотность распределения признака x при наблюдении метеоявления ω_i $p(x/\omega_i)$, где $i \in \{\text{л}, \text{гз}, \text{гд}\}$. Данная статистика позволяет сформировать решение на основе метода максимального правдоподобия: выбирается то решение $\omega = i$, для которого $p(x/\omega_i) > p(x/\omega_k)$ для всех $k \neq i$ (1)

Достаточные статистики, сформированные без использования сведений, содержащихся в априорном распределении и функции потерь, определяют структуру оптимального решения и оптимальный способ обработки информации. В этом заключается их универсальность и адекватность при решении целого ряда прикладных задач синтеза информационных систем в условиях априорной неопределенности [15].



Степень априорной неопределенности может быть различной. В рассматриваемом случае имеет место полная априорная неопределенность, когда неизвестны ни виды, ни параметры законов распределения вероятностей информационных параметров. Казалось бы, при такой полной априорной неопределенности статистический синтез невозможен, потому что нельзя ни сформулировать, ни вычислить критерий оптимальности. Однако вместо неизвестных распределений могут быть использованы эмпирические данные, которые называют обучающими выборками.

В [14] показано, что задача преодоления полной априорной неопределенности может быть решена в три этапа:

- на первом этапе, исходя из физической сущности решаемой задачи, определяется класс возможных распределений вероятностей, ограниченный некоторым семейством с произвольными значениями параметров (в нашем случае семейство распределений, близких к гауссовому);

- на основании принятых в статистической теории непараметрических критериев согласия (Колмогорова, Смирнова, χ^2 Пирсона и т.д.) проверяются гипотезы о соответствии данных наблюдения одному из заданных в семействе теоретическому распределению вероятностей информационного параметра [16];

- на третьем этапе уже параметрическая неопределенность устраняется использованием в качестве истинных значений параметров их оптимальных оценок (в нашем случае выборочных математических ожиданий (МО) и среднеквадратических отклонений (СКО)).

Этап устранения параметрической априорной неопределенности

В представленной работе обучающая выборка получена экспериментальным путем. С целью получения статистических описаний вероятностных распределений отражаемости и удельной скорости диссипации турбулентной энергии атмосферы (EDR) был проведен анализ реальных радиолокационных сигналов, отраженных от метеоявлений ливень, гроза, град. Исследования проводились в Верхнем Поволжье в теплый период 2021, 2022 гг. В качестве инструмента получения исходных данных была использована радиолокационная информация, полученная на выходе МРЛК БАЗ «Монокль».

Методика проведения экспериментальных исследований и структура обработки сигналов представлена на рис. 4. Валидация полученных данных о классифицированных метеорологических явлениях в МРЛК БАЗ проводилась путем сопоставления с достоверными метеорологическими источниками: наземными метеорологическими станциями (МС), расположенными в городах Старица, Волоколамск, Можайск и Гагарин и сертифицированными радиолокаторами сети Росгидромет типа ДМРЛ-С. В случае наблюдения явления по карте МРЛК БАЗ и карте МРЛС за указанный интервал времени, явление считается подтвержденным по карте МРЛК БАЗ в том случае, если совпадает в пространстве с явлением на карте МРЛС, в противном случае – неподтвержденным. Всего было проведено по 50 подтвержденных

опытов для каждого ОМЯ.



Рис. 4. Процесс проведения экспериментальных исследований

Для получения распределения параметров атмосферы на каждой высоте с дискретом 1 км были оценены следующие значения: максимальная отражаемость в облаке Z_{max} , а также максимальное значение EDR в облаке (EDR_{max}). Пример распределения максимальной отражаемости для серии экспериментов для ливня представлен на рис. 5.

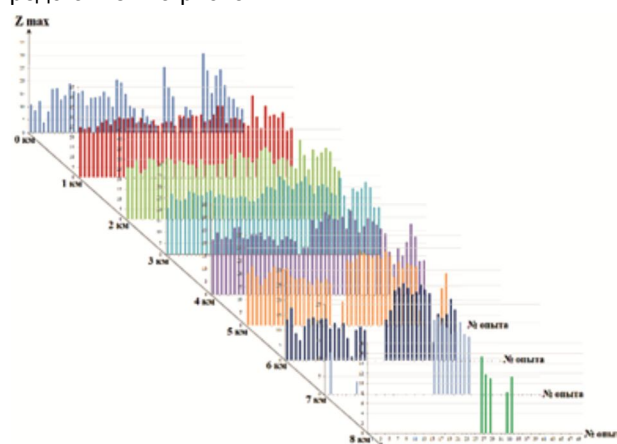


Рис. 5. Пример экспериментальных данных распределения максимальной отражаемости по высотам для ливневых осадков

Структура статистической обработки экспериментальных данных представлена на рис. 6 [16-18].



Рис. 6. Процесс статистического анализа экспериментальных данных

В качестве примера на рис. 7 представлена гистограмма относительных частот величины $H(Z_{max})$.

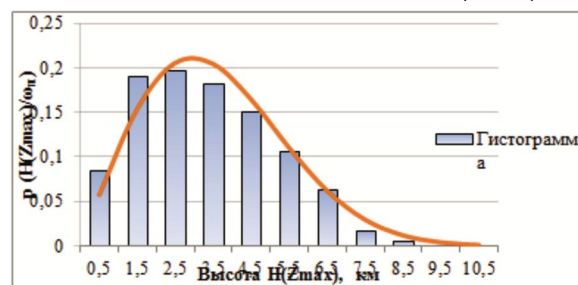


Рис. 7. Гистограмма относительных частот высоты максимальной отражаемости

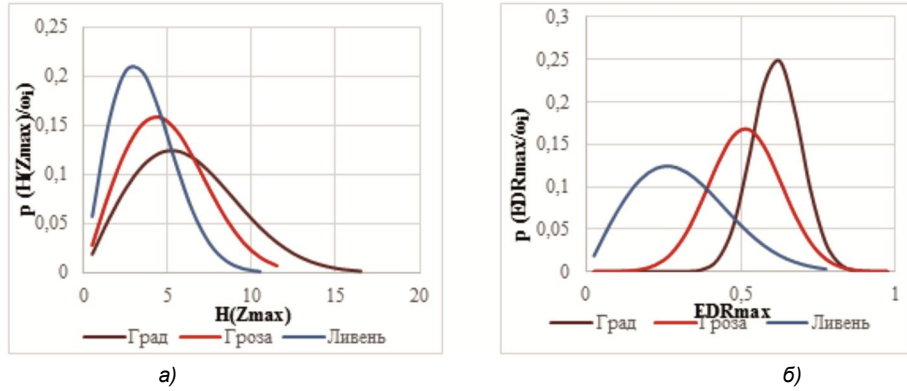


Рис. 8. Плотность распределения вероятности $H(Z_{\max})$ (а) и EDR_{\max} (б) для рассматриваемых метеоявлений

Проверка различных гипотез о виде распределений по критерию согласия χ^2 Пирсона для уровня значимости 0.01 показала максимальное соответствие экспериментальных относительных частот обобщенному распределению Рэлея – Райса

$$f(x | \mu, \sigma) = \frac{x}{\sigma^2} e^{-\frac{x^2 + \mu^2}{2\sigma^2}} I_0\left(\frac{x \cdot \mu}{\sigma^2}\right), \quad (2)$$

где $I_0(z)$ – модифицированная функция Бесселя первого рода нулевого порядка, $\mu = 2$ – МО и $\sigma = 2.5$ – СКО. Результат аппроксимации гистограммы теоретическим законом представлен на также рис. 7. Параметры μ и σ в строгом смысле не являются МО и СКО, однако соответствующим образом отражают форму распределения [19-21].

На основании разработанной методики был также проведен статистический анализ параметра $H(EDR_{\max})$ для ливня, а также амплитудного распределения параметров отражаемости и EDR (Z_{\max} , EDR_{\max}) для гроз и града. Распределения Райса для параметров $H(Z_{\max})$ и EDR_{\max} , рассматриваемых метеоявлений отображены на рис. 8, а) и 8, б).

Полученные, по результатам вычислений высотного распределения отражаемости и EDR для ливня, гроз и града параметры μ , σ_x распределения Райса указаны в табл. 2. По сути, данная таблица представляет собой параметрическое описание априорного словаря признаков классификации ОМЯ «ливень-гроза-град».

Таблица 2. Параметры распределения Райса для ливня, грозы и града

Параметр	Ливень	Гроза	Град
	$H(Z_{\max})$		
МО	$\mu = 2$	$\mu = 3,5$	$\mu = 4$
СКО	$\sigma_x = 2,5$	$\sigma_x = 3$	$\sigma_x = 4$
	$H(EDR_{\max})$		
МО	$\mu = 2$	$\mu = 3$	$\mu = 4$
СКО	$\sigma_x = 2,5$	$\sigma_x = 4$	$\sigma_x = 4,5$
	Z_{\max}		
МО	$\mu = 22$	$\mu = 29$	$\mu = 42$
СКО	$\sigma_x = 7$	$\sigma_x = 8$	$\sigma_x = 10$
	EDR_{\max}		
МО	$\mu = 0.2$	$\mu = 0.5$	$\mu = 0.61$
СКО	$\sigma_x = 0.2$	$\sigma_x = 0.12$	$\sigma_x = 0.08$

Таким образом, статистический анализ данных обучающей выборки показал, что плотности распределения максимальной отражаемости и турбулентности по значениям и высоте имеют уникальный параметрический

характер, описываемый обобщенным законом Райса. Априорная неопределенность устранена.

Этап выбора рабочего словаря признаков

Формирование рабочего словаря признаков из априорного определяется на основании информативности (разделяющей способности) признаков для конкретного критерия классификации. Для критерия максимума правдоподобия (1) с учетом (2) сформируем порог для альтернативы $i, k; i \neq k$ в виде решения уравнения

$$h_{\text{пор}}(i, k) = \frac{x}{\sigma_i^2} e^{-\frac{x^2 + \mu_i^2}{2\sigma_i^2}} I_0\left(\frac{x \cdot \mu_i}{\sigma_i^2}\right) - \frac{x}{\sigma_k^2} e^{-\frac{x^2 + \mu_k^2}{2\sigma_k^2}} I_0\left(\frac{x \cdot \mu_k}{\sigma_k^2}\right) = 0, \quad (3)$$

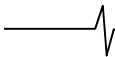
Примером решения пары уравнений для плотностей распределения вероятностей $p(Z_{\max}/\omega_i)$, где $i \in \{\text{л, гз, гд}\}$ (рис. 9, а) является формирование пары порогов: $h_{\text{л,гз}}(Z_{\max}) = 27.4 \text{ дБЗ}$; $h_{\text{гз,гд}}(Z_{\max}) = 37.2 \text{ дБЗ}$.

Для любого признака x из множества Z_{\max} , EDR_{\max} , $H(Z_{\max})$, $H(EDR_{\max})$ может быть сформирована полная матрица вероятностей классификации [14]

$$P(x) = \begin{bmatrix} P_{\text{лл}}(x) & P_{\text{лгз}}(x) & P_{\text{лгд}}(x) \\ P_{\text{гзл}}(x) & P_{\text{гзгз}}(x) & P_{\text{гзгд}}(x) \\ P_{\text{гдл}}(x) & P_{\text{гдгз}}(x) & P_{\text{гдгд}}(x) \end{bmatrix}, \quad (4)$$

элементы которой вычисляются как

$$\begin{cases} P_{\text{л,л}}(x) = \int_0^{h_{\text{л,гз}}(x)} p(x, \text{л}) dx; \\ P_{\text{л,гз}}(x) = \int_{h_{\text{л,гз}}(x)}^{h_{\text{гз,гд}}(x)} p(x, \text{л}) dx; \\ P_{\text{л,гд}}(x) = \int_{h_{\text{гз,гд}}(x)}^{\infty} p(x, \text{л}) dx; \\ P_{\text{гз,л}}(x) = \int_0^{h_{\text{л,гз}}(x)} p(x, \text{гз}) dx; \\ P_{\text{гз,гз}}(x) = \int_{h_{\text{л,гз}}(x)}^{h_{\text{гз,гд}}(x)} p(x, \text{гз}) dx; \\ P_{\text{гз,гд}}(x) = \int_{h_{\text{гз,гд}}(x)}^{\infty} p(x, \text{гз}) dx; \\ P_{\text{гд,л}}(x) = \int_0^{h_{\text{л,гз}}(x)} p(x, \text{гд}) dx; \\ P_{\text{гд,гз}}(x) = \int_{h_{\text{л,гз}}(x)}^{h_{\text{гз,гд}}(x)} p(x, \text{гд}) dx; \\ P_{\text{гд,гд}}(x) = \int_{h_{\text{гз,гд}}(x)}^{\infty} p(x, \text{гд}) dx. \end{cases} \quad (5)$$



где диагональные элементы определяют достоверность принятия правильных решений. Применение в качестве пределов интегрирования 0 и ∞ не совсем корректно, однако постановка задачи анализа информативности признаков классификации ОМЯ это вполне допускает. Для случая, представленного на рис. 9, а, получим

$$P(Z_{\max}) = \begin{bmatrix} 0,715 & 0,263 & 0,022 \\ 0,347 & 0,463 & 0,19 \\ 0,05 & 0,218 & 0,732 \end{bmatrix}, \quad (6)$$

В (6) при невысоких величинах вероятностей правильной классификации наблюдаются значительные вероятности перепутывания. Для признака $H(Z_{\max})$ пороги имеют значения $h_{л,гз}(H(Z_{\max})) = 4.63 \text{ км}$; $h_{гз,гд}(H(Z_{\max})) = 6.53 \text{ км}$, (рис. 9, б).

Высокая площадь перекрытия кривых проявляется в неприемлемых значениях элементов всей матрицы классификации, каждого в своем качестве.

$$P(H(Z_{\max})) = \begin{bmatrix} 0,759 & 0,153 & 0,088 \\ 0,518 & 0,205 & 0,277 \\ 0,374 & 0,177 & 0,449 \end{bmatrix}. \quad (7)$$

Практически аналогичная картина наблюдается для признака $H(EDR_{\max})$, где пороги имеют значения: $h_{л,гз}(EDR_{\max}) = 5.09 \text{ км}$; $h_{гз,гд}(H(EDR_{\max})) = 6.89 \text{ км}$

$$P(H(EDR_{\max})) = \begin{bmatrix} 0,791 & 0,156 & 0,053 \\ 0,463 & 0,220 & 0,317 \\ 0,359 & 0,208 & 0,433 \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Не намного лучше ситуация складывается для признака EDR_{\max} , где пороги равны $h_{л,гз}(EDR_{\max}) = 0.39 \text{ м}^2 \text{ с}^{-3}$; $h_{гз,гд}(H(EDR_{\max})) = 0.54 \text{ м}^2 \text{ с}^{-3}$. В случае с

грозы достоверность принятия решений опять неприемлема.

$$P(EDR_{\max}) = \begin{bmatrix} 0,712 & 0,205 & 0,083 \\ 0,146 & 0,440 & 0,414 \\ 0,002 & 0,170 & 0,828 \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Таким образом, наихудшую информативность при классификации опасных метеоявлений кучево-дождевой облачности имеют признаки $H(Z_{\max})$, $H(EDR_{\max})$. Большей разделяющей способностью обладают признаки Z_{\max} , EDR_{\max} , однако и для них достоверность классификации гроз неприемлема.

Очевидно, что заданная достоверность классификации может быть достигнута при совместном использовании признаков в правилах принятия решений в виде многомерных плотностей распределения вероятностей.

Кроме того, на данном этапе примем допущение о независимости признаков, что серьезно упростит решение задачи без существенного влияния на результат.

Для принятого допущения о статистической независимости признаков их n -мерная плотность распределения вероятностей имеет вид

$$p(x_1, \mu_1, \sigma_1, x_2, \mu_2, \sigma_2, \dots, x_n, \mu_n, \sigma_n) = \prod_{i=1}^n p(x_i, \mu_i, \sigma_i), \quad (10)$$

где $p(x_i, \mu_i, \sigma_i)$ определена в виде (1), а пороги принятия решений определяются решением уравнений

$$\prod_{i=1}^n p(x_i, \mu_i, \sigma_i) - \prod_{k=1}^n p(x_k, \mu_k, \sigma_k) = 0. \quad (11)$$

На рис. 10 изображен пример двумерной плотности распределения $p(Z_{\max}, H(Z_{\max})/\omega_i)$ с порогами в виде кривых, формирующих области принятия решений.

А на рис. 11 – для случая $p(Z_{\max}, EDR_{\max}/\omega_i)$.

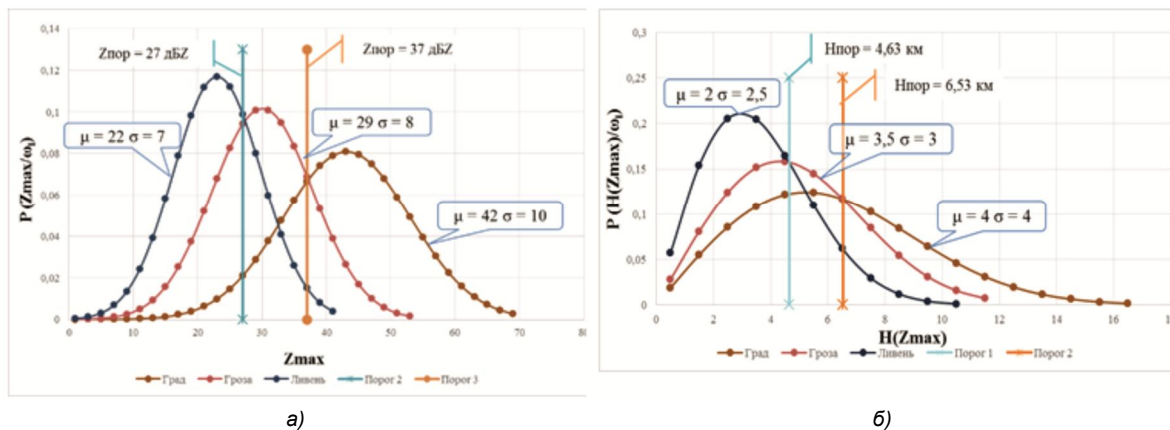


Рис. 9. Пороги принятия решений для параметра Z_{\max} (а) и $H(Z_{\max})$ (б)

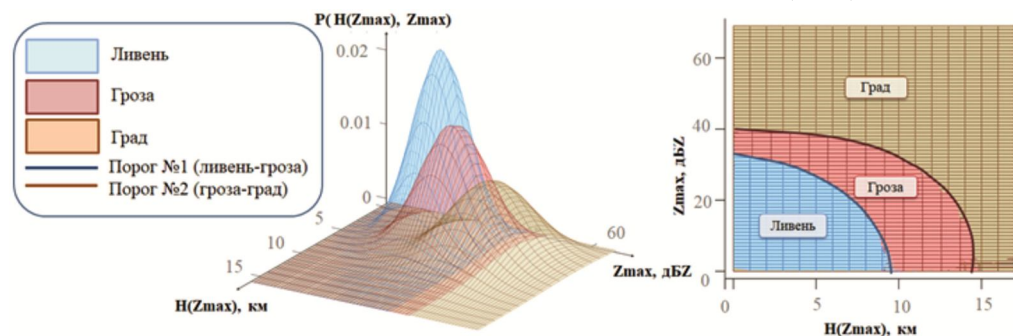


Рис. 10. Области решений для $p(Z_{\max}, H(Z_{\max}))$

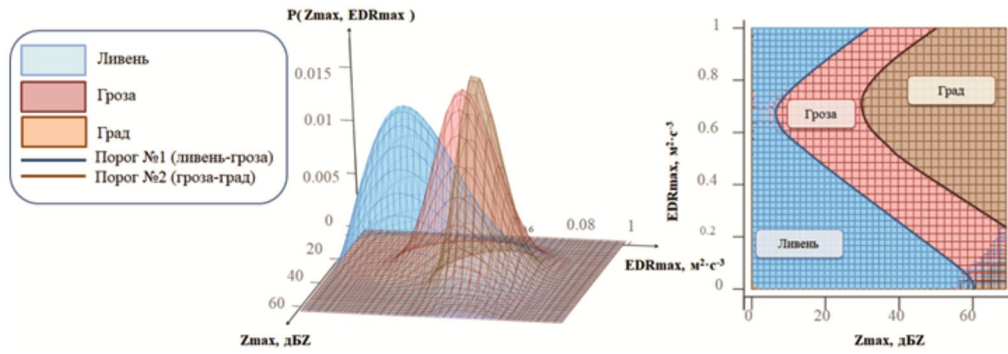


Рис. 11. Области решений для $p(Z_{\max}, EDR_{\max})$



Рис. 12. Структура алгоритма радиолокационной классификации опасных метеоявлений кучево-дождевой облачности на основании байесовского подхода

Полные матрицы вероятностей для двумерных задач имеют вид:

$$P(Z_{\max}, H(Z_{\max})) = \begin{bmatrix} 0,753 & 0,243 & 0,004 \\ 0,320 & 0,505 & 0,175 \\ 0,040 & 0,216 & 0,744 \end{bmatrix}, \quad (12)$$

$$P(EDR_{\max}, H(EDR_{\max})) = \begin{bmatrix} 0,761 & 0,175 & 0,064 \\ 0,146 & 0,463 & 0,391 \\ 0,003 & 0,181 & 0,816 \end{bmatrix}, \quad (13)$$

Для наиболее информативных признаков Z_{\max} и EDR_{\max} матрица равна

$$P(Z_{\max}, EDR_{\max}) = \begin{bmatrix} 0,769 & 0,161 & 0,070 \\ 0,141 & 0,683 & 0,176 \\ 0,031 & 0,159 & 0,810 \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Матрица (14) ожидаемо имеет лучшие показатели по достоверности классификации. Проанализируем рост этого показателя с увеличением размерности решаемой задачи. Получим

$$P(Z_{\max}, H(Z_{\max}), H(EDR_{\max})) = \begin{bmatrix} 0,809 & 0,174 & 0,017 \\ 0,231 & 0,553 & 0,216 \\ 0,075 & 0,173 & 0,752 \end{bmatrix}. \quad (15)$$

$$P(EDR_{\max}, H(EDR_{\max}), H(Z_{\max})) = \begin{bmatrix} 0,788 & 0,146 & 0,066 \\ 0,251 & 0,497 & 0,252 \\ 0,049 & 0,144 & 0,807 \end{bmatrix}. \quad (16)$$

$$P(Z_{\max}, H(Z_{\max}), EDR_{\max}) = \begin{bmatrix} 0,800 & 0,195 & 0,005 \\ 0,162 & 0,691 & 0,147 \\ 0,024 & 0,159 & 0,817 \end{bmatrix}. \quad (17)$$

$$P(Z_{\max}, H(Z_{\max}), EDR_{\max}, H(EDR_{\max})) = \begin{bmatrix} 0,839 & 0,138 & 0,023 \\ 0,145 & 0,701 & 0,154 \\ 0,022 & 0,157 & 0,821 \end{bmatrix}. \quad (18)$$

В матрице вероятностей (18), как и ожидалось, достигнуты максимальные значения вероятностей правильной классификации.

Этап классификации опасных метеоявлений

Таким образом, задача радиолокационной классификации опасных метеоявлений кучево-дождевой облачности решается в виде задачи различения статистических гипотез в условиях априорной неопределенности, которая устраняется путем (в данном случае экспериментальным) получения и обработки обучающих выборок, расчета оценок вероятностного описания признаков и их использования в алгоритме в качестве истинных значений. Структура алгоритма радиолокационной классификации опасных метеоявлений кучево-дождевой облачности на основании байесовского подхода выглядит следующим образом – рис. 12.

Обучение алгоритма формируется в результате последовательного выполнения операций верхней строчки. После обучения пороги принятия решения фиксируются для ограниченного набора признаков, значения которых на этапе классификации поступают на решающее устройство (классификатор).

Заключение

Предложен единый критерий классификации ОМЯ КДО: ливень – гроза – град, основанный на статистической теории различения гипотез по информации, полученной с выхода МРЛК БЗ «Монокль». Задача распознавания связана с последовательностью выполнения предварительной обработки сигналов, их оцифровки, первичной, вторичной и третичной обработки информации и её отображения.

Наибольшие трудности связаны с этапом обучения по представительной выборке как по времени, так и по объему обрабатываемой информации. Крайне важны допущения, принимаемые в процессе устранения априорной неопределенности. Очевидно, что существует пространственная вариативность исходных данных построения алгоритмов. Это связано с особенностями климатической зоны, в которой установлен радиолокационный метеодатчик. Таким образом, обучение и настройка алгоритмов классификации должны производиться непосредственно в месте установки. Кроме того, необходимо устранять имеющую место временную изменчивость параметров атмосферы. Таким образом, процесс обучения должен идти параллельно процессу классификации.

В дальнейшем авторами будут проведены исследования, посвященные реализации выбора информативных признаков и определения их пороговых значений за счёт использования алгоритмов машинного обучения и искусственного интеллекта.

Статья подготовлена в рамках поддержанного грантом Российского научного фонда проекта № 23-29-00450 «Исследование отражательных и турбулентных характеристик атмосферы с использованием нового отечественного метеорологического радиолокационного комплекса ближней зоны «Монокль» в различных климатических зонах в интересах повышения достоверности автоматической классификации опасных метеоявлений».

Литература

1. Методические указания по производству метеорологических радиолокационных наблюдений на ДМРЛ-С на сети Росгидромета. СПб., 2013. 164 с.
2. Методические указания по использованию информации доплеровского метеорологического радиолокатора ДМРЛ-С в синоптической практике. М., 2019. 129 с.
3. Руководство по производству наблюдений и применению информации с неавтоматизированных радиолокаторов МРЛ-1, МРЛ-2, МРЛ-5. РД 52.04.320-91. СПб. 1993.
4. F.J. Yanovsky. «Evolution and Prospects of Airborne Weather Radar Functionality and Technology», 18th International Conference on Applied Electromagnetics and Communications, 2005. DOI:10.1109/ICECOM.2005.204987.
5. V.N. Brongi, and V. Chandrasekar. «Polarimetric Doppler Weather Radar», Cambridge University Press. 2004.
6. Kessler E., Lee J.T., Wilk K.E. Associations between aircraft measurements of turbulence and weather radar measurements. Bulletin of American Meteorological Society, vol.46, no 8, 1965, pp. 433-447.
7. A.Lupidi et al. Polarimetry applied to avionics weather radar: Improvement on meteorological phenomena detection and classification. Conference: Digital Communications - Enhanced Surveillance of Aircraft and Vehicles (TIWDC/ESAV), 2011 Tyrrhenian International Workshop on, pp. 73-77.
8. Vasiliev O. The Design and Operation Features of the Near-airfield Zone Weather Radar Complex «Monocle» / Vasiliev O., Bolelov E., Galaeva K., Gevak N., Zybakin S., Kolesnikov E., Peshko A., Sinitsyn I.// 2021 XVIII Technical Scientific Conference on Aviation Dedicated to the Memory of N.E. Zhukovsky (TSCZh).
9. Васильев О.В., Коротков С.С., Галаева К.И., Бояренко Э.С. Критерии принятия решений для классификации метеоявлений в метеорологическом радиолокационном комплексе ближней аэродромной зоны. Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации. 2023. Т. 26. № 2.
10. Болелов Э.А., Васильев О.В., Зябкин С.А., Чиров Д.С. Разработка нечетко-логического классификатора фазового состояния гидрометеоров для алгоритма классификации зон вероятного обледенения воздушных судов в метеолокаторах X-диапазона. Т-Comm: Телекоммуникации и транспорт. 2023. Том 17. № 10. С. 4-12.
11. D.S. Chirov, E.A. Bolelov, S.A. Zybakin and O.V. Vasiliev. «Fuzzy-logical Classifier of the Phase State of Hydrometeors in X-band Weather Radars», 2023 Wave Electronics and its Application in Information and Telecommunication Systems (WECONF), St. Petersburg, Russian Federation, 2023, pp. 1-4, doi: 10.1109/WECONF57201.2023.10148003.
12. Васильев О.В., Зябкин С.А., Никоненко А.В., Чиров Д.С. Функционально-ориентированная модель формирования метеорологического продукта в X-диапазоне от гидрометеоров переохлажденной жидкости при полном поляризационном приеме. Цифровая обработка сигналов. 2023. № 1. С. 54-61.
13. Довиак Р., Зрнич Д. Доплеровские радиолокаторы и метеорологические наблюдения. Монография. Под ред. А.А. Черникова. Л.: Гидрометеиздат, 1988. 512 с.
14. Дуда Р., Харт П. Распознавание образов и анализ сцен. Москва: Мир, 1976.
15. Репин В.Г., Тартаковский Г.П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. М.: 1977.
16. Тихонов В.И., Бакаев Ю.Н. Статистическая теория радиотехнических устройств. М.: Изд. ВВИА им. проф. Н.Е. Жуковского. 1978.
17. Бекряев В.И. Основы теории эксперимента. Учебное пособие. СПб.: Изд. РГГМУ, 2001. 266 с.
18. Дегтярев А.С., Драбенко В.А., Драбенко В.А. Статистические методы обработки метеорологической информации. Учебник. СПб: ООО «Андреевский издательский дом», 2015. 225 с.
19. Аппроксимация на основе типовых распределений экспериментальных данных URL: <https://poznayka.org/s97706t1.html> (Дата обращения: 12.02.2024)
20. Кремер Н.Ш. Теория вероятностей и математическая статистика. 2-е изд. 2004
21. Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных. Справочное издание. М.: Финансы и статистика, 1983. 471 с.