

УДК 621.396.6

И. К. ВАСИЛЬЕВА, О. В. МИГАС

Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского "ХАИ", Украина

ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ АППАРАТУРНЫХ ПОГРЕШНОСТЕЙ НА ДОСТОВЕРНОСТЬ КЛАССИФИКАЦИИ ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ОБРАЗОВАНИЙ

Разработан последовательный алгоритм классификации метеобразований по поляризационным признакам, реализующий стратегию с накоплением информации и отбрасыванием классов по критерию достаточного количества информации. Представлены результаты оценки эффективности работы алгоритма. Выполнено исследование влияния на достоверность классификации аппаратурных погрешностей, возникающих при измерении поляриметрических характеристик сигналов, – неидентичности коэффициентов усиления в каналах поляризации, неортогональности поляризационного базиса, наличия паразитной кросс-поляризации. Предложена методика, позволяющая обосновывать количественные требования к характеристикам приемо-передающего модуля в составе системы распознавания.

Ключевые слова: гидрометеорологическое образование, классификация, информационный критерий, вероятность правильного решения, аппаратурная погрешность.

Введение

Неблагоприятные погодные условия значительно повышают вероятность возникновения авиационного происшествия, поэтому для обеспечения безопасности полетов необходимо оперативное обнаружение и распознавание классов метеобразований. На сегодняшний день наиболее эффективным средством обнаружения опасных погодных явлений являются бортовые метеонавигационные комплексы (МНК), предназначенные для информационного обеспечения решения задач навигации самолетов. Недостатком этих комплексов является отсутствие постобработки радиолокационной информации, так как наблюдаемый на индикаторе сигнал характеризуется интенсивностью отраженного от объекта сигнала, а не степенью опасности метеобъекта. О том, что существующие МНК в полной мере не позволяют обеспечить достоверное и оперативное распознавание опасных для полетов классов метеобразований, свидетельствуют авиационные катастрофы последних лет, произошедшие по причине погодных условий. Так, 10 июня 2012 года в Киевской области из-за грозы разбился самолет с парашютистами, пять человек погибло. 28 декабря 2014 года в Яванском море при пролете грозы потерпел крушение авиалайнер Airbus A320-216, погибли 162 человека [1].

Повысить оперативность и достоверность принятия решения о классе метеобразования можно за счёт применения эффективных алгоритмов классификации; при этом качество работы алгоритма во многом определяется количеством измеряемой по-

лезной информации об объекте наблюдения и способом использования этой информации в решающих правилах. Одним из путей получения информативных признаков для классификации гидрометеобразований является анализ поляризационных свойств отраженных сигналов, так как различия формы, фазового состояния частиц, их преимущественной ориентации относительно плоскости поляризации зондирующего сигнала приводят к изменению первоначальных поляризационных параметров электромагнитной волны в результате ее рассеяния на частицах метеобъекта. На основании измеряемой первичной поляризационной информации (для линейного базиса – амплитуд и разностей фаз ортогонально поляризованных компонент) определяются поляризационные признаки (ПП). Взаимосвязи между структурными характеристиками метеобъектов и значениями различных ПП, которые обычно выражаются в виде пороговых границ в многомерном пространстве ПП, позволяют сделать вывод о классе гидрометеобразования [2, 3]. Достоверность принятого решения при этом будет обусловлена не только эффективностью метода классификации, но и погрешностями измерения сигналов, обусловленных такими факторами как наличие паразитной кросс-поляризационной компоненты, неидентичность диаграмм направленности антенны на ортогональных поляризациях, неточностями калибровки поляриметрических радиолокаторов и др.

Целью работы является исследование влияния аппаратурных погрешностей на достоверность классификации метеобразований по ПП.

1. Алгоритм классификации объектов

При синтезе бортовых МНК встают задачи выбора информативных параметров сигналов, обеспечивающих классификацию заданного множества сигналов, и построения решающего правила в пространстве информативных параметров с учетом требований минимизации времени на принятие решения и максимизации достоверности распознавания градо- и грозоопасных образований.

В метеорологии для классификации используют поляризационные признаки метеобъектов, которые базируются на обработке комплексной поляризационной матрицы рассеяния (ПМР) [4]:

$$\dot{S} = \begin{bmatrix} HH \exp(i\phi_{hh}) & HV \exp(i\phi_{hv}) \\ VH \exp(i\phi_{vh}) & VV \exp(i\phi_{vv}) \end{bmatrix}.$$

Непосредственно измеряемые элементы ПМР (амплитуды и фазы сигналов) существенно зависят от расстояния до объекта, количества частиц в объеме метеообразования и распределения частиц по размерам. Поэтому для классификации классов метеобъектов предпочтительнее использовать ПП, которые связаны с формой частиц и не зависят от их количественной концентрации [5]. По результатам анализа информативности таких ПП установлено, что наиболее информативными для распознавания четырех классов метеобъектов (дождь, ливень, гроза и град) являются линейное деполяризационное отношение при горизонтальном зондировании LDR_h , которое характеризует степень деполяризации электромагнитной волны, а также дифференциальная отражаемость градового сигнала H_{dr} , которая позволяет провести условную границу раздела между дождем и градом.

Формулы для определения ПП следующие:

$$LDR_h = 10 \log(VH^2 / HH^2), \tag{1}$$

где VH, HH – элементы ПМР (амплитуды сигналов);

$$H_{dr} = Z_h - f(Z_{dr}), \tag{2}$$

где

$$Z_h = \frac{4\lambda^4}{\pi^4} \left| \frac{\dot{\epsilon} + 2}{\dot{\epsilon} - 1} \right|^2 HH^2, \tag{3}$$

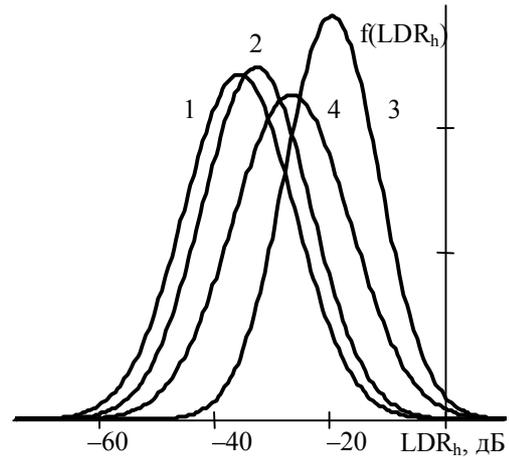
где λ – длина волны (3 см);

$\dot{\epsilon}$ – комплексная диэлектрическая проницаемость воды $80,6 - 23,8645i$;

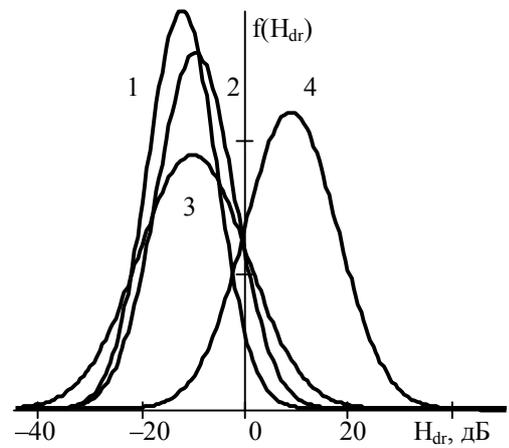
$$Z_{dr} = 10 \log(HH^2 / VV^2), \tag{4}$$

$$f(Z_{dr}) = \begin{cases} 60, & Z_{dr} > 1,74 \text{ дБ}; \\ 19Z_{dr} + 27, & 0 < Z_{dr} < 1,74 \text{ дБ}; \\ 27, & Z_{dr} \leq 0 \text{ дБ}. \end{cases} \tag{5}$$

На рис. 1 показаны плотности распределения вероятностей (ПРВ) ПП четырех классов. Для повышения различимости объектов был сформирован двумерный признак $\vec{x} = \{LDR_h, H_{dr}\}$.



а



б

Рис. 1. Статистические модели ПП объектов (1 – дождь; 2 – ливень; 3 – гроза; 4 – град): а – линейное деполяризационное отношение при горизонтальном зондировании LDR_h , б – дифференциальная отражаемость градового сигнала H_{dr}

Для описания многомерных признаков в статистических решающих правилах используют многомерные законы распределения (ЗР); наиболее распространенной моделью является многомерное нормальное распределение [6]:

$$f_p(\vec{x}; \vec{m}, \mathbf{R}) = (2\pi)^{-p/2} \cdot (\det \mathbf{R})^{-1/2} \times \exp\{-0,5 \cdot (\vec{x} - \vec{m})^T \cdot \mathbf{R}^{-1} \cdot (\vec{x} - \vec{m})\}, \tag{6}$$

где \vec{m} – вектор математического ожидания (МО) данных наблюдений в p -мерном пространстве \mathbf{X} ;

\mathbf{R} – корреляционная матрица, элементы которой $\{r_{ij}\sigma_i\sigma_j\}$ – центральные моменты второго порядка, образованные составляющими вектора \vec{x} , где σ_i – среднеквадратическое отклонение (СКО);

r_{ij} – нормированный коэффициент корреляции между i -й и j -й компонентами случайного вектора.

Для двумерного случая (6) принимает вид:

$$f_2(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-r_{12}^2}} \times \exp\left\{-\frac{1}{2(1-r_{12}^2)}\left[\left(\frac{x_1-m_1}{\sigma_1}\right)^2 - 2r_{12}\left(\frac{x_1-m_1}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-m_2}{\sigma_2}\right) + \left(\frac{x_2-m_2}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\}. \quad (7)$$

На этапе обучения получают эталонные описания объектов – условные по классам $A = \{a_k\}$ ПРВ $f_2(\bar{x}|a_k)$, $k = 1 \dots K$, K – количество классов; в качестве параметров ПРВ используют их статистические оценки, найденные по обучающим выборкам.

Алгоритм классификации разработан на основе положений теории информации. Информационный способ описания и анализа систем распознавания обеспечивает наиболее общую постановку задачи с четко определенными ограничениями, налагаемыми на решение, определяет структуру оптимальной системы, позволяет оценить качество работы системы распознавания еще на этапах ее проектирования.

В ходе последовательной процедуры принятия решения реализуется стратегия с накоплением информации и отбрасыванием классов [7].

На первом этапе наблюдения выполняется расчет двумерной модели признаков по одному отсчету. Находятся априорные вероятности классов

$$P(a_k) = 1/K. \quad (8)$$

Затем вычисляется количество информации в пользу k -го класса, которое содержится в данном отсчете признака. Для меры информации Кульбака [8] количество информации, содержащееся в событии $A = a_k$, определяется как

$$I(a_k | \bar{x}) = \ln\left(\frac{1-P(a_k)}{Q(\bar{x}|a_k)}\right), \quad (9)$$

где

$$Q(\bar{x}|a_k) = \frac{1}{f(\bar{x}|a_k)} \sum_{j \neq k=1}^K P(a_j) f(\bar{x}|a_j). \quad (10)$$

Отнесение контрольных выборок к k -му классу (или исключение k -го класса из дальнейшего рассмотрения) производится путем сравнения количества информации в пользу k -го класса с минимально достаточным количеством информации (МДКИ) для меры Кульбака. Для случая равновероятного появления любого из заданных классов ($K > 2$) МДКИ определяется как [8]:

$$\psi_k = 2 \ln(K-1). \quad (11)$$

Решение в пользу класса a_k принимается, если $I(a_k | \bar{x}) > \psi_k$. Если пороговое значение не превышено, то переходят к следующему шагу распознавания, на котором выполняют переопределение количества информации с учетом информации, накоп-

ленной на предыдущих интервалах наблюдения, и полученное значение сравнивают с пороговым. Указанные шаги выполняют до тех пор, пока пороговое значение не будет превышено. Для снижения времени на принятие решения используется процедура с отбрасыванием классов: если количество информации $I(a_k | \bar{x})$ в пользу k -го класса принимает значение меньше порогового ($-\psi_k$), то данный класс исключается из дальнейшего рассмотрения; при этом априорные вероятности остальных классов пересчитывают так, чтобы выполнялось условие:

$$\sum_{k=1}^K P(a_k) = 1.$$

Если одновременно два класса достигли значения МДКИ, то принятие решения в пользу одного из двух оставшихся классов выполняется по критерию максимального правдоподобия [7]:

$$f(\bar{x}|a_v) = \max_k \{f(\bar{x}|a_k)\} \Rightarrow \bar{x} \in a_v. \quad (12)$$

При отбрасывании одновременно трёх классов, решение принимается в пользу оставшегося класса. Если для всех классов $I(a_k | \bar{x}) < -\psi_k$, то решение принимается в пользу класса с наибольшим значением количества информации.

Процедура классификации прекращается при достижении максимального количества наблюдений $m_{\max} = 10$, необходимого для принятия решения; тем самым ограничивается время принятия решения. В таком случае для принятия решения используется только один порог (максимум информации). По результатам работы алгоритма, средний объем контрольной выборки составил 2 отсчета.

Для оценки эффективности классификационного алгоритма рассчитывают матрицы вероятностей ошибок распознавания, элементы которых $\{P_{ij}\}$ находят как относительные количества принятия решений в пользу класса a_i , в то время как контрольная выборка принадлежит классу a_j , $i, j = 1 \dots K$; диагональные элементы матриц P_{ii} соответствуют вероятностям правильных решений при распознавании i -го класса (табл. 1, 2).

Показателем эффективности алгоритма является общая эмпирическая вероятность правильного распознавания:

$$P_{\text{пр}} = \sum_{k=1}^K P(a_k) P_{kk} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K P_{kk}. \quad (13)$$

Таблица 1

Оценки вероятностей ошибок распознавания

Класс a_k	Решение в пользу класса a_k			
	Дождь	Ливень	Гроза	Град
Дождь	0,719	0,209	0,072	0
Ливень	0,292	0,582	0,125	0
Гроза	0,019	0,036	0,859	0,085
Град	0	0	0,058	0,942

Общая вероятность правильного распознавания составила $P_{пр} = 0,78$. Как видно по данным табл. 1, классы дождь и ливень слабо различимы между собой; принимая во внимание, что первостепенное значение имеет распознавание грозоопасных зон и областей формирования града, целесообразно объединить эти два класса в один – дождь.

Эмпирические вероятности ошибок распознавания для уточненного множества классов метеопреобразований принимают значения, представленные в табл. 2; общая вероятность правильного распознавания $P_{пр} = 0,90$.

Таблица 2

Оценки вероятностей ошибок распознавания при объединении классов дождь и ливень

Класс	Решение в пользу каждого класса		
	Дождь	Гроза	Град
Дождь	0,902	0,098	0
Гроза	0,055	0,86	0,085
Град	0	0,058	0,942

Полученные результаты соответствуют случаю, когда достоверность классификации метеопреобразований по ПП ограничивается лишь возможностями разработанного алгоритма (погрешностью метода ϵ_m). Однако на практике идеальной достоверности не достигается вследствие различных аппаратных погрешностей, возникающих в измерительной системе (погрешность измерения ϵ_i). Достоверная интерпретация полученной информации возможна, если в результатах измерений не содержится существенная погрешность, обусловленная видом и конструктивными характеристиками антенно-волноводного тракта. В связи с этим к характеристикам антенно-волноводного тракта предъявляются повышенные требования, что делает необходимым калибровку поляриметра в рабочем режиме с целью определения текущих поправочных коэффициентов для программы обработки данных [9].

2. Исследование влияния аппаратных погрешностей на ошибки распознавания

В работе выполнено исследование влияния погрешностей, возникающих в антенно-волноводном тракте, на достоверность результатов распознавания классов метеобъектов. Основными факторами, снижающими точность поляризационных измерений, являются наличие паразитной кросс-поляризационной компоненты, неидентичность коэффициентов усиления приемников сигналов с Н и V поляризацией и неортогональность поляризационного базиса. На рис. 2 представлена схема участка приемопередающего тракта поляриметра.

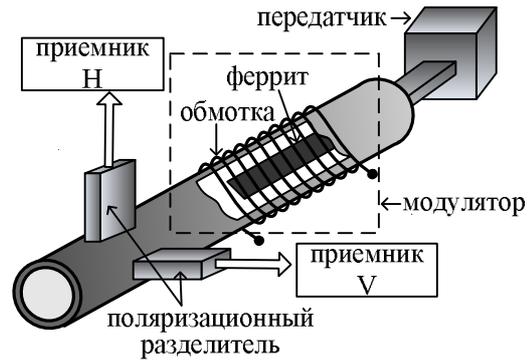


Рис. 2. Участок волноводного тракта

Неравенство коэффициентов усиления в каналах поляризации возникает из-за дрейфа параметров ферритового переключателя при переключениях между каналами.

Уровень паразитной кросс-поляризации связан с технологическими погрешностями при изготовлении волноводного тракта, в результате чего часть энергии из одного канала поляризации просачивается в другой.

Неортогональность базиса может возникать вследствие неточной настройки поляризационного модулятора (например, установки начального тока обмотки ферритового вращателя плоскости поляризации), а также из-за неидеальности поляризационного разделителя.

Для учета аппаратных погрешностей выполняется пересчет контрольных выборок элементов ПМР (амплитуд сигналов) классов метеобъектов по следующим соотношениям:

– неравенство коэффициентов усиления в каналах поляризации Н и V:

$$HH'_k = HH_k, \tag{14}$$

$$HV'_k = HV_k, \tag{15}$$

$$VH'_k = \alpha VH_k, \tag{16}$$

$$VV'_k = \alpha VV_k, \tag{17}$$

где α – относительный коэффициент ослабления; – паразитная кросс-поляризация:

$$HH'_k = HH_k, \tag{18}$$

$$HV'_k = HV_k + \delta HH_k, \tag{19}$$

$$VH'_k = VH_k + \delta VV_k, \tag{20}$$

$$VV'_k = VV_k, \tag{21}$$

где δ – уровень паразитной кросс-поляризации;

– неортогональность поляризационного базиса:

$$HH'_k = HH_k - HV_k \operatorname{ctg} \varphi, \tag{22}$$

$$HV'_k = HV_k / \sin \varphi, \tag{23}$$

$$VH'_k = VH_k (\cos \varphi + \sin \varphi) - VV_k \cos \varphi (1 + \operatorname{ctg} \varphi), \tag{24}$$

$$VV'_k = VV_k (1 + \operatorname{ctg} \varphi), \tag{25}$$

где φ – угол между каналами (базис).

На первом этапе было проведено исследование влияния каждой из погрешностей на вероятность правильного решения $P_{пр}$ по отдельности. Для этого были установлены фиксированные значения факторов α , δ , φ и для каждого класса сгенерированы по три контрольные выборки (амплитудные значения элементов ПМР), содержащие погрешность определенного типа. После пересчета ПП проводилась процедура распознавания, и оценивались значения $P_{пр}$; полученные результаты представлены в табл. 3 (маркерами объектов являются номера классов: 1 – «дождь», 2 – «гроза», 3 – «град»).

На рис. 3 представлены графики зависимости $P_{пр}$ от аппаратных погрешностей, полученные при изменении с дискретным шагом факторов α , δ (дБ), φ (°) в пределах интервалов варьирования:

$$\alpha \in [0,9; 1,1], \delta \in [-30; -15], \varphi \in [88; 92].$$

С помощью графического метода по заданному уровню достоверности $P_{пр} = 0,85$ можно оценить максимальные отклонения факторов от номинальных значений.

Поскольку в реальных условиях все виды погрешностей оказывают одновременное воздействие на точность измерения поляриметрической информации, то на втором этапе исследования проводился имитационный эксперимент по определению зависимости $P_{пр}$ от совокупной аппаратной погрешности при случайных значениях факторов α , δ , φ .

Для случайных величин (СВ) α , φ , характеризующихся симметричным разбросом относительно номинального (среднего) значения ($\alpha = 1 \pm 10\%$, $\varphi = 90 \pm 2^\circ$) принят нормальный закон распределения. Для СВ δ с односторонним полем допуска ($\delta = -30 + 2$ дБ) принято распределение Рэлея.

Моделирование СВ с нормальным ЗР осуществлялось по алгоритму, основанному на центральной предельной теореме [6]:

$$x = m + 0,5\sigma \left[\sum_{i=1}^{48} r_i - 24 \right], \quad (26)$$

где x – реализация нормальной СВ с параметрами m и σ , при этом значение СКО определяется согласно правилу «трех сигм» [6] как

$$\sigma = \Delta x / 3,$$

где Δx – половина ширины абсолютного поля допуска на СВ x ;

r – реализация стандартной СВ, равномерно распределенной в интервале $[0, 1]$.

Для моделирования СВ x с ЗР Рэлея использован алгоритм [6]

$$x = s\sqrt{-2\ln(r)}, \quad (27)$$

где s – параметр распределения Рэлея, связанный с СКО σ (характеристикой разброса) соотношением

$$s = \sigma \sqrt{\frac{2}{4 - \pi}}.$$

Таблица 3
Ошибки распознавания $\{P_{ij}\}$ и вероятности $P_{пр}$ с учетом аппаратной погрешности $\epsilon_{и}$

$\epsilon_{и}$	$\alpha = 0,9$			$\delta = 15$ дБ			$\varphi = 92^\circ$		
$i \backslash j$	1	2	3	1	2	3	1	2	3
1	0,76	0,24	0	0,22	0,78	0	0,05	0,95	0
2	0,08	0,91	0,01	0,01	0,90	0,09	0	0,96	0,04
3	0,21	0,25	0,54	0	0,08	0,92	0	0,15	0,85
$P_{пр}$	0,74			0,68			0,62		

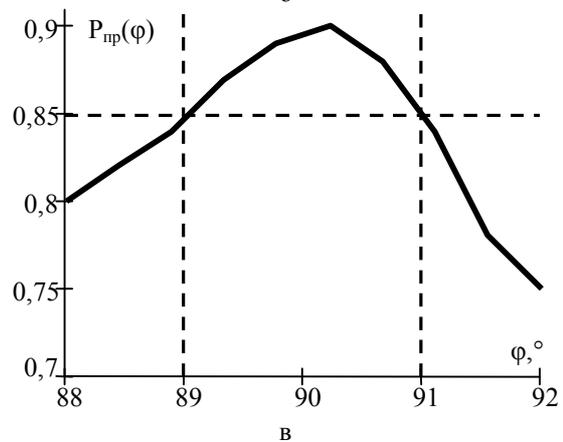
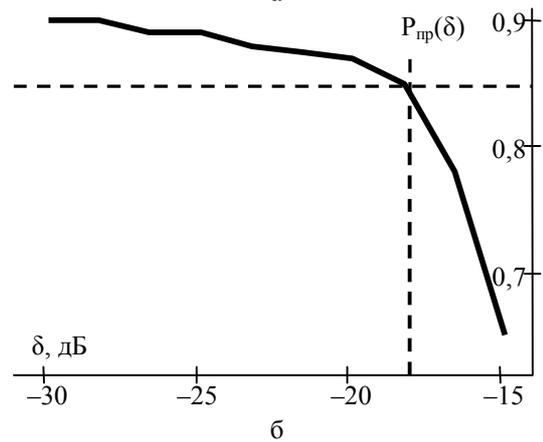
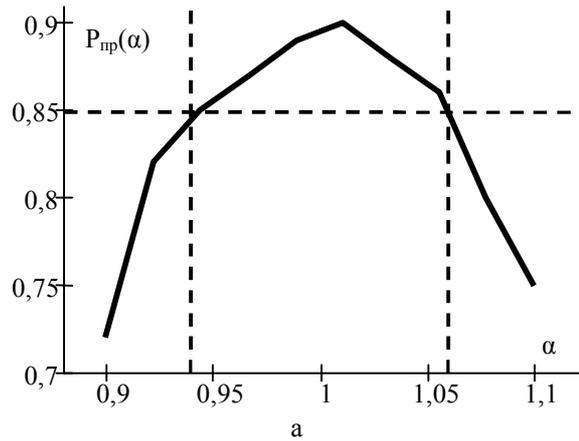


Рис. 3. Зависимости вероятности правильного решения $P_{пр}$ от аппаратных погрешностей: а – неравенство коэффициентов усиления в каналах поляризации; б – паразитная кросс-поляризация; в – ортогональность поляризационного базиса

Гистограммы моделируемых СВ показаны на рис. 4 (объем выборки $M = 200$).

Сгенерированные значения факторов α , δ , φ использовались для пересчета по (14) – (25) выборок элементов ПМР, соответствующих определенному классу метеообразования, по которым согласно (1) – (5) формировались контрольные выборки ПП классов. Далее выполнялась серия процедур распознавания контрольных выборок, содержащих погрешность ε_n , обусловленную совместным влиянием исследуемых факторов.

По результатам серии распознаваний построена гистограмма значений $P_{пр}$ (см. рис. 5, а).

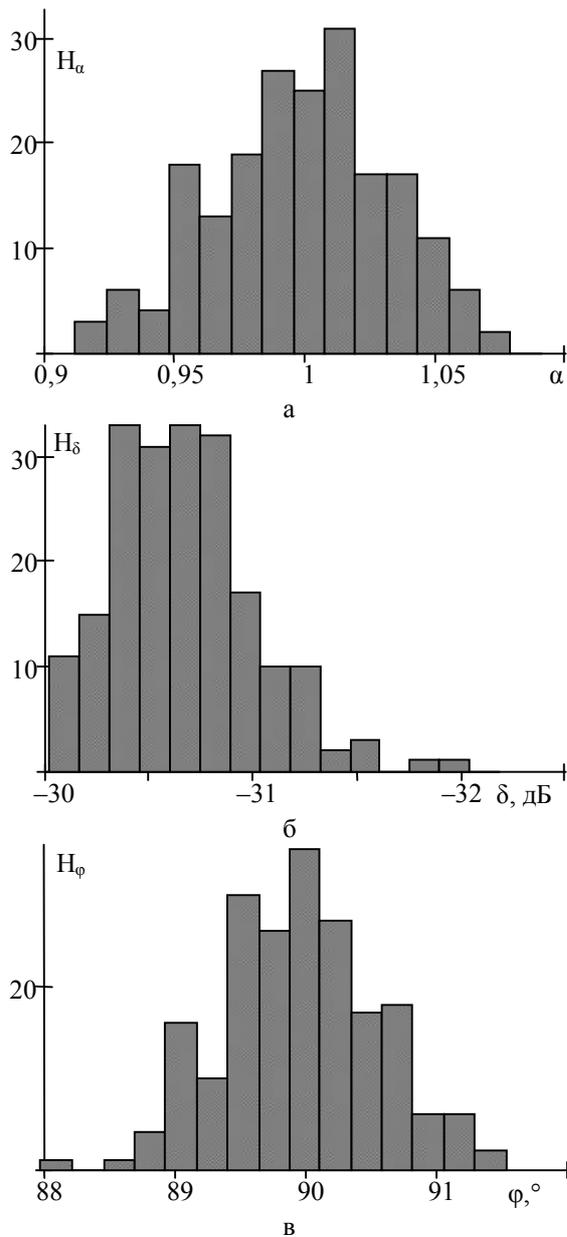


Рис. 4. Результаты моделирования случайных величин аппаратных погрешностей
 а – неравенство коэффициентов усиления;
 б – паразитная кросс-поляризация;
 в – неортогональность поляризационного базиса

Среднее значение вероятности правильного решения составило 0,87, однако минимальное значение $P_{пр}$ недопустимо мало: $\min\{P_{пр}\} = 0,59$. Чтобы обеспечить достоверность распознавания на заданном уровне 0,85, необходимо уменьшить разброс ЗВ α , δ , φ ; для уточнения значений допусков на эти факторы применялся метод статистического моделирования [6]. В результате были установлены следующие поля допусков: $\alpha = 1 \pm 1\%$, $\delta = -30 \pm 1$ дБ, $\varphi = 90 \pm 1^\circ$; гистограмма значений $P_{пр}$, соответствующая этим данным, показана на рис. 5, б. Среднее значение $P_{пр}$ составило 0,89, минимальное – 0,86.

Так как наибольшее влияние на достоверность распознавания оказывают паразитная кросс-поляризация и неортогональность поляризационного базиса (см. табл. 3) и с учетом того, что равенство коэффициентов усиления в каналах может быть достигнуто за счет калибровки, при обосновании количественных требований к точностным характеристикам измерительной системы рассматривались два фактора – δ и φ . В соответствии с приведенной выше методикой выполнялось моделирование случайных значений δ и φ при варьировании номинальных значений этих факторов δ_0 и φ_0 (см. табл. 4):

$$\delta = \delta_0 + 1 \text{ дБ}, \varphi = \varphi_0 \pm 0,5^\circ.$$

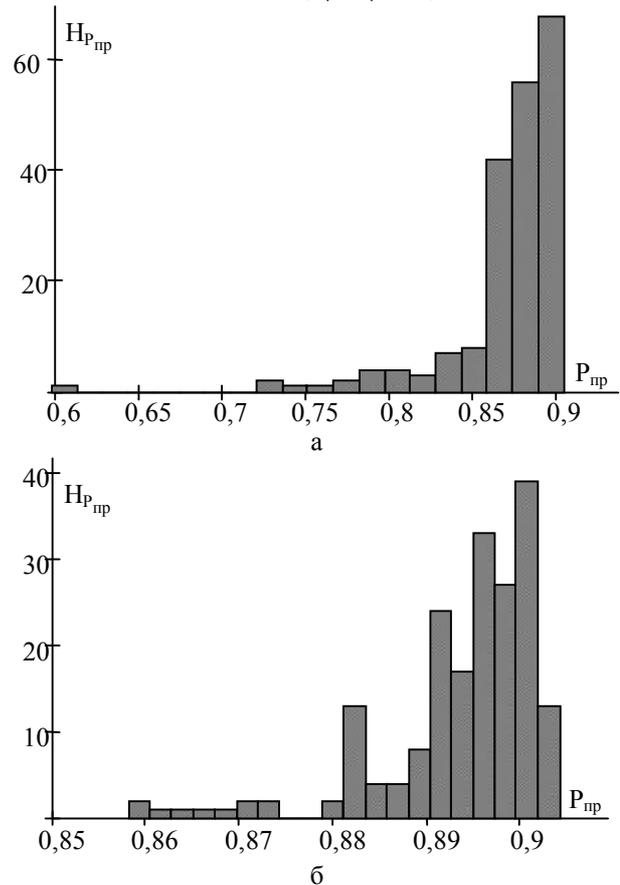


Рис. 5. Гистограммы распределения вероятностей принятия правильного решения:
 а – $\alpha = 1 \pm 10\%$, $\delta = -30 \pm 2$ дБ, $\varphi = 90 \pm 2^\circ$;
 б – $\alpha = 1 \pm 1\%$, $\delta = -30 \pm 1$ дБ, $\varphi = 90 \pm 1^\circ$

С учетом совместного влияния δ и φ на результаты измерений определялись контрольные выборки ПП классов. По результатам серии распознаваний были получены оценки вероятности $P_{пр}$; минимальные значения $P_{пр}$, которые могут быть обеспечены при наличии аппаратных погрешностей, приведены в табл. 4. График $P_{пр\ min}(\delta, \varphi)$ показан на рис. 6.

Для визуализации области значений $\{\delta, \varphi\}$, соответствующих условию $P_{пр\ min} \geq 0,85$, сформировано бинарное изображение В (рис. 7) по правилу:

если $P_{пр\ min}(\delta_i, \varphi_i) \geq 0,85$, то $V_{ij} = 0$, иначе $V_{ij} = 255$; т.о., область Ω допустимых значений $\{\delta, \varphi\}$ имеет на рис. 7 черный цвет.

Для выделения границы $G(\delta, \varphi)$ области Ω использовался метод детектирования контура объекта: $\forall V_{ij} \neq 0$: точка (δ_i, φ_i) является контурной (принадлежит G), если $\prod V_{kl} = 0$, индексы $k, l = \{(i + 1, j), (i - 1, j), (i, j + 1), (i, j - 1)\}$ определяют четверку соседей текущего элемента (δ_i, φ_i) на изображении В.

Для описания границы $G(\delta, \varphi)$ была выполнена полиномиальная аппроксимация массива контурных точек $\{\delta_i, \varphi_i\}$. Степень полинома n была установлена по приемлемой величине критерия точности – среднеквадратичной ошибке аппроксимации E :

$$E = \frac{1}{N} \sqrt{\sum_{i=1}^N [\varphi_i - p_n(\delta_i)]^2}. \quad (28)$$

Значения E при различных степенях полинома n представлены в табл. 5; оптимальным значением степени полинома по критерию E является $n = 6$.

На рис. 8 представлены результаты аппроксимации границы $G(\delta, \varphi)$ полиномом шестой степени.

Таблица 4
Минимальные значения вероятности $P_{пр}$

$\delta_0 \backslash \varphi_0$	$P_{пр\ min}$				
	90°	$90,5^\circ$	91°	$91,5^\circ$	92°
-60 дБ	0,899	0,876	0,827	0,711	0,610
-50 дБ	0,899	0,876	0,827	0,711	0,610
-40 дБ	0,898	0,875	0,826	0,712	0,608
-30 дБ	0,896	0,87	0,82	0,695	0,605
-20 дБ	0,85	0,77	0,66	0,609	0,593

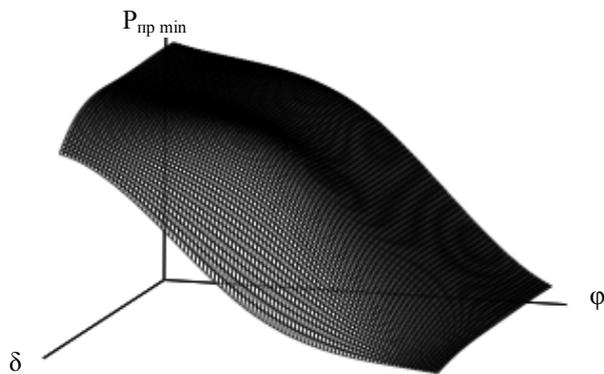


Рис. 6. Вид поверхности $P_{пр\ min}(\delta, \varphi)$

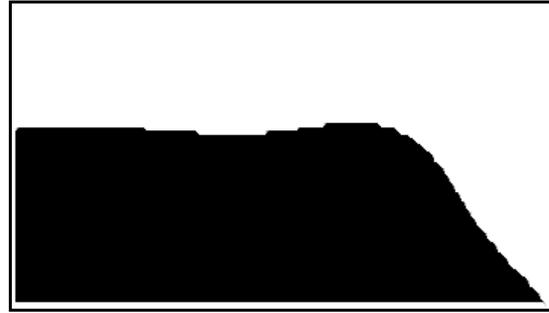


Рис. 7. Вид области Ω допустимых значений $\{\delta, \varphi\}$

Таблица 5
Зависимость среднеквадратичной ошибки аппроксимации E от степени полинома n

n	3	4	5	6	7	8
E	0,036	0,033	0,022	$9,95 \cdot 10^{-3}$	0,010	$8,06 \cdot 10^{-3}$

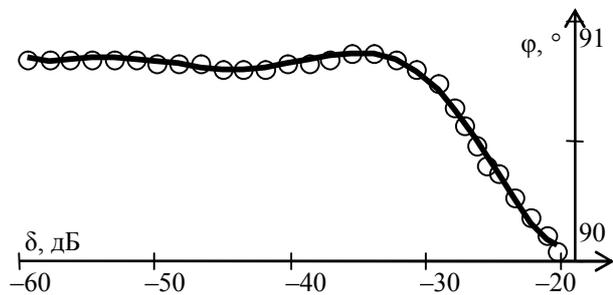


Рис. 8. Контурные точки $\{\delta_i, \varphi_i\}$ и график аппроксимирующего полинома $\varphi = p_6(\delta)$

Зависимость $\varphi = p_6(\delta)$ позволяет по заданному значению одного из факторов устанавливать уровень другого так, чтобы обеспечить достоверность распознавания классов метеобразований не хуже 0,85. Так, при уровне кросс-поляризации $\delta = -26$ дБ отклонение линейного поляризационного базиса от 90° $\Delta\varphi$ не должно превышать $\pm 0,47^\circ$; при $\delta = -30$ дБ требуемая величина $\Delta\varphi \leq \pm 0,75^\circ$.

Заключение

Одним из путей повышения эффективности бортовых МНК является применение поляриметрической информации, при этом достоверность классификации метеобразований по ПП зависит как от качества работы системы распознавания, так и от точности поляризационных измерений. В работе проведен статистический анализ влияния на вероятность правильного решения основных аппаратных погрешностей – неидентичности коэффициентов усиления в каналах, неортогональности поляризационного базиса, наличия паразитной кросс-поляризации. Описана методика исследования, позволяющая получить аналитическое выражение для границы области допустимых значений факторов, снижающих точность поляризационных измерений.

Полученные результаты могут быть полезны для технико-экономического обоснования требований к характеристикам приемо-передающего модуля в составе системы распознавания.

Литература

1. Список авиационных катастроф в гражданской авиации [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <https://ru.wikipedia.org/wiki>. – 20.11.2015.
2. Grazioli, J. Hydrometeor classification from polarimetric radar measurements [Text] / J. Grazioli, D. Tuia, A. Berne // *J. Atmos. Meas. Tech.* – 2015. – V. 8. – P. 149 – 170.
3. Bechini, R. A semisupervised robust hydrometeor classification method for dual-polarization radar applications [Text] / R. Bechini, V. Chandrasekar // *J. Atmos. Oceanic Technol.* – 2015. – V. 32. – P. 22 – 47.
4. Брилев, Г. Б. Радиолокационные характеристики облаков и осадков. [Текст] / Г.Б. Брилев,

С. Б. Гашина, Г. Л. Нездойминова. – Л.: Гидрометеоздат, 1986. – 231 с.

5. Васильева, И. К. Исследование влияния внешних и структурных факторов на поляризационные признаки осадков [Текст] / И. К. Васильева, М. Ф. Бабаков // *Радіоелектронні і комп'ютерні системи.* – 2005. – № 3 (11). – С. 66 – 71.
6. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей и ее инженерные приложения [Текст] / Е. С. Вентцель, Л. А. Овчаров. – М.: Высш. шк., 2000. – 480 с.
7. Фомин, Я. А. Статистическая теория распознавания образов [Текст] / Я. А. Фомин, Г. Р. Тарловский. – М.: Радио и связь, 1986. – 264 с.
8. Косенко, Г. Г. Критерии информативности при различении сигналов [Текст] / Г. Г. Косенко. – М.: Радио и связь, 1982. – 216 с.
9. A novel approach for absolute radar calibration [Text] / C. Merker, G. Peters, M. Clemens et al. // *J. Atmos. Meas. Tech.* – 2015. – V. 8. – P. 2521 – 2530.

Поступила в редакцию 03.02.2016, рассмотрена на редколлегии 15.02.2016

ДОСЛІДЖЕННЯ ВПЛИВУ АПАРАТУРНИХ ПОХИБОК НА ДОСТОВІРНІСТЬ КЛАСИФІКАЦІЇ ГІДРОМЕТЕОРОЛОГІЧНИХ УТВОРЕНЬ

І. К. Васильєва, О. В. Мігас

Розроблено послідовний алгоритм класифікації метеоутворень за поляризаційними ознаками, що реалізує стратегію із накопиченням інформації та відкиданням класів за критерієм достатньої кількості інформації. Надано результати оцінки ефективності роботи алгоритму. Виконано дослідження впливу на достовірність класифікації апаратурних похибок, які виникають під час вимірювань поляриметричних характеристик сигналів, – неідентичності коефіцієнтів підсилення в каналах поляризації, неортогональності поляризаційного базису, наявності паразитної крос-поляризації. Запропоновано методику, що дозволяє обґрунтувати кількісні вимоги до характеристик прийомо-передавального модуля у складі системи розпізнавання.

Ключові слова: гідрометеорологічне утворення, класифікація, інформаційний критерій, ймовірність правильного рішення, апаратурна похибка.

THE INVESTIGATION OF THE INSTRUMENTAL ERRORS EFFECT ON THE HYDROMETEORS CLASSIFICATION ACCURACY

I. K. Vasilyeva, O. V. Migas

The sequential algorithm for hydrometeors classification by polarization characteristics, which is implementing a strategy of the information accumulation and discarding the classes according to the criterion of sufficient amount of information has been developed. The results of evaluation of the algorithm effectiveness are presented. Investigation of the effect on the classification accuracy instrumental errors that occur when measuring the polarimetric characteristics of the signals such as non-identical gain in the channels of polarization, non-orthogonality of the polarization basis, the presence of the parasitic cross-polarization has been fulfilled. The technique allows the justification of quantitative performance requirements for transceiver module being the structural component of the recognition system is proposed.

Key words: hydrometeor, classification, the information criterion, probability of the correct decision, instrument error.

Васильєва Ирина Карловна – канд. техн. наук, доцент, доцент кафедри Производства радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: i.vasilyeva@mail.ru.

Мигас Оксана Викторовна – магистрант кафедры Производства радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: migas.o@yandex.ua.