УДК 551.501.81

В.А. Игнатов

СОВМЕЩЕННЫЕ ПРОЦЕДУРЫ КЛАССИФИКАЦИИ МЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ И ОЦЕНИВАНИЯ ИХ ИНФОРМАЦИОННЫХ ПАРАМЕТРОВ

Изложены результаты исследования методов и алгоритмов классификации с заданной достоверностью метеорологических объектов радиолокационным зондированием, точечным и интервальным оцениванием информационных параметров наблюдаемых объектов (на примере дождевых облаков). Показано применение методов статистической теории проверки гипотез для классификации дождевых и ливневых облаков.

Результаты работы могут быть полезны для разработки режимов радиолокационного дистанционного зондирования, калибровки и испытания создаваемых аппаратной и программных частей средств эксплуатационного обеспечения систем радиолокационного зондирования метеорологических объектов.

Предположим, что распределение капель по размерам является показательным распределением Маршалла-Пальмера с параметром Λ, и для обложного дождя $\Lambda = \Lambda_0$ (гипотеза H_0), а для ливневого дождя $\Lambda = \Lambda_1$ (гипотеза H_1). По результатам k-кратного радиолокационного зондирования наблюдаемого облака и полученным значениям Z_i, K_i, $i = \overline{1,k}$ требуется вычислить значения D_i, $i = \overline{1,k}$ и по этим значениям с заданными вероятностями α_0, β_0 ошибок, соответственно первого и второго рода, принять решение о том, какому классу дождя эти наблюденные значения D_i более соответствуют и, следовательно, какой дождь ожидается из наблюдаемого облака. Результаты классификации необходимо использовать для измерения параметра Λ и построения совмещенной процедуры последующего итерационного уточнения класса облака и оценивания значения информационного параметра.

Используем классический метод проверки статистических гипотез по критерию максимального правдоподобия и метод стохастической аппроксимации. Будем рассматривать логарифм отношения функций правдоподобия в виде :

$$L(\Lambda_0, \Lambda_1, D_i, i = \overline{1,k}) = \ln \frac{\prod_{i=1}^{k} \Lambda_0 e^{-\Lambda_0 D_i}}{\prod_{i=1}^{k} \Lambda_1 e^{-\Lambda_1 D_i}} = Z_k. \tag{1}$$

Применим стандартный алгоритм принятия решения: если

$$Z_k > Z_0, \tag{2}$$

то принимается решение о справедливости гипотезы H_0 (дождь обложной) и тогда

$$\Lambda = \Lambda_0 = \frac{3{,}67}{D_{00}}; \quad D_{00} = \frac{3{,}67}{\Lambda_0}.$$

Если условие (2) не выполняется, то принимается решение о справедливости гипотезы H_1 (дождь ливневый) и тогда

$$\Lambda = \Lambda_1 = \frac{3{,}67}{D_{01}}, \quad D_{01} = \frac{3{,}67}{\Lambda_1}.$$

Предварительный выбор значений Λ_0 и Λ_1 производится по накопленным данным прямых экспериментов и результатов радиолокационного дистанционного зондирования. Например, по данным работы [1] ливневый дождь характеризуют такие значения параметров: $R_1 = 118$ мм/ч, $D_{01} = 2{,}42$ мм, $\Lambda_1 = 1{,}52$ мм$^{-1}$, обложной дождь – $R_0 = 5{,}8$ мм/ч, $D_{00} = 1{,}25$ мм, $\Lambda_0 = 2{,}94$ мм$^{-1}$. Последующие уточнения среднего диаметра капель D_0 и параметра Λ для наблюдаемого класса дождя предлагается выполнять методами точечного и интервального оценивания, как показано ниже. Порог принятия решения Z_0 и объем выборки k_{opt} выбирают из условий обеспечения заданных вероятностей ошибок α_0 и β_0.

Предлагается совмещенная процедура классификации и оценивания, в которой накапливаемая при решении задачи классификации информация не теряется, а используется для раскрытия неопределенности об истинном значении информационного параметра методами точечного и интервального оценивания. Для сокращения объема выборки и времени её обработки предлагается использовать разработанные автором знаковые методы цензурирования. Эти методы заслуживают отдельного рассмотрения.

Решение задачи классификации в общем случае. Выполнив логарифмирование выражения (1), получим

$$Z_k = -(\Lambda_0 - \Lambda_1)\sum_{i=1}^{k} D_i + k \ln \frac{\Lambda_0}{\Lambda_1}. \qquad (3)$$

Введем параметр различимости гипотез $r = \Lambda_0 / \Lambda_1$ и учтем, что сумма $\sum_{i=1}^{k} D_i = D_k$ имеет гамма-распределение с параметрами

$$M[D_{kj}] = \begin{cases} \dfrac{k_0}{\Lambda_0}, H_j = H_0; \\ \dfrac{k_1}{\Lambda_1}, H_j = H_1; \end{cases} \qquad D[D_{kj}] = \begin{cases} \dfrac{k_0}{\Lambda_0^2}, H_j = H_0; \\ \dfrac{k_1}{\Lambda_1^2}, H_j = H_1, \end{cases}$$

где k_j – число членов суммы (объем выборки) для гипотезы H_j, а значения числовых характеристик D_{kj} определяются тем, какая гипотеза H_j, $j = 0,1$ справедлива.

Если

$$-(\Lambda_0 - \Lambda_1)\sum_{i=1}^{k} D_i + k \ln r > Z_0, \qquad (4)$$

то справедлива гипотеза H_0. Следовательно, в этом случае должно выполняться условие

$$k_0 \ln r - Z_0 > (\Lambda_0 - \Lambda_1)\sum_{i=1}^{k_0} D_i;$$

$$\sum_{i=1}^{k_0} D_i < \frac{k_0 \ln r - Z_0}{\Lambda_0 - \Lambda_1}.$$

В расчетах удобно использовать нормированную случайную переменную

$$X_{k0}=\Lambda_0\sum_{i=1}^{k_0}D_{i0}=\Lambda_0 D_{k0},$$

которая имеет нормированное гамма-распределение с параметрами:

$$M[X_{k0}]=\Lambda_0 M\left[\sum_{i=1}^{k}D_{i0}\right]=\Lambda_0\frac{k_0}{\Lambda_0}=k_0;$$

$$D[X_{k0}]=\Lambda_0^2 D\left[\sum_{i=1}^{k}D_{i0}\right]=\Lambda_0^2\frac{k_0}{\Lambda_0^2}=k_0.$$

Следовательно, коэффициент вариации X_{k0}, который по логическому смыслу соответствует относительной среднеквадратической погрешности оценки X_{k0}, определяется соотношением

$$\delta_{x0}=K_x=\frac{\sqrt{D[X_{k0}]}}{M[X_{k0}]}=\frac{\sqrt{k_0}}{k_0}=\frac{1}{\sqrt{k_0}}=\frac{\delta_{\Lambda 0}}{\sqrt{k_0}},$$

где $\delta_{\Lambda 0}$ – относительная среднеквадратическая погрешность оценивания информационного параметра Λ.

Используя нормированную случайную переменную, получаем

$$X_{k0}<\frac{k_0\ln r-Z_0}{r-1}r. \qquad (5)$$

Если условие (5) выполняется, то с вероятностью 1 - α_0 будет принято правильное решение $H_j=H_0$ об обложном классе облака, следовательно,

$$1-\alpha_0=P\left(X_{k0}<r\frac{k_0\ln r-Z_0}{r-1}\right)=\int_0^{x_{k,\alpha}}\Lambda_0^{-1}f(x_{k0})dx_{k0}.$$

Поскольку как для распределения $\Lambda_0^{-1}f(x_{k0})$ справедливо условие нормировки для $x_{k0}\in(0,\infty)$, то для определения $x_{k.\alpha}$ можно использовать и интеграл вида

$$\alpha_0=\int_{x_{k,\alpha}}^{\infty}\Lambda_0^{-1}f(x_{k0})\,dx_{k0}, \qquad (6)$$

который табулирован [2, табл.2]. Использование таблиц упрощает определение $x_{k,\alpha}$ для случаев, когда k_0 известно. Поскольку в рассматриваемом случае k_0 является искомой величиной, для ее определения требуется второе уравнение.

Поэтому на данном этапе решения задачи выразим Z_0 через $x_{k.\alpha}$ и k_0, полагая, что $x_{k.\alpha}$ будет определено позднее, тогда из уравнения

$$x_{k,\alpha}=\frac{k_0\ln r-Z_0}{r-1}r$$

найдем

$$Z_0 = k_0 \ln r - \frac{r-1}{r} x_{k,\alpha}.$$

Далее определим порог Z_1 для случая, когда неравенство (4) не выполняется.

Если для измеренных значений D_i выполняется неравенство

$$-(\Lambda_0 - \Lambda_1)\sum_{i=1}^{k} D_i + k \ln r < Z_1, \tag{7}$$

где порог Z_1 выбирается из условия обеспечения заданного β_0 , то принимается решение, что справедлива гипотеза H_1 с вероятностью правильного решения $1 - \beta_0$. В этом случае

$$\frac{k_1 \ln r - Z_1}{\Lambda_0 - \Lambda_1} < \sum_{i=1}^{k_1} D_{i1}$$

и тогда $\Lambda = \Lambda_1$, поэтому нормированная переменная X_{k1} определяется соотношением

$$X_{k1} = \Lambda_1 \sum_{i=1}^{k_1} D_{i1} > \frac{k_1 \ln r - Z_1}{\Lambda_0 - \Lambda_1} \Lambda_1 = \frac{k_1 \ln r - Z_1}{r-1}.$$

Если условие (7) выполняется, то с вероятностью $1 - \beta_0$ будет принято правильное решение $H_j = H_1$ о ливневом классе облака, следовательно,

$$1 - \beta_0 = \left(X_{k1} > \frac{(k_1 \ln r - Z_1)}{r-1} \right) = \int_{x_{k,1-\beta}}^{\infty} \Lambda_1^{-1} f(x_{k1})\, dx_{k1}. \tag{8}$$

Нетрудно заметить, что интеграл (8) подобен интегралу (6), он также табулирован для нормированного гамма–распределения. Следовательно , по β_0 можно найти $x_{k,1-\beta}$ и получить второе уравнение

$$x_{k,1-\beta} = \frac{k_1 \ln r - Z_1}{r-1}. \tag{9}$$

Из уравнения (9) получим значение порога Z_1, обеспечивающего заданное β_0,

$$Z_1 = k_1 \ln r - (r-1) x_{k,1-\beta}.$$

Таким образом, система уравнений

$$\begin{cases} Z_0 = k_0 \ln r - \dfrac{r-1}{r} x_{k,\alpha}; \\ Z_1 = k_1 \ln r - (r-1) x_{k,1-\beta} \end{cases}$$

обеспечивает принятие правильных решений с вероятностями $1 - \alpha_0$ и $1 - \beta_0$ для обоих случаев. Если справедлива гипотеза H_0, то решение будет принято по объему выборки k_0 , если справедлива гипотеза H_1 , то решение будет принято по объему выборки k_1.

Поскольку истинное значение гипотезы H_j неизвестно, появляется неопределенность в выборе k_i и порогов Z_j . Для ее разрешения при малых $k_j < 16$ введем дополнительное условие на отношение квантилей

$$\frac{x_{k,\alpha}}{x_{k,1-\beta}} = \frac{(k_1 \ln r - Z_1) r}{r-1} \cdot \frac{r-1}{k_0 \ln r - Z_0} = r. \tag{10}$$

Оно говорит о том, что расстояния до порогов у обеих гипотез должны быть одинаковыми по абсолютному значению:

$$k_0 \ln r - Z_0 = k_1 \ln r - Z_1,$$

тогда получаемое значение k_{10} из условия (10) при заданном r будет обеспечивать и α_0 и β_0, так как

$$k_{10} = \max(k_0, k_1).$$

Решение задачи классификации метеорологических объектов при повышенных требованиях к достоверности. При высоких требованиях к достоверности классификации, когда

$$P_k > 0{,}9, \quad \alpha_0 < 0{,}05, \quad \beta_0 < 0{,}05,$$

для принятия правильных решений с такой достоверностью требуются большие объемы выборок: $k_{10} > 17$.

При таких относительно больших объемах выборки нормированное гамма-распределение может быть с высокой точностью аппроксимировано нормированным гауссовским распределением центрированной случайной переменной

$$\begin{cases} Y_{kj} = \dfrac{x_{kj} - k_j}{\sqrt{k_j}}, j = 0{,}1; \\ X_{kj} = k_j + \sqrt{k_j} Y_{kj}, \end{cases} \tag{11}$$

которая линейно связана с X_{kj} и позволяет найти k_{10} в явном виде с использованием квантилей u_γ нормированного гауссовского распределения вида

$$\gamma = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{u_\gamma} e^{-\frac{y^2}{2}} dy = \Phi(u_\gamma) = \int_{-\infty}^{u_\gamma} \varphi(y) dy. \tag{12}$$

Используем условие (10) для получения аналитического выражения для $k_{10} = k$ в явном виде. Подставив в условие (10) значения квантилей X_{kj}, выраженные через квантили u_α и $u_{1-\beta}$ для Y_{kj} в выражении (11), получим

$$\frac{k + u_\alpha \sqrt{k}}{k + u_{1-\beta} \sqrt{k}} = r,$$

откуда с учетом того, что для квантилей распределения (12) справедливо соотношение

$$u_{1-\beta} = -u_\beta,$$

найдем

$$k \cong \frac{(r u_\beta + u_\alpha)^2}{(r-1)^2}.$$

Следовательно, пороговое значение $Z_0 = -Z_1 = Z$ определяется соотношениями

$$Z = k \ln r - \frac{r-1}{r} x_{k.\alpha} = -k \ln r - (r-1) x_{k.1-\beta}.$$

Таким образом, по заданным вероятностям ошибок α_0, β_0 первого и второго рода объем k выборки и порог Z принятия решений по критерию Z_k – логарифму отношения максимального правдоподобия – могут быть определены в явном виде из системы уравнений

$$\begin{cases} k = \dfrac{(u_\alpha + r u_\beta)^2}{(r-1)^2}; \\ Z = k \ln r - \dfrac{(r-1)(k + \sqrt{k} u_\alpha)}{r}. \end{cases}$$

Точечное оценивание информационных параметров метеорологических объектов по результатам классификации. Традиционная процедура статистической проверки гипотез заканчивается принятием решения о справедливости той или иной гипотезы. Полученная для классификации информация в дальнейшей обработке не участвует. Это значительно ухудшает эффективность процедуры классификации и использования полученной при этом информации. Поэтому предлагается полученную информацию использовать для точечного, а если надо, то и для интервального оценивания информационного параметра классификации, для уточнения истинного значения измеряемого параметра и последующего апостериорного уточнения параметров гипотез.

Порядковые статистики D_i могут, а по мнению автора, и должны быть использованы не только для определения Z_k, но и для точечного оценивания информационного параметра метеорологического объекта. Это позволяет не только решить задачу классификации, но и количественно прогнозировать водность облака и ожидаемую интенсивность осадков. Такое совмещение процедур классификации и точечного оценивания также является перспективным направлением, так как, во-первых, позволяет апостериорно уточнять априорно выбранные значения информационного параметра, а во-вторых, предсказать более точно ожидаемую водность облака и интенсивность осадков.

Пример 1. Оценим D^*_{e0} и Λ_0 по данным зондирования [1]. Используем несмещенные оценки метода стохастической аппроксимации вида:

$$D^*_{e0} = \sum_{i=1}^{k} D_i / k = \frac{2.57}{8} \approx 0{,}322 \text{ мм}; \qquad \Lambda^*_0 = \frac{k}{\sum_{i=1}^{k} D_i} = \frac{8}{2{,}57} \approx 3{,}11 \text{мм}^{-1}. \quad (13)$$

Оценим относительную погрешность Λ^*_0:

$$\delta_{\Lambda_0} = \frac{\Lambda^*_0 - \Lambda_0}{\Lambda_0} \cdot 100\ \% = \frac{3{,}11 - 2{,}94}{2{,}94} \cdot 100\ \% \cong 5{,}8\ \%.$$

Поскольку

$$\lim_{k \to \infty} \Lambda^*_0 = \lim_{k \to \infty} \frac{k}{\sum_{i=1}^{k} D_i} = \frac{k}{k 1/\Lambda_0} = \Lambda_0,$$

то оценка Λ^*_0 является несмещенной.

Поскольку истинное значение Λ_0 в реальных условиях неизвестно, относительную погрешность оценки Λ^*_0 приходится определять через ее дисперсию методом линеаризации функции случайного аргумента (13):

$$D\left[\Lambda_0^*\right] \cong \left[\frac{\partial \Lambda_c^*}{\partial S_k}\right]_0^2 D[S_k] \approx \frac{k^2}{k^4 1/\Lambda_0^4}\,\frac{k}{\Lambda_0^2} \cong \frac{\Lambda_0^2}{k},$$

где $S_k = \sum_{i=1}^{k} D_i$.

Относительная среднеквадратическая погрешность Λ_0^*

$$\delta_{\Lambda_0}^* \approx \frac{\sqrt{D\left[\Lambda_0^*\right]}}{M\left[\Lambda_0^*\right]} \cdot 100\ \% \cong \frac{1}{\sqrt{k}} \cdot 100\ \% \approx \frac{1}{\sqrt{8}} \cdot 100\ \% \approx 0{,}355 \cdot 100\ \% \approx 35{,}5\ \%. \qquad (14)$$

Следовательно, для показательного распределения погрешности оценки $\delta_{\Lambda_0}^*$, $\delta_{\Lambda_1}^*$ не зависят от истинного значения оцениваемого параметра, а определяются лишь объемом выборки k.

Повышение точности точечного оценивания информационных параметров метеорологических объектов. Получение накопленного значения суммы в уравнении (3) позволяет оценивать значение Λ для принятого типа дождя по формуле скользящего среднего методом стохастической аппроксимации. На k-м шаге зондирования значение Λ может быть оценено по формуле

$$\Lambda_k^* \cong \frac{k}{D_k + (k-1)D_{k-1}^*} = \frac{k}{\sum_{i=1}^{k} D_i}$$

и уточнено методом оптимального линейного оценивания [6] по формуле

$$\Lambda_{k\,\mathrm{opt}}^* \cong (1-\gamma_0)\Lambda + \gamma_0 \Lambda_k^* = \frac{1}{1+k}\Lambda + \frac{k}{1+k}\Lambda_k^* = \frac{\Lambda + k\Lambda_k^*}{k+1},$$

где γ_0 – оптимальное значение весового коэффициента, полученное из условия минимизации дисперсии $\Lambda_{k\,\mathrm{opt}}^*$.

Оценка $\Lambda_{k\,\mathrm{opt}}^*$ является эффективной, так как обеспечивает минимальную относительную среднеквадратичную погрешность (14). Уменьшение погрешности характеризует показатель

$$W = \frac{D[\Lambda_k^*]}{D[\Lambda_{k\,\mathrm{opt}}^*]} = \left(\frac{k+1}{k}\right)^2.$$

Нетрудно заметить, что наиболее значимые эффекты для оптимального линейного оценивания проявляются при относительно коротких выборках. Они наиболее часто встречаются в условиях зондирования метеорологических объектов с динамично изменяющимися свойствами, когда необходимо прогнозировать будущее решение о классе объекта по цензурированным выборкам, не дожидаясь выполнения условий (4), (7) и тому подобных.

Пример 2. Определим эффективность стохастической аппроксимации и оптимального линейного оценивания. При $k - 6$ получим:

$$W = \left(\frac{k+1}{k}\right)^2 = \left(\frac{7}{6}\right)^2 \approx 1{,}37,$$

следовательно, относительная среднеквадратическая погрешность уменьшается в

$$W_\delta = \sqrt{W} \approx \sqrt{1{,}37} \approx 1{,}167$$

раз, т. е. примерно на 17%.

Таким образом, основной смысл предложения автора заключается в совмещении процедуры классификации метеорологических объектов с процедурой оптимального линейного оценивания информационных параметров на основе стохастической аппроксимации, которая позволяет сократить объемы памяти вычислительных устройств и повысить быстродействие процедур. Особый интерес при этом представляет оптимальное точечное оценивание информационных параметров тех метеорологических объектов, которые не полностью соответствуют задаваемым характеристикам сравниваемых классов. Здесь результаты предварительного точечного оценивания выступают как основа для выбора параметров гипотез классификации.

Интервальное оценивание информационных параметров метеорологических объектов. Как и во многих других практически важных случаях представляет интерес не только оценить значение информационного параметра, но и с заданной доверительной вероятностью указать диапазон значений, в котором могут находиться значения оцениваемого параметра. Это, как известно, позволяют делать методы интервального оценивания. Поэтому имеет смысл объединять процедуры классификации, точечного и интервального оценивания для более полного описания поведения информационного параметра и самого метеорологического объекта. Задачи интервального оценивания также практически важны для случаев, когда метеорологические объекты не полностью соответствуют задаваемым характеристикам сравниваемых классов и принятые решения вызывают сомнения.

Покажем на примерах особенности задач интервального оценивания информационных параметров метеорологических объектов по результатам классификации.

Пример 3. Предположим, что при $k = 8$ получены результаты косвенных измерений диаметра капли D_i, $i = 1{,}8$, приведенные во втором столбце (см. таблицу).

Как обычно, значение Z_k вычислялось по формуле

$$Z_k = -1{,}42\sum_{i=1}^{k} D_i + 0{,}6575k.$$

Поскольку $Z_8 = 0{,}00$, то нельзя принять решение о справедливости той или иной гипотезы. В этом случае остается выполнить точечное и интервальное оценивание параметра Λ и определить тот интервал, в который значение Λ попадает с заданной доверительной вероятностью, а затем по результатам оценивания переопределить характеристики гипотез и параметр их различимости.

Результаты измерений, вычисления Z_k и принятия решения (ПР) при $k = 8$ приведены в таблице.

Зададим доверительную вероятность $P_k = 0{,}6$ и найдем те значения Λ_k^*, которые соответствуют этой вероятности. Нормированная переменная

$$X_8 = \Lambda_2^* \sum_{i=1}^{8} D_i \approx 2{,}16 \cdot 3{,}702 \approx 8.$$

i	D_i	$\sum D_i$,мм	Z_k	ПР
1	0,42	0,42	0,0605	-
2	0,512	0,932	-0,010	-
3	0,42	1,352	0,050	-
4	0,54	1,892	-0,060	-
5	0,43	2,322	-0,020	-
6	0,53	2,852	-0,11	-
7	0,28	3,132	0,15	-
8	0,57	3,702	0,00	?
9	0,449/0,463	3,6	-1,386/1,386	H_0/H_1

Следовательно, при $k = 8$ нам необходимо найти квантили

$$\begin{cases} \int\limits_0^{x_1} f(x_8,8)dx_8 = 0{,}2; \\ \int\limits_{x_2}^{0} f(x_8,8)dx_8 = 0{,}2. \end{cases}$$

Использовав данные из книги [2, табл. 2], получим: $x_1 = 6{,}34$, $x_2 = 11{,}38$, поэтому:

$$\Lambda^*_{81} = \frac{x_1}{\sum\limits_{i=1}^{k} D_i} = \frac{6{,}43}{3{,}702} = 1{,}743 \text{ мм}^{-1}; \quad \Lambda^*_{82} = \frac{x_2}{\sum\limits_{i=1}^{8} D_i} = \frac{11{,}38}{3{,}702} = 3{,}08 \text{ мм}^{-1}.$$

Следовательно, истинное значение $\Lambda_k \in [1{,}735;\ 3{,}08]$ с доверительной вероятностью $P_k = 0{,}6$. Так как в этот интервал значение Λ_0 попадает, а значение Λ_1 не попадает, можно было бы принять решение, что справедлива гипотеза H_0. Таким образом, интервальное оценивание якобы позволяет классифицировать даже те метеорологические объекты, у которых истинные значения информационных параметров находятся в зоне неопределенности.

Пример 4. Для иллюстрации ошибочности этого вывода выполним процедуру классификации для двух случаев: $\Lambda_{01} = 2{,}94$ мм$^{-1}$, $\Lambda_{11} \cong 2{,}16$ мм$^{-1}$ (C1) и $\Lambda_{02} = 2{,}16$ мм$^{-1}$, $\Lambda_{12} \cong 1{,}52$ мм$^{-1}$ (C2) по данным таблицы и определим особенности принятия решений в этих случаях. Для случая C1

$$Z_{k1} = (2{,}94 - 2{,}16)\sum D_i + 0{,}3221k = -0{,}78\sum D_i + 0{,}6575k;$$

для случая C2

$$Z_{k2} = (2{,}16 - 1{,}52)\sum D_i + 0{,}3221k = -0{,}64\sum D_i + 0{,}6575k.$$

При $k = 8$, $\Upsilon = 1{,}38$, $\ln r = 0{,}3221$, $\sum\limits_{i=1}^{8} D_i = 3{,}702$ *мм*:

$$Z_{k1} = -0{,}78 \cdot 3{,}702 + 2{,}56 \approx -2{,}88 + 2{,}56 = -0{,}32;$$

$$Z_{k2} = -0{,}64 \cdot 3{,}702 + 2{,}56 \approx -2{,}36 + 2{,}56 = 0{,}2$$

неопределенность в принятии решения разрешилась, так как и $Z_1 = -1{,}383 < Z_{k1}$ и $Z_{k2} > Z_0 = 1{,}383$. Если ориентироваться на знак Z_k, то истинное значение Λ ближе к Λ_{11} и Λ_{12}, чем к Λ_{01}, что противоречит выводу, полученному ранее.

Пример 5. Потребуем, чтобы $P_k = 0{,}9$, а $\alpha_0 = \beta_0 = 0{,}05$, тогда $x_{1;0.05} \cong 4{,}69$, а $x_{2;0{,}95} \cong 14{,}43$ и

$$\Lambda_{1;0{,}0{,}5} \cong \frac{4{,}69}{3{,}702} \approx 1{,}26\,\text{мм}^{-1}, \quad \Lambda_{2;0{,}95} \cong \frac{14{,}43}{3{,}702} \approx 3{,}91\,\text{мм}^{-1}.$$

Интервал [1,26; 3,92] накрывает оба значения: и Λ_0, и Λ_1, поэтому неопределенность в классификации остается.

Таким образом, в тех случаях, когда истинное значение Λ информационного параметра попадает в интервал [Λ_1, Λ_0], для раскрытия неопределенности требуются большие объемы выборок, которые обеспечивают большую точность и достоверность измерений. Такие задачи решают методами последовательного анализа с прогнозированием будущих решений по поведению Z_k. Это развиваемое автором научное направление [7] также является перспективным для классификации метеорологических объектов и оценивания их информационных параметров.

Изложенное выше позволяет сделать следующие выводы.

1. Классификация погодных объектов с заданной достоверностью, точечное и интервальное оценивание их информационных параметров являются актуальными задачами, которые представляют большой научный и практический интерес. Например, как показано в этой работе, прогнозирование интенсивности осадков может быть выполнено по результатам классификации зондируемого дождевого облака доплеровским радиолокатором. В работе показаны все особенности классификации дождевых облаков по одному информационному параметру, который характеризует распределение капель по размерам, полученное Маршаллом-Пальмером. Основные закономерности классификации проиллюстрированы примерами.

2. Процедуру классификации целесообразно совмещать с количественными (точечными и интервальными) оптимальными оценками значений информационных параметров. Это позволяет от качественных суждений и выводов перейти к количественным прогнозным оценкам поведения метеорологических объектов. Для метеорологических объектов с динамично изменяющимися свойствами важно разрабатывать процедуры классификации и количественного оценивания по относительно коротким выборкам, получаемым на таких интервалах времени, когда свойства облаков еще не успели существенно измениться. Следовательно, особенно актуальной является проблема разработки методов решения задач классификации и оценивания по коротким, а также по цензурированным выборкам.

3. Для решения указанной выше проблемы перспективны методы цензурированного последовательного анализа с прогнозированием класса метеорологического объекта, а также результатов точечного и интервального оценивания информационных параметров. Для успешного применения предлагаемых методов необходимы данные об информационных параметрах метеорологических объектов, типовые законы их распределения, характеристики и признаки классов, количественные оценки границ классов и т.п.

4. Представляет научный и практический интерес разработка многопараметрических избыточных методов классификации и оценивания [7]. Решение таких задач позволяет существенно повысить достоверность классификации и точность оценивания.

Список литературы

1. *Довиак Р., Зрнич Д.* Доплеровские радиолокаторы и метеорологические наблюдения/Пер. с англ; под ред. проф. А.А.Черникова. –Л.: Гидрометеоиздат, 1988.– 512 с.

2. *Броди С.М., Власенко О.Н., Марченко Б.Г.* Расчет и планирование испытаний систем на надежность. - К.: Наук. думка, 1970.- 192 с.

3. *А.с.* 1734200 СССР, МКИ H03K5/153. Способ измерения времени перехода сигнала через нуль / Игнатов В.А., Яновский Ф.И. и др. - Бюл. № 18 // Открытия. Изобретения. - 1992.

4. *А.с.* 1780036 СССР, МКИ G01R23/00. Способ измерения частоты переменного напряжения и устройство для его осуществления / Игнатов В.А., Яновский Ф.И. и др. - Бюл. № 45 // Открытия. Изобретения. - 1992.

5. *А.с.* 1564721 СССР, МКИ H03K5/24 G05B1/01. Способ допускового контроля амплитуды сигнала / Игнатов В.А., Боголюбов Н.В. и др. - Бюл. № 18// Открытия. Изобретения. - 1990.

6. *А.с.* 1832219 СССР, МКИ G01R25/00. Способ измерения текущей фазы / Игнатов В.А., Яновский Ф.И. и др. - Бюл. № 29 // Открытия. Изобретения . - 1993.

7. *Методы и средства* дистанционного зондирования атмосферы в интересах авиации: Сб. науч. тр. /Под ред. В.А. Игнатова.- К: КИИГА - 1991. - 110 с.

Стаття надійшла до редакції 13 січня 1997 року.

Володимир Олексійович Ігнатов (1938), закінчив Київський інститут інженерів цивільного повітряного флоту в 1961 році. Доктор технічних наук професор кафедри експлуатації та ремонту бортового радіоелектронного обладнання Київського міжнародного університету цивільної авіації. Автор 412 наукових, навчальних та методичних праць, у тому числі 67 винаходів і патентів. Фундатор загально визнаної наукової школи у галузі авіаційної радіоелектроніки. Заслужений діяч науки і техніки України, академік Академії зв'язку України, лауреат Державної премії України, лауреат Золотої медалі Всесвітньої організації інтелектуальної власності.

Volodymir O. Ignatov (1938) graduated from Kyiv Institute of Civil Aviation Engineers (1960). DSc (Eng), professor of maintenance and repair of on-board radioelectronic equipment Department of Kyiv International University of Civil Aviation. Author of 412 publications in education and methodics including 67 inventions and patents, founder of commonly recognized scientific school of aviation electronics honored scientist of Ukraine, academician of Ukrainian Communication Academy, Laureate of State prize of Ukraine, Laureate of gold medal of International organization of intellectual property.