УДК 621.396.967.522

А. А. Дьяков, канд. техн. наук.

ОПТИМАЛЬНАЯ ОБРАБОТКА РАДИОМЕТЕОРНОЙ ИНФОРМАЦИИ. V. КОНСТРУИРОВАНИЕ РЕШАЮЩИХ ПРАВИЛ ПРИ АВТОМАТИЧЕСКОМ РАСПОЗНАВАНИИ МЕТЕОРНЫХ ОТРАЖЕНИЙ

В [1] рассмотрен первый этап задачи распознавания и выбрана следующая совокупность признаков для разделения входных сигналов на два класса (отражения первого типа, как он определен в [1], — класс M_1, отражения других типов — класс M_2):

признак 1 — убывание амплитуды максимумов после главного максимума амплитудно-временной характеристики (АВХ), за который принимается экстремум с наибольшей амплитудой из числа зарегистрированных;

признак 2 — постоянство значений величины

$$\delta = \frac{\Delta t_{ij}}{\Delta t^{н}_{ij}}$$

для любых i,j (номера экстремумов) из данного отражения: здесь $\Delta t^{н}_{ij}$ — размеры зон Френеля, определенные из теоретических соотношений для некоторых нормировочных значений скорости $V^{н}$ и параметра $\Delta^{н}$;

признак 3 — значение величины

$$E = \frac{1}{m-1}\sum_{i=1}^{m-1} |y_{i+1} - y_i|,$$

определяющей глубину (размах) дифракционных колебаний;

признак 4 — число обнаруженных экстремумов в принятом сигнале.

В случае детерминированных признаков *1* и *4* вероятности их значений для различных классов вида $P(x/M) = (1,0, \ldots, 0)$ не пересекаются, поэтому разделение этих классов проводится без ошибок по апостериорным вероятностям, и трудностей в правиле решения не возникает.

Остановимся подробней на конструировании решающего правила при распознавании по второму признаку. На основании анализа значений этого признака выносится решение о принадлежности некоторого, определенного ранее, экстремума метеорному отражению. Таких экстремальных точек в метеорном отражении должно быть несколько, а значит, и решающее правило применяется к нему неоднократно. В [1] определено, что случайность признака *2* обусловлена ошибками измерений из-за влияния шума и мешающих параметров, т. е. имеются определенные предпосылки для выработки решения с применением аппарата последовательного анализа.

Учитывая изложенные в [2] положения об универсальности байесовской математической модели, построим решающее последовательное правило с применением следующей теоремы, доказанной Блекуэллом и Гиршиком [3]:

Теорема. *Для функции среднего риска при оптимальном (в байесовском смысле) последовательном правиле, усеченном при m наблюдениях, справедлива следующая рекуррентная формула*

$$\rho_m(\xi) = \min\{\rho_0(\xi); \quad E[\rho_{m-1}(T\xi) + C]\}. \tag{1}$$

Здесь $\rho_0(\xi)$ — математическое ожидание потерь в случае, если решение принимается без проведения наблюдений при известном распределении вероятностей ξ на Ω;

$\rho_m(\xi)$ — риск, соответствующий наилучшему из m-усеченных последовательных правил при априорном распределении ξ на Ω;

C — стоимость одного наблюдения;

E — операция математического ожидания;

$(T\xi)$ — преобразование, определяемое формулой апостериорной вероятности, при котором апостериорная вероятность $(m-1)$ наблюдения становится априорной для m-го наблюдения.

Стоимость наблюдения C примем равной нулю, поскольку удельный вес времени одного наблюдения ничтожно мал в сравнении с суммарным временем реализации алгоритма в ЦВМ. При выборе функции стоимостей, определяющей штрафы за неверные решения, в рассматриваемом случае необходимо учесть, что первой особенностью обработки является то, что решение в пользу класса M_1 не может быть принято по одному измерению, т. е. именно такое решение определяет область продолжения наблюдений.

Учитывая симметричность распределения значений признака [1], в качестве достаточной статистики принято апостериорное среднее. Таким образом, полученное на m-ом наблюдении значение признака сравнивается с апостериорным средним, полученным на предыдущих $(m-1)$-наблюдениях. Поскольку на каждом шаге апостериорное среднее определяется все точнее, функция стоимостей $W(F, d)$ должна как-то учитывать это уточнение. Это является второй особенностью обработки, т. е. функция стоимостей зависит от m. Мы имеем нестационарную задачу, для которой рекуррентное выражение (1) также справедливо.

Примем, что на каждом шаге функция стоимостей задается матрицей

$$W_m(F, d) = \begin{vmatrix} 0 & w_{12}^m \\ w_{21}^m & 0 \end{vmatrix},$$

где коэффициенты w_{12}^m, которые определяют штрафы за неверные решения по входным реализациям класса M_1, изменяются пропорционально 5% квантилям распределения Стьюдента, соответствующим числу степеней свободы, равному $(m-1)$. При этом накладывается дополнительное условие, определяющее w_{21}^m

$$w_{21}^m + w_{12}^m = \text{const}$$

для всех m.

С помощью схемы моделирования, описанной в [4], определялись суммарные потери при распознавании по второму признаку с различными начальными значениями стоимости w_{12}^m при

$w_{21}^1 = \text{const} = 1$. Результаты моделирования показали, что минимум функции потерь приходится на величину $w_{12}^1 = 10$. Тогда значения стоимостей, соответствующие вычисленным квантилям распределения Стьюдента и условию (3), могут быть сведены в таблицу.

Таблица 1

m	1	2	3	4	5	6
w_{12}	10	3,72	2,75	2,42	2,22	2,07
w_{21}	1	7,28	8,25	8,58	8,78	8,93

Таким образом, имеющиеся априорные данные позволяют на основании рекуррентного соотношения (1) построить байесовские усеченные правила, для каждого m. Решение получено графо-аналитическим методом, при котором априорные распределения признаков были представлены экспериментальными гистограммами. Конечным результатом явилось определение оптимальных симметричных границ для отклонений измеренного признака от апостериорной оценки, приведенных в табл. 2.

Таблица 2

m	1	2	3	4	5	6
$\left\lvert \frac{\delta_m - \delta_{cp}}{\delta_{cp}} \right\rvert$	0,181	0,137	0,131	0,128	0,126	0,124

Построенное таким образом правило можно считать последовательным m-усеченным. Однако не следует забывать, что в данном случае области остановки и продолжения наблюдений определяются переменными границами на множестве значений признака, а не граничным значением среднего риска.

Решающее правило по признаку 3 найдено применением байесовского критерия при простой функции стоимостей, когда средний риск равен полной вероятности неверных ответов. Гиперплоскость, разделяющая пространство реализаций на два класса, проведена через точку $\Sigma = 0{,}051$, причем это решение получено также с помощью экспериментальных распределений значений признака [1].

Ошибка распознавания, являющаяся основным показателем работы распознающего устройства, определялась, согласно выражению [5]:

$$p(e)_{\min} = 1 - \sum_{j=1}^{N} \max_{M} [P(M_i)\, P(b_j/M_i)],$$

где N — число возможных реализаций;

$P(M_i)$ — вероятность класса M_i;

$P(b_j/M_i)$ — условная вероятность предъявления реализации b_j класса M_i.

Величина ошибки распознавания, определенная по результатам моделирования, равнялась $p(e) = 0{,}082$.

После реализации системы автоматической обработки [6] появилась возможность проведения экспериментов по распознаванию реальных сигналов. После анализа полученной информации о воздействии неучтенных при обучении помех на процесс распознавания выявилось, что значения признака 2 распределены с существенно большей дисперсией, чем было определено ранее. Поскольку значения признака для разных классов распределены с одинаковыми математическими ожиданиями, то наблюдаемое увеличение дисперсий привело к увеличению ошибки распознавания по этому признаку примерно в два раза по сравнению с модельной оценкой. Влияние этого увеличения на величину общей ошибки может быть частично скомпенсировано введением дополнительных признаков, сигнализирующих об имеющихся искажениях формы АВХ в околоэкстремальных областях.

В качестве таких признаков были выбраны знак кривизны аппроксимирующего полинома и величина интерполяционной поправки при уточнении положения экстремумов, найденных дифференцирующим фильтром. Знак кривизны на выбранном интервале должен соответствовать обрабатываемому участку АВХ (отрицательный в области максимума, положительный в области минимума). С одной стороны, несоответствие знаков указанным условиям на каком-либо шаге свидетельствует об ошибочном представлении сигнала на выбранном интервале полиномом второй степени, что вызвано обычно мультипликативными искажениями. С другой стороны, моделированием установлено, что модуль интерполяционной поправки, обусловленной только флуктуационным шумом (без учета мультипликативной помехи), не превышает величины 1,2 в единицах дискретного аргумента, т. е. решающее правило по второму вновь введенному признаку $\frac{\Delta x}{h_x}$ выглядит следующим образом:

$$\left|\frac{\Delta x}{h_x}\right| \leqslant 1{,}2.$$

Дальнейшие эксперименты по распознаванию реальных сигналов проводились на отражениях одного канала таким образом, чтобы вход метеорного радиолокатора был блокирован на все время обработки отражения, которое параллельно фиксируется на кинопленку. Результаты этих экспериментов показали, что ошибка распознавания снизилась до приемлемой величины $p(e) = 0{,}10$, близкой к полученной ранее модельной оценке.

ЛИТЕРАТУРА

1. Дьяков А. А. Оптимальная обработка радиометеорной информации. IV. О признаках распознавания при классификации отражений в автомате. — Сб. «Радиотехника». Вып. 24. Харьков, 1973, с. 44—52.

2. Оптимальная обработка радиометеорной информации. I. Постановка задачи. — Сб. «Радиотехника». Вып. 24. Харьков, 1973, с. 17—24. Авт.: Б. Л. Кащеев, Ю. И. Волощук, А. А. Дьяков и др.
3. Блекуэлл Д., Гиршик М. А. Теория игр и статистических решений. М., ИЛ, 1958. 246 с.
4. Дьяков А. А., Кащеев Б. Л. О точности автоматического определения параметров радиометеоров. См. статью настоящего сборника.
5. Вопросы статистической теории распознавания. М., «Советское радио», 1967. 400 с. Авт.: Ю. Л. Барабаш, Б. В. Варский, В. Т. Зиновьев и др.
6. Дьяков А. А. Исследование потока информации и вопросы автоматизации его обработки в метеорной радиолокации. Автореф. канд. дис., Харьков, 1972. 18 с.