УДК 338.26

Б.А. Демьянчук[1], В.В. Бурцев[2], С.В. Клименков[2]

Одесский национальный университет им. И. Мечникова, Одесса
Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков

СТОХАСТИЧЕСКИЕ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ РАСПОЗНАВАНИЯ РАЗДЕЛЯЮЩИХСЯ ОБЪЕКТОВ ПРИ ПЕРЕСЕКАЮЩИХСЯ ГИПОТЕЗАХ

Составлена матрица вероятностей правильных решений и ошибок радиолокационного распознавания и показано, что сочетание пространственного и амплитудного признаков обеспечивает высокую достоверность распознавания и в условиях пересекающихся гипотез о классах объектов.

Ключевые слова: *достоверность распознавания, гипотезы принятия решений, разделяющиеся объекты.*

Введение

Эффективная реализация современной концепции бесконтактного противоборства, путем информационной перегрузки и подавления активных средств, основана, как показывает опыт, на широком применении малозаметных и разделяющихся объектов, маскируемых активными помехами, имитирующими разделение для срыва радиолокационного автосопровождения.

Фундаментальные работы известных ученых, прежде всего, Я.Д. Ширмана и его школы, С.И. Красногорова, Е.Л. Казакова, И.И. Заруднева и киевской школы Ю.Л. Барабаша и др. посвящены проблеме выделения информационных признаков из сигналов, отраженных от объектов, и практическому применению их для решения различных задач распознавания. Однако, задаче оценки достоверности распознавания нескольких разделяющихся объектов по ограниченному числу признаков при пересекающихся гипотезах о классах сопровождаемых объектов, к сожалению, уделяется мало внимания и в современных публикациях. В то же время, как показывает анализ, сочетание пространственного и амплитудного признаков, характерных для ситуации, позволяет достигать приемлемой для практики достоверности распознавания.

Целью статьи является изложение особенностей и результатов стохастической оценки достоверности распознавания четырех классов объектов при гипотезах о классе, пересекающихся попарно, по двум признакам: P_1 и P_2.

Признак P_1 – пространственная асимметрия объекта в картинной плоскости, равная разности логарифмов амплитуд ортогональных угловых ошибок сопровождения объекта моноимпульсным амплитудным пеленгатором, которые всегда появляются при действительном пространственным разделении объекта и не отслеживаются угловыми системами, в отличие от синфазных (рис. 1).

Признак P_2 – интенсивность нормированного суммарного сигнала сопровождаемого объекта.

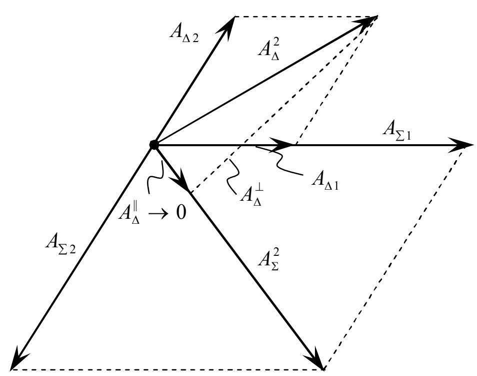


Рис. 1. Векторы суммарного $A_{\Sigma i}$ и разностного $A_{\Delta i}$ сигналов i-го излучателя (объекта) в группе излучателей (объектов), разнесенных в картинной плоскости

Признаки:

$$p_1 = \ln A_{\Delta}^{*}(\varepsilon) - \ln A_{\Delta}^{*}(\beta) = \ln \frac{l_{\varepsilon}}{l_{\beta}};$$

$$P_2 = \frac{A_{\Sigma}^2}{A_{\Sigma\max}^2} = \frac{A_{\Sigma 1}^2 + A_{\Sigma 2}^2}{A_{\Sigma\max}^2},$$

где $A_{\Lambda}^{*}(\varepsilon)$ и $A_{\Lambda}^{*}(\beta)$ – амплитуды сигналов в разностных каналах (ε и β) моноимпульсного пеленгатора, ортогональных сигналам двух целей (1 и 2) суммарного канала с амплитудами $A_{\Sigma 1}$ и $A_{\Sigma 2}$ соответственно.

Основная часть

Классы распознаваемых объектов:

1) малоразмерный одиночный объект;

2) одиночный объект, применяющий активную уводящую помеху, имитирующий разделение;

3) пара объектов, неразрешаемых классическими методами;

4) одиночный объект, запускающий малоразмерный объект.

Задача сводится к определению по результатам измерения признаков значений вероятности правильного распознавания и условных вероятностей ошибок распознавания каждого из классов.

Характеристики классов:

1) малоразмерный одиночный объект имеет малый уровень признака P_1 – ортогональной угловой ошибки и малый уровень признака P_2 – интенсивности принимаемого суммарного сигнала;

2) одиночный объект, применяющий помеху, имитирующий разделение, имеет малый уровень признака P_1 – ортогональной угловой ошибки и большой уровень признака P_2 – интенсивности принимаемого суммарного сигнала;

3) пара объектов, неразрешаемых классическими методами, имеет большой уровень признака P_1 – ортогональной угловой ошибки и большой уровень признака P_2 – интенсивности принимаемого суммарного сигнала;

4) одиночный объект, запускающий малоразмерный объект, имеет большой уровень признака P_1 – ортогональной угловой ошибки и малый уровень признака P_2 – интенсивности принимаемого нормированного суммарного сигнала.

В силу недостаточной различимости распознаваемых классов по каждому из признаков, наблюдаемое значение признака P_1 – ортогональной угловой ошибки, позволяет высказать лишь две гипотезы:

A_1 (P_1 – малого уровня) – сопровождается малоразмерный одиночный объект (случай 1.1) или одиночный объект, применяющий помеху, имитирующий разделение, (случай 1.2);

A_2 (P_1 – большого уровня) – сопровождается пара объектов, неразрешаемых классическими методами, (случай 2.2) или сопровождается одиночный объект, запускающий малоразмерный объект, (случай 2.1).

Аналогично, наблюдаемое значение признака P_2 – интенсивности принимаемого нормированного суммарного сигнала, позволяет судить о справедливости одной из двух следующих гипотез:

B_1 (P_2 – малого уровня) – сопровождается малоразмерный одиночный объект (случай 1.1) или сопровождается одиночный объект, отделяющий малоразмерный объект (случай 2.1);

B_2 (P_2 – большого уровня) – сопровождается одиночный объект, применяющий помеху, имитирующий разделение, (случай 1.2) или сопровождается пара объектов, неразрешаемых классическими методами, (случай 2.2).

Условные плотности вероятностей значений признаков, при справедливости введенных гипотез, будем считать известными функциями, которые обозначим: $f_1(P_1/A_1)$, $f_2(P_1/A_2)$ и $\varphi_1(P_2/B_1)$, $\varphi_2(P_2/B_2)$ для гипотез A_1, A_2, и B_1, B_2 соответственно.

Эти плотности вероятностей имеют вид распределения Релея. В этом нетрудно убедиться. Действительно, по опыту известно снижение вероятности принятия неправильного решения с ростом абсолютного значения признака распознавания, в условиях факторов, мешающих измерениям. Эта зависимость носит экспоненциальный характер в виде

$$F_i(P_1) = \exp\left[-P_1^2 \Big/ \left(2\alpha_i^2\right)\right], \; i = 1,2;$$

$$\Phi_j(P_2) = \exp\left[-P_1^2 \Big/ \left(2\beta_j^2\right)\right], \; j = 1,2,$$

где $1/(2\alpha^2)$, $1/(2\beta^2)$ – скорости снижения вероятностей. Тогда вероятности принятия правильных решений имеют вид

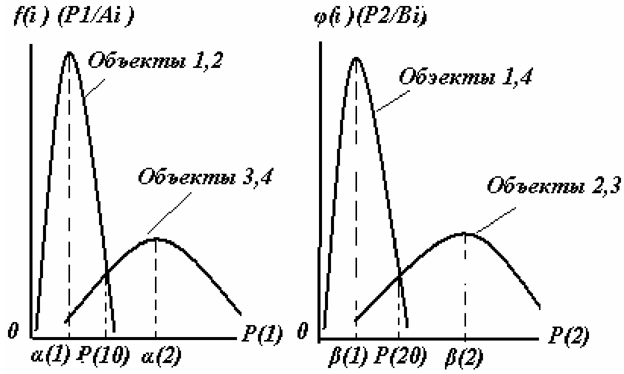
$$1 - F_i(P_1) = 1 - \exp\left[-P_1^2 \Big/ \left(2\alpha_i^2\right)\right], \; i = 1,2;$$

$$1 - \Phi_j(P_2) = 1 - \exp\left[-P_1^2 \Big/ \left(2\beta_j^2\right)\right], \; j = 1,2.$$

Отсюда получаем искомые плотности этих вероятностей (распределения Релея) в виде (рис. 2):

$$F_i(P_1) = \exp\left[-P_1^2 \Big/ \left(2\alpha_i^2\right)\right], \; i = 1,2;$$

$$\Phi_j(P_2) = \exp\left[-P_1^2 \Big/ \left(2\beta_j^2\right)\right], \; j = 1,2.$$



а б

Рис. 2. Плотности вероятностей признаков:
а – распознавания объектов 1, 2 и 3 4 классов;
б – распознавания признаков объектов
1, 4 и 2, 3о классов

Каждая из гипотез A_i, B_j , $i = 1,2$; $j = 1,2$ является объединением двух гипотез, выбираемых из следующего множества гипотез (случаев):

C_{11} – случай 1.1 (решение о наличии цели первого класса (одиночного малоразмерного объекта));

C_{12} – случай 1.2 (решение о наблюдении цели второго класса (одиночного объекта, применяющего активную помеху, имитирующего разделение));

C_{21} – случай 2.1 (решение о наблюдении цели четвертого класса (одиночного объекта, запускающего малоразмерный объект));

C_{22} – случай 2.2 (решение о наличии цели третьего класса (пары одиночных объектов, неразрешаемых классическими методами).

При этом имеют место следующие объединения:

$$A_1 = C_{11} \cup C_{12}; \quad A_2 = C_{21} \cup C_{22};$$
$$B_1 = C_{11} \cup C_{12}; \quad B_2 = C_{21} \cup C_{22}; \tag{1}$$

Наблюдаемые значения признаков P_1, P_2 считаются статистически независимыми, что справедливо при слабом влиянии искажающих случайных общих факторов на результаты измерения признаков.

Из введенных четырех гипотез A_i, B_j ($i = 1,2$; $j = 1,2$) можно получить гипотезы C_{ij} как пересечения соответствующих гипотез A_i,B_j, а именно:

$$C_{ij} = A_i \bigcap B_j; \quad i = 1,\ 2; \quad j = 1,\ 2$$

с двумерными условными плотностями вероятностей признаков P_1 и P_2 в виде

$$\psi_{ij} = \left(\frac{p_1}{A_i}; \frac{p_2}{B_j}\right) = f_i\left(\frac{p_1}{A_i}\right) \cdot \varphi_j\left(\frac{p_2}{B_j}\right), i = 1,2; j = 1,2. \quad (2)$$

Достоверности распознавания каждой из наблюдаемых ситуаций путем сравнения наблюдаемых значений признаков P_1 и P_2 с соответствующими порогами P_{10} и P_{20}, выбранными, например, по критерию «идеального наблюдателя», нетрудно оценить, вычисляя вероятности принятия правильных решений и ошибок распознавания каждой из этих ситуаций. Условные плотности вероятностей правильного распознавания и ошибок распознавания образуют матрицу

$$\begin{pmatrix} F_{11}^{11} & F_{12}^{11} & F_{21}^{11} & F_{22}^{11} \\ F_{11}^{12} & F_{12}^{12} & F_{21}^{12} & F_{22}^{12} \\ F_{11}^{21} & F_{12}^{21} & F_{21}^{21} & F_{22}^{21} \\ F_{11}^{22} & F_{12}^{22} & F_{21}^{22} & F_{22}^{22} \end{pmatrix}, \quad (3)$$

где элементы представляют собой количественную оценку условных плотностей вероятности: F_{11}^{11} – вероятность правильного распознавания цели первого класса, численно равная вероятности совместной справедливости гипотез A_1 и B_1; F_{12}^{11} – вероятность ошибки распознавания цели первого класса, из-за общности гипотезы A_1 как для цели первого, так и для цели второго классов, равная вероятности справедливости гипотезы A_1 и несправедливости гипотезы B_1; F_{21}^{11} – вероятность ошибки распознавания цели первого класса, из-за общности гипотезы B_1 как для цели первого, так и для цели четвертого класса, равная вероятности справедливости гипотез B_1 и несправедливости гипотезы A_1; F_{22}^{11} – вероятность ошибки распознавания цели первого класса, равная вероятности совместной несправедливости и гипотезы A_1, и гипотезы B_1; это событие совместной несправедливости дополняет события, перечисленные выше, до полной группы событий с гипотезами A_1 и B_1; F_{11}^{12} – вероятность ошибки распознавания цели второго класса, равная вероятности совместной справедливости гипотезы A_1 и несправедливости гипотезы B_2; F_{12}^{12} – вероятность правильного распознавания цели второго класса, численно равная вероятности совместной справедливости и гипотезы A_1, и гипотезы B_2; F_{21}^{12} – вероятность ошибки распознавания цели второго класса, равная вероятности несправедливости и гипотезы A_1, и гипотезы B_2; F_{22}^{12} – вероятность ошибки распознавания цели второго класса, равная вероятности несправедливости гипотезы A_1 и справедливости гипотезы B_2; F_{11}^{21} – вероятность ошибки распознавания цели четвертого класса, равная вероятности справедливости гипотезы B_1 и несправедливости гипотезы A_2; F_{12}^{21} – вероятность ошибки распознавания цели четвертого класса, равная вероятности совместной несправедливости и гипотезы A_2, и гипотезы B_1; F_{21}^{21} – вероятность правильного распознавания цели четвертого класса, численно равная вероятности совместной справедливости и гипотезы A_2, и гипотезы B_1; F_{22}^{21} – вероятность ошибки распознавания цели четвертого класса, равная вероятности справедливости гипотезы A_2 и несправедливости гипотезы B_1; F_{11}^{22} – вероятность ошибки распознавания цели третьего класса, равная вероятности несправедливости и гипотезы A_2, и гипотезы B_2; F_{12}^{22} – вероятность ошибки распознавания цели третьего класса, равная вероятности несправедливости гипотезы A_2 и справедливости гипотезы B_2; F_{21}^{22} – вероятность ошибки распознавания цели третьего класса, равная вероятности справедливости гипотезы A_2 и несправедливости гипотезы B_2; F_{22}^{22} – вероятность правильного распознавания цели третьего класса, равная вероятности совместной справедливости и гипотезы A_2, и гипотезы B_2.

При этом, в силу независимости реализаций признаков P_1 и P_2, каждый элемент матрицы F представляет собой произведение вероятностей в виде

$$F_{kl}^{ij} = R_k^i N_j^i, \quad i, j, k, l \in \{1, 2\}, \quad (4)$$

где R_1^1, N_1^1 – вероятности справедливости гипотез A_1, B_1 соответственно, и равные:

$$R_1^1 = \int_0^{P_{10}} f_1\left(x/A_1\right)dx\ ; \quad N_1^1 = \int_0^{P_{20}} \varphi_1\left(y/B_1\right)dx;$$

R_2^1, N_2^1 – вероятности несправедливости гипотез A_1, B_1

$$R_2^1 = 1 - R_1^1; \quad N_2^1 = 1 - N_1^1;$$

R_1^2, N_1^2 – вероятности несправедливости гипотез A_2, B_2 соответственно, и равные:

$$R_2^1 = \int_0^{P_{10}} f_2\left(x/A_2\right)dx\ ; \quad N_1^2 = \int_0^{P_{20}} \varphi_2\left(y/B_2\right)dx\ ;$$

R_2^2, N_2^2 – вероятности справедливости гипотез A_2, B_2 соответственно, и равные:

$$R_2^2 = 1 - R_1^2; \quad N_2^2 = 1 - N_1^2.$$

Следовательно, матрицу F можно представить в общем окончательном виде

$$\begin{pmatrix} R_1^1 N_1^1 & R_1^1(1-N_1^1) & (1-R_1^1)N_1^1 & (1-R_1^1)(1-N_1^1) \\ R_1^1 N_1^2 & R_1^1(1-N^2) & (1-R_1^1)N_1^2 & (1-R_1^1)(1-N_1^2) \\ R_1^2 N_1^1 & R_1^2(1-N_1^1) & (1-R_1^2)N_1^1 & (1-R_1^2)(1-N_1^1) \\ R_1^2 N_1^2 & R_1^2(1-N_1^2) & (1-R_1^2)N_1^2 & (1-R_1^2)(1-N_1^2) \end{pmatrix}. \quad (5)$$

Видно, что матрица (5) (назовем ее матрицей достоверности распознавания) является стохастической; сумма элементов каждой ее строки равняется единице.

Учитывая конкретный вид (1) функций f_i и φ_j, получаем условные вероятности в виде:

$$R_1^1 = \int_0^{P_{10}} \frac{p_1^2}{\alpha_1^2} \exp\left[-\frac{p_1^2}{2\alpha_1^2}\right] dp_1 = 1 - \exp\left[-\frac{P_{10}^2}{2\alpha_1^2}\right];$$

$$R_2^1 = \exp\left[-\frac{P_{10}^2}{2\alpha_1^2}\right];\ N_2^2 = \exp\left[-\frac{P_{20}^2}{2\beta_2^2}\right];$$

$$N_1^1 = \int_0^{P_{10}} \frac{p_2^2}{\beta_2^2} \exp\left[-\frac{p_2^2}{2\beta_2^2}\right] dp_2 = 1 - \exp\left[-\frac{P_{10}^2}{2\beta_2^2}\right];$$

$$R_1^2 = \int_0^{P_{10}} \frac{p_1^2}{\alpha_2^2} \exp\left[-\frac{p_1^2}{2\alpha_2^2}\right] dp_1 = 1 - \exp\left[-\frac{P_{10}^2}{2\alpha_2^2}\right];$$

$$R_1^2 = R_2^2 - \exp\left[-\frac{P_{10}^2}{2\alpha_2^2}\right];\ N_2^1 = \exp\left[-\frac{P_{10}^2}{2\beta_2^2}\right];$$

$$N_1^2 = \int_0^{P_{20}} \frac{p_2^2}{\beta_2^2} \exp\left[-\frac{p_2^2}{2\beta_2^2}\right] dp_2 = 1 - \exp\left[-\frac{P_{20}^2}{2\beta_2^2}\right].$$

При применении критерия «идеального наблюдателя» значения порогов P_{10} и P_{20} могут быть найдены путем решения уравнений

$$f_1\left(\frac{P_{10}}{A_1}\right) = f_2\left(\frac{P_{10}}{A_2}\right);\ \varphi_1\left(\frac{P_{20}}{B_1}\right) = \varphi_2\left(\frac{P_{20}}{B_2}\right).$$

Эти решения имеют вид

$$\begin{aligned} P_{10} &= 2\alpha_1\alpha_2\left[\frac{\ln\alpha_1 - \ln\alpha_2}{\alpha_1^2 - \alpha_2^2}\right]^{0,5}; \\ P_{20} &= 2\beta_1\beta_2\left[\frac{\ln\beta_1 - \ln\beta_2}{\beta_1^2 - \beta_2^2}\right]^{0,5}. \end{aligned} \quad (6)$$

Таким образом, если параметры распределений f_i и φ_j, $i = 1,2$; $j = 1,2$, известны, то элементы матрицы достоверности тоже известны, что позволяет извлечь из нее полную информацию о вероятностях правильного распознавания и ошибках распознавания. Так, вероятности правильного распознавания каждого из объектов, согласно (5), равняются:

1) одиночного малоразмерного объекта $R_1^1 N_1^1$;

2) одиночного объекта, применяющего помеху, имитирующего разделение $R_1^1(1 - N_1^2)$;

3) пары одиночных объектов, неразрешаемых классическими методами $(1 - R_1^2)(1 - N_1^2)$;

4) одиночного объекта, отделяющего малоразмерный объект $(1 - R_1^2)N_1^1$.

Безусловная вероятность правильного распознавания пропорциональна сумме диагональных элементов матрицы достоверности и при равновероятных априорных вероятностях появления классов объектов равняется

$$D = \frac{1}{4}\left[R_1^1 N_1^1 + R_1^1\left(1 - N_1^2\right)\right] +$$
$$+ \frac{1}{4}\left[\left(1 - R_1^2\right)N_1^2 + \left(1 - R_1^2\right)\left(1 - N_1^2\right)\right],$$

а безусловная вероятность ошибки распознавания имеет вид

$$Q = 1 - D. \quad (8)$$

Нетрудно убедиться, что достоверность распознавания определяется лишь двумя факторами: степенью перекрываемости плотностей вероятности, т.е. дисперсиями признаков распознавания, и различимостью пересекающихся гипотез хотя бы по одному признаку, что, в свою очередь, зависит от количественного соотношения между числом К классов, подлежащих распознаванию, и числом n признаков, обеспечивающих решение задачи достоверного распознавания. Во всяком случае, требование различимости пересекающихся гипотез хотя бы по одному признаку из n используемых, как можно в этом убедиться, обычно выполняется в том случае, если количество К классов объектов не превышает число 2^n, т.е. условие нормальной различимости классов, при пересекающихся гипотезах и различимости хотя бы по одному признаку, имеет вид

$$K_{max} \le 2^n. \quad (10)$$

Пример.

Пусть опытным путем установлено, что наиболее вероятные значения признаков целей каждого из классов известны и равняются:

– для одиночного малоразмерного объекта и одиночного объекта, применяющего помеху, имитирующую разделение, уровень асимметрии в картинной плоскости близок к нулевому и равняется $\alpha_1 = 0,041$;

– для пары объектов, неразрешаемых классически, и одиночного объекта, запускающего малоразмерный объект, асимметрия в картинной плоскости – большая и равняется $\alpha_2 = 0,653$;

– для одиночного малоразмерного объекта и одиночного объекта, запускающего малоразмерный объект, интенсивность принимаемого суммарного сигнала, нормированного некоторым постоянным максимально возможным уровнем, равняется $\beta_1 = 0,301$;

– для одиночного объекта, применяющего помеху, имитирующего разделение, и пары объектов, неразрешаемых классически, интенсивность принимаемого нормированного суммарного сигнала равняется $\beta_2 = 0,778$.

Требуется:

А. Определить по результатам измерения признаков значения вероятностей правильного распознавания и условных вероятностей ошибок распознавания каждого из классов. если фактическое (измеренное) значение каждого признака обычно имеет отклонение от ожидаемого и распределено по закону Релея.

Б. Определить элементы матрицы достоверности, имея в виду реально возможное попарное совпадение распределений признаков распознаваемых целей.

В. Значения условных вероятностей ошибок распознавания каждого объекта.

Г. Значения безусловной вероятности правильного распознавания, если известно, что вероятности появления классов разделяющихся объектов соизмеримы.

Д. Значения безусловной вероятности ошибочного распознавания.

Решение.

Согласно (6) пороговые значения распределений признаков равняются:

$$P_{10} = 2\alpha_1\alpha_2\left[\frac{\ln\alpha_1 - \ln\alpha_2}{\alpha_1^2 - \alpha_2^2}\right]^{0,5} = 0,14;$$

$$P_{20} = 2\beta_1\beta_2\left[\frac{\ln\beta_1 - \ln\beta_2}{\beta_1^2 - \beta_2^2}\right]^{0,5} = 0,7.$$

А. В соответствии с (6) и (5) вероятности правильного распознавания объектов равняются:

$$1)\ R_1^1 N_1^1 = 0,889;\ \ 2)\ R_1^1(1 - N_1^2) = 0,870;$$

$$3)\ (1 - R_1^2)(1 - N_1^2) = 0,855;\ \ 4)\ (1 - R_1^2)N_1^1 = 0,873.$$

Б. Согласно (5) с учетом (6) матрица F достоверности распознавания объектов имеет вид

$$\begin{pmatrix} 0,889 & 0,107 & 0,004 & 0,001 \\ 0,124 & 0,870 & 0,001 & 0,003 \\ 0,019 & 0,002 & 0,873 & 0,105 \\ 0,003 & 0,019 & 0,124 & 0,855 \end{pmatrix}.$$

В. В соответствии с (8), учитывая (6), находим безусловную вероятность правильного распознавания всей совокупности классов объектов.

$$D = \frac{1}{4}\left[R_1^1 N_1^1 + R_1^1(1 - N_1^2) + (1 - R_1^2)N_1^1\right] = 0,87.$$

Г. Вероятность ошибочного распознавания совокупности классов объектов согласно (9) равна

$$Q = 1 - D = 0,13.$$

Д. Вероятности ошибочного распознавания объектов конкретного класса определяются суммированием вероятностей ошибок соответствующей строки матрицы достоверности (5), а именно, недиагональных элементов строки. Получаем безусловные вероятности ошибок:

1) для одиночного малоразмерного объекта

$$Q_1 = F_{12}^{11} + F_{21}^{11} + F_{22}^{11} = 0,111;$$

2) для одиночного объекта, применяющего помеху, имитирующую разделение,

$$Q_2 = F_{11}^{12} + F_{21}^{12} + F_{22}^{12} = 0,130;$$

3) для пары объектов, неразрешаемых классически,

$$Q = F_{11}^{22} + F_{12}^{22} + F_{21}^{22} = 0,127;$$

4) для одиночного объекта, запускающего малоразмерный объект,

$$Q = F_{11}^{22} + F_{12}^{22} + F_{22}^{21} = 0,145.$$

Выводы

1. Рассмотренный метод стохастической оценки достоверности распознавания разделяющихся объектов позволяет получить достаточно достоверную информацию, даже в случае попарной неразличимости признаков классов.

2. Важным является требование различимости классов хотя бы по одному из признаков для каждого из распознаваемых объектов.

3. Для обеспечения различимости классов достаточным является условие, при котором количество классов для распознавания не превышает 2^n, где n – количество признаков классов.

Список литературы

1. Кокс Д. Задачи по теоретической статистике / Д. Кокс, Д. Хинкли. – М.: Мир, 1981. – 225 с.

2. А.с. 122002 СССР. Устройство индикации положения объектов / Б.А. Демьянчук, В.В. Бурцев, Д.И. Вельмискин; от 02.11.1978.

3. А.с. 207460 СССР. Обнаружитель разделения объектов / Б.А. Демьянчук, В.М. Косарев; от 27.08.1984.

Поступила в редколлегию 7.06.2010

Рецензент: д-р техн. наук, проф. Б.А. Демидов, Харьковский университет Воздушных Сил им. И. Кожедуба, Харьков.

СТОХАСТИЧНІ ОЦІНКИ ДОСТОВІРНОСТІ РОЗПІЗНАВАННЯ ОБ'ЄКТІВ, ЩО РОЗДІЛЯЮТЬСЯ, ПРИ ПЕРЕСІЧНИХ ГІПОТЕЗАХ

Б.О. Демьянчук, В.В. Бурцев, С.В. Кліменков

Складена матриця ймовірностей правильних рішень і помилок радіолокаційного розпізнавання і показано, що поєднання просторових і амплітудних ознак забезпечує високу достовірність розпізнавання і в умовах пересічних гіпотез про класи об'єктів.

Ключові слова: *достовірність розпізнавання, гіпотези ухвалення рішень, об'єкти, що розділяються.*

STOCHASTIC ESTIMATIONS OF AUTHENTICITY OF RECOGNITION OF OBJECTS WHICH ARE DIVIDED, AT ORDINARY HYPOTHESES

B.A. Dem'yanchuk, V.V. Burcev, S.V. Klimenkov

The matrix of probabilities of correct decisions and errors of radio-location recognition is made and it is rotined that combination of spatial and peak signs provides high authenticity of recognition and in the conditions of intersecting hypotheses about the classes of objects.

Keywords: *authenticity of recognition, hypotheses of making a decision, divided objects.*