УДК 681.516.7.015.2

КЛАССИФИКАЦИЯ МОРСКИХ ОБЪЕКТОВ

А. К. Розов,
доктор техн. наук
Военно-морская академия им. Н. Г. Кузнецова
М. Н. Бухарцев,
доктор техн. наук, профессор
Федеральное Государственное унитарное предприятие «Первый центральный научно-исследовательский институт Министерства обороны России»

Классификация морских объектов может быть осуществлена с использованием аппарата стохастических дифференциальных уравнений. Полученные в результате решения уравнений апостериорные вероятности гипотез находят применение в алгоритме принятия решений. Приводятся примеры, иллюстрирующие процедуру классификации.

Classification of sea objects can be carried out by using stochastic difference equation. Inverse probabilities obtained as solutions of these equations are applied to the decision-making algorithms. Examples of classification are provided.

В настоящее время высказывается много предложений по использованию различий в параметрах эхо-сигналов для классификации объектов. Это различие в доплеровском сдвиге частот, различие в удлинении эхо-сигнала, ширине спектра, числе бликов в бликовом портрете целей и др. При этом каждый из признаков, как правило, работает только в «своих» условиях: доплеровский сдвиг частоты – при различии в относительных скоростях объектов, удлинение сигнала – при различии в протяженности объектов, уширение спектра – в случаях, когда есть то и другое различие и т. д. Для того чтобы они работали одновременно, алгоритм классификации должен учитывать связи между параметрами эхо-сигналов. А эти связи зависят, главным образом, от поведенческих характеристик объектов.

В свою очередь, поведенческие характеристики объектов определяются задачами, для решения которых они предназначены, и характером их поведения. По ряду причин поведенческие характеристики в определенной мере случайны, поскольку случайны параметры, их определяющие: координаты объекта – дистанция от объекта d и направление на него φ, а также элементы его движения – скорость v и курс q. Количественной мерой случайности является вероятностное распределение $F_t(d, \varphi, v, q)$, где t – время, прошедшее после начала движения локатора.

Поскольку локатор имеет дело не с данными, характеризующими движущийся объект, а с зависящими от них задержкой сигнала Θ и значениями его параметров $\lambda_1, ..., \lambda_n$, то распределение $F_t(d, \varphi, v, q)$ может быть с помощью детерминированных зависимостей $\lambda_i = f_i(d, \varphi, v, q)$, $i = 1, ..., n$, пересчитано в распределение $F_t(\Theta, \lambda_1, ..., \lambda_n)$.

Далее следует классическая схема разрешения гипотез о том, чем является классифицируемый объект. При таком подходе все признаки (параметры), их связь между собой, а также зависимость от поведенческих характеристик можно представить одним функционалом – апостериорной вероятностью той или иной гипотезы относительно классифицируемого объекта.

Важно, что изложенный подход учитывает множественность признаков, а предлагаемые способы использования отдельных признаков могут быть получены как частные варианты этого общего подхода. Однако эффективность таких частных вариантов будет тем меньше, чем меньше параметров эхо-сигнала участвует в классификации.

Важно и другое. Существующие методы обработки наблюдаемых воздействий базируются на использовании корреляционно-спектральных подходов. Последние достаточны, если предполагать возможность непосредственного измерения параметров сигнала (см. примеры 2 и 3), но оказываются непригодными при наличии помех.

В условиях воздействия помех алгоритм классификации должен строиться с использованием аппарата стохастических дифференциальных уравнений. Этот математический аппарат обработки наблюдаемых воздействий пока еще не нашел практического применения, но за ним большое будущее. Становлению и развитию этого аппарата посвящен ряд работ [1–5]. Здесь остановимся лишь на отличии стохастических дифференциальных уравнений от обыкновенных.

Изучение эволюции меняющихся во времени явлений часто начинается с написания дифференциального уравнения вида

$$\frac{dx_t}{dt} = f(x_t, t)$$

относительно функции x_t. Когда производная $f(x_t)$ детерминированно определена, нет необходимости применять теорию случайных процессов. Когда же $f(x_t, t)$ с течением времени подвергается случайным воздействиям, уравнение для x_t может быть представлено в виде

$$dx_t = a(x_t, t)dt + b(x_t, t)dw_t,$$

где dw_t – дифференциал винеровского процесса.

При этом важно следующее: для того чтобы x_t сохранял случайный характер, дифференциал dw_t должен иметь $\sqrt{\Delta}$ порядок малости. Именно этим свойством обладает винеровский процесс, для которого

$$M(w_{t_{K+1}} - w_{t_K})^2 = t_{K+1} - t_K = \Delta.$$

Выбор состава параметров. Могут быть приняты разные подходы или условия выбора состава параметров сигнала. Таким условием, например, может выступать требование о независимости параметров от дистанции до объекта. Но можно выбирать параметры в зависимости от способа решения задачи:

можно состав параметров выбирать таким, чтобы их распределение допускало его аппроксимацию нормальным или другим распределением в аналитической форме, что позволит придать правилу принятия решений также аналитический характер;

можно предположить, что помимо возможности нормальной аппроксимации параметры сигнала линейно входят в представляющее сигнал дифференциальное уравнение, что позволит представить сигнал условно-гауссовским процессом и, тем самым, использовать открывающиеся при этом возможности для оценивания параметров сигнала.

Как правило, исходное распределение элементов движения в силу неполноты информации может быть принято равномерным. В ходе трансформации оно обычно превращается в неравномерное распределение параметров сигнала. Эта неравномерность может быть учтена использованием байесовского подхода в формировании процедуры классификации и, тем самым, могут быть получены все связанные с данным подходом преимущества. А они немалые – байесовский подход приводит к выбору гипотез относительно принадлежности объекта к одному из классов на базе вычисления их апостериорных вероятностей – статистик, наиболее полно использующих информацию об остановке.

Байесовский подход должен учитывать завершающий характер процедуры классификации, предусматривающий остановку наблюдений. Составить алгоритм такой процедуры позволяет теория оптимальных правил остановки [4].

При байесовском подходе с каждым правилом $\delta(\nu, d)$, в котором ν – момент прекращения наблюдений, d – решение относительно принадлежности объекта к классу K, связаны потери, учитываемые средним риском

$$R(\delta) = cM\nu + M\bar{W}(d, K),$$

где $cM\nu$ – стоимость наблюдений; $MW(d, K)$ – слагаемое, учитывающее вероятность ошибочных решений.

Согласно байесовскому правилу, в каждый момент наблюдений решается вопрос о целесообразности продолжения наблюдений, которая определяется путем сопоставления ожидаемых потерь при продолжении наблюдений и потерь от остановки.

Момент остановки определяется из условия

$$\nu^* = \min\left\{t : R_t\left(\eta_0^t\right) = R_t^T\left(\eta_0^t\right)\right\},$$

где $R_t(\eta_0^t)$ – риск от продолжения наблюдений η_0^t на интервале $[0, t]$; $R_t^T\left(\eta_0^t\right)$ – риск от продолжения наблюдений на интервале $[0, T]$.

Решающее правило предполагает сравнение максимальной составляющей статистики $\pi_l(t)$, $l = 1, \ldots, m$, с границей Γ_l областей принятия решений:

$$d^* = \begin{cases} \nu^* = \inf\left[t > 0, \max \pi_l(\nu) \ge \Gamma_l(t)\right]; \\ d_1 \max \pi_l(t) = \pi_1\left(\nu^*\right) \ge \Gamma_1(t); \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots; \\ d_m, \max \pi_l(t) = \pi_m\left(\nu^*\right) \ge \Gamma_m(t). \end{cases}$$

Реализация байесовского подхода возможна при представлении сигнала и помехи с помощью потраекторного динамического метода.

Многомерный сигнал

$$\Theta_t = \left[\Theta_1(t), \ \ldots, \Theta_K(t)\right]$$

можно представить стохастическим дифференциальным уравнением

$$d\Theta_t = \left[a_0(\lambda, t) + a_1(\lambda, t)\Theta_t\right]dt + b(\lambda, t)dw_t^{(S)},$$

где a_0 и a_1 – коэффициенты, зависящие от параметров сигнала; $W_t^{(S)}$ – винеровский процесс. Наблюдаемое воздействие

$$\eta_t = \left[\eta_1(t), \ \ldots, \eta_n(t)\right]$$

представим уравнением

$$d\eta_t = \left[A_0(\lambda,t) + A_1(\lambda,t)\Theta_t\right]dt + B(\lambda,t)dw_t^{(n)}.$$

Дифференциальное представление сигнала и наблюдаемых воздействий предопределяет построение процедуры классификации на дифференциальной основе.

Можно показать, что уравнения для одномерных вероятностей имеют вид

$$d\pi_l(t) = \frac{1}{B^2}\pi_l(t)\left[A_1 m_\Theta(t\mid F_l) - \sum_{j=1}^{m} A_1 m_\Theta(t\mid F_j)\pi_j(t)\right]\times$$
$$\times\left[d\eta_t - \sum_{j=1}^{m} A_1 m_\Theta(t\mid F_j)\pi_j(t)dt\right];$$
$$\pi_l(0) = P_l,$$

где $m_\Theta(t\mid F_l) = \left[m_{\Theta 1}(t\mid F_l),\ \ldots, m_{\Theta K}(t\mid F_l)\right], l = 1,\ \ldots, m$ – вектор оценок текущих значений сигнала, вычисляемых с использованием уравнений Калмана – Бьюси.

В приведенные уравнения наблюдаемое воздействие η_t входит в виде дифференциала $d\eta_t$, а при их решении с помощью рекуррентных соотношений – в виде приращений

$$\Delta\eta_{t_K} = \eta_{t_{K+1}} - \eta_{t_K}.$$

Такой характер считывания обусловлен тем, что сам процесс

$$\eta_t = \int_0^t \Theta_s ds + Bw_t^{(n)}$$

нестационарен, в то время как приращения

$$\Delta\eta_{t_k} = \int_{t_K}^{t_{K+1}} \Theta_s ds + B\left(w_{t_{K+1}}^{(n)} - w_{t_K}^{(n)}\right)$$

стационарны, хотя и требуют интегрирования наблюдаемых воздействий за время шага временной дискретизации

$$\Delta = t_{K+1} - t_K.$$

Необходимые значения B, входящие в уравнения в виде коэффициентов $1/B^2$, находятся в результате вычисления $M(\Delta\eta_{t_K})^2$ и приравнивания его к $B^2\Delta$.

Нахождение оценок $m_\Theta(t\mid F_l)$ возможно при дискретизации распределения F_l, $l = 1, \ldots, m$, что делает целесообразным изначально получать его в виде гистограммы. Последняя получается в результате розыгрыша элементов движения объекта и использования детерминированной зависимости от них параметров сигнала.

Может иметь место частный случай, когда помехи малы и возможно непосредственное измерение параметров сигнала без затраты времени наблюдения. В этом случае выбор гипотезы относительно принадлежности сигнала к одному из классов производится в результе нахождения апостериорной вероятности $\pi_l(t)$, $l = 1, 2$, по формуле Баеса

$$\pi_l^{ij} = \frac{P(\lambda_{1i},\lambda_{2j}\mid F_l)P(F_l)}{\sum_{K=1}^{2} P(\lambda_{1i},\lambda_{2j}\mid F_K)P(F_K)},$$

где λ_{1i}, λ_{2j} – измеренные значения параметров сигнала, соответствующие клеткам двумерной гистограммы и сравнения $\max_l \pi_l$ с границей Г.

Наряду с гистограммным вычислением π_l^{ij} по формуле Байеса целесообразен аналитический вариант, когда гистограмма аппроксимируется непрерывным распределением, например, нормальным. В этом случае отпадает необходимость удержания в памяти ЭВМ гистограмм, достаточно иметь в памяти только моменты (математическое ожидание, дисперсию и т. д.).

Проиллюстрируем сказанное примерами. Будем предполагать, что объекты имеют одинаковую длину $L = 100$ м, отстоят от классификатора на расстояние 2000 м, а элементы движения равномерно распределены в интервалах

$$\upsilon_1 \in [5\ \text{м/с},\ 15\ \text{м/с}],$$
$$q_1 \in [0^\circ,\ 90^\circ];$$
$$\upsilon_2 \in [9\ \text{м/с},\ 11\ \text{м/с}],$$
$$q_2 \in [0^\circ,\ 18^\circ].$$

Пример 1. Классификация объектов, для которых эхо-сигнал представляется высокочастотным процессом с дифференциалом

$$d\Theta_t = I_t dt;$$
$$d\nu_t = -(b_1 I_t + b_0\Theta_t)dt + b_1^*\sqrt{\left(b_0^* - \frac{b_1^{2^*}}{4}\right)}C_1 dw_t^{(S)},$$

в котором параметры b_0 и b_1 определяются формулами

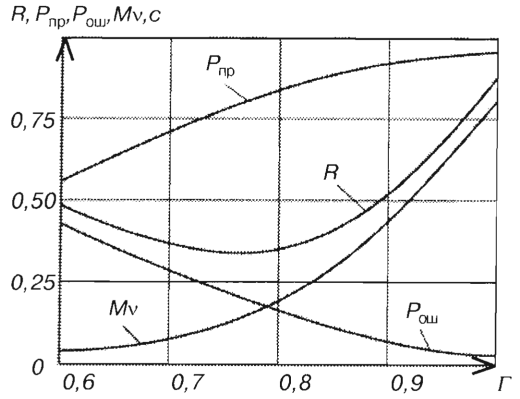
$$b_0 = \sqrt{\nu};$$
$$b_1 = \Delta\nu_1,$$

где ν – доплеровский сдвиг частоты; $\Delta\nu_1$ – ширина спектра сигнала (см. пример 2).

Наблюдаемое воздействие η_t представляется дифференциалом

$$d\eta_t = \Theta_t dt + \sqrt{C_2}dw_t^{(n)}.$$

Выбор гипотезы относительно принадлежности сигнала к одному из классов (и соответственно, объектов) производится в результате решения приведенных уравнений для $\pi_l(t)$ в двумерном варианте и сопоставления $\max_l \pi l(t)$ с границами областей принятия решений.



■ ***Рис. 1.** Вероятность правильной ($P_{пр}$) и ошибочной ($P_{ош}$) классификации, затрачиваемого на классификацию времени ($M\nu$) и среднего риска (R) в зависимости от границы ($Г$) областей принятия решений*

Моделирование проводилось при C_1 = 1 с и параметрах b_0 и b_1, распределенных по нормальным законам:

$$N_1\left[0,5b_0^*;\ 0,5b_1^*,\ \left(\frac{1}{4}b_0^*\right)^2,\ \left(\frac{1}{4}b_1^*\right)^2\right];$$

$$N_2\left[b_0^*;\ b_1^*,\ \left(\frac{1}{4}b_0^*\right)^2,\ \left(\frac{1}{4}b_1^*\right)^2\right],$$

$$b_0^* = 2518\pi^2\ c^{-2},$$

$$b_1^* = 6\pi\ c^{-1},$$

$$P_1 = P_2 = \frac{1}{2}.$$

Помеха – белый шум с C_2 = 0,4 с.

Результаты моделирования – зависимость вероятности правильной и ошибочной классификации, затрачиваемого времени $M\nu$ и среднего риска $R = 0,1M\nu + P_{ош}$ от границы областей принятия решений Г – представлены на рис. 1.

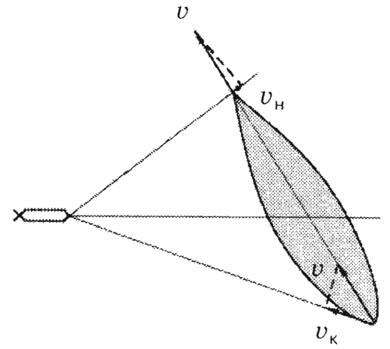
Пример 2. Классификация объектов, для которых возможно непосредственное измерение параметров сигнала – доплеровского сдвига частоты ν и протяженности энергетического спектра $\Delta\nu$, определяемых формулами

$$\nu = \frac{2\upsilon\cos q\cdot f}{C_{зв}};$$

$$\Delta\nu = \nu_н - \nu_к,$$

где f – частота локатора, Гц (для расчетов принята равной 30 кГц); $C_{зв}$ = 1500 м/с – скорость звука в воде; $\nu_н$ и $\nu_к$ – доплеровские сдвиги частоты, обусловленные проекциями скорости υ на концевые участки объектов – $\upsilon_н$ и $\upsilon_к$ (рис. 2).

В отличие от примера 1, в этом случае предполагается, что ходовая помеха, связанная с движением локатора, отсутствует или настолько мала,



■ ***Рис. 2.** Схема вычисления скоростей концевых участков ($\upsilon_н$, $\upsilon_к$) объекта, движущегося со скоростью υ*

что ею можно пренебречь. Такая ситуация имеет место на сравнительно малых дистанциях до классифицируемых объектов.

Полученные в результате статистического эксперимента $F_l(\nu, \Delta\nu)$, l = 1, 2, двумерные гистограммы были аппроксимированы двумерным нормальным распределением с моментами

№ объекта	$M\nu$, Гц	$D\nu$, Гц²	$M\Delta\nu$, Гц	$D\Delta\nu$, Гц²	r
1	38,2	3,19×104	16,6	9,23	0,53
2	275	1,49×103	13,5	1,2	-0,49

Из приведенных данных видно, что параметры эхо-сигналов от объекта с широким диапазоном изменения элементов движения распределены в весьма широких областях, в то время как параметры эхо-сигналов от объекта с суженным диапазоном группируются в локальных областях. Это определяет, как уже отмечалось, целесообразность использования байесовского подхода для решения задач классификации.

Вероятности правильной классификации $P_{пр}$, вычисленные по двум гистограммам и аналитически с аппроксимацией их нормальными распределениями, оказались равными $P_{гист}$ = 0,95 и $P_{аппр}$ = 0,93. Проигрыш от введения аппроксимации оказался небольшим – 0,02. Вероятности $P_{пр}$, вычисленные с использованием одномерных гистограмм по ν и $\Delta\nu$, оказались меньшими соответственно на 0,13 и 0,15.

Пример 3. Классификация объектов, для которых возможно непосредственное измерение параметров – доплеровского сдвига и удлинения сигнала Δl, определяемых формулами

$$\nu = \frac{2\upsilon\cos q\cdot f}{C_{зв}};$$

$$\Delta l = L\cos q.$$

Отличительной особенностью данного примера является то, что для классификации объектов используются такие параметры сигнала (ν, Δl), которые не зависят от дистанции до классифицируемых объектов и от их угловой протяженности. Отсутствие необходимости учитывать дистанцию до классифицируемых объектов намного упрощает процедуру классификации.

Полученные в результате статистического эксперимента $F_l(\nu, \Delta l)$, $l = 1, 2$, двумерные гистограммы были аппроксимированы двумерным нормальным распределением с моментами

№ объекта	$M\nu$, Гц	$D\nu$, Гц^2	$M\Delta l$, м	$D\Delta l$, м^2	r
1	276	$2{,}28 \cdot 10^4$	66,3	992	0,84
2	420	803	103	19,5	0,11

Вероятности правильной классификации ($P_{\text{пр}}$), вычисленные по двумерным гистограммам и аналитически с аппроксимацией их нормальными распределениями, оказались равными $P_{\text{гист}} = 0{,}95$ и $P_{\text{аппр}} = 0{,}89$. Проигрыш от введения аппроксимации оказался равным 0,06. Вероятности $P_{\text{пр}}$, вычисленные с использованием одномерных гистограмм по ν и Δl, оказались меньшими соответственно на 0,15 и 0,18.

Таким образом, теоретически обоснована и подтверждена моделированием перспективность байесовского подхода для составления алгоритмов, обеспечивающих высокую (0,8–0,9) вероятность правильной классификации объектов.

Литература

1. **Калман Р. Е, Бьюси Р. С.** Новые результаты в линейной фильтрации и теория предсказания / Пер. с англ. // Техническая механика. – № 83. Сер. Д. 1, 1961. – С. 95–107.
2. **Липцер Р. Ш., Ширяев А. Н.** Статистика случайных процессов. – М.: Наука, 1974. – 696 с.
3. **Скороход А. В.** Асимптотические методы теории стохастических дифференциальных уравнений. – Киев: Наукова думка, 1987.
4. **Роббинс Г., Сигмунд Д., Чао И.** Теория оптимальных правил остановки / Пер. с англ. – М.: Наука, 1975. – 168 с.
5. **Эллиот Р.** Стохастический анализ и его приложения. – М.: Мир, 1986.

В. Я. Мамаев, А. Н. Синяков, К. К. Петров, Д. А. Горбунов

Воздушная навигация и элементы самолетовождения: Учеб. пособие/ СПб.: СПбГУАП, 2002. – 256 с.: ил. ISBN 5-8088-077-3

Учебное пособие является усеченной бумажной версией электронного учебного пособия и содержит основной теоретический материал предметной области – воздушной навигации. Оно предназначено для самостоятельного изучения дисциплины, снабжено тестовыми заданиями и контрольными задачами, обеспечивающими самоконтроль приобретенных знаний.

Предназначено для студентов и курсантов авиационных специальностей вузов.