РАКЕТНО-КОСМИЧЕСКОЕ ПРИБОРОСТРОЕНИЕ И ИНФОРМАЦИОННЫЕ СИСТЕМЫ
2022, том 9, выпуск 2, с. 14–26

СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ, УПРАВЛЕНИЕ КОСМИЧЕСКИМИ АППАРАТАМИ, ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ И СИСТЕМЫ ТЕЛЕМЕТРИИ. ДИСТАНЦИОННОЕ ЗОНДИРОВАНИЕ ЗЕМЛИ

УДК 629.785 DOI 10.30894/issn2409-0239.2022.9.2.14.26

Метод идентификации радиоизлучающего объекта по статистическим характеристикам параметров радиосигнала объекта

С. В. Стрельников, *д. т. н., orionsvs@mail.ru*
АО «НПО «Орион», г. Москва, Российская Федерация

А. Г. Шаблинский, *к. воен. н., orionsvs@mail.ru*
Центральный морской полигон МО РФ, г. Северодвинск, Российская Федерация

Р. В. Яковец, *orionsvs@mail.ru*
Центральный морской полигон МО РФ, г. Северодвинск, Российская Федерация

С. Н. Бирюлин, *orionsvs@mail.ru*
Центральный морской полигон МО РФ, г. Северодвинск, Российская Федерация

Аннотация. Статья содержит обоснование нового метода идентификации радиоизлучающего объекта, основанного на использовании статистических характеристик радиосигнала, вычисляемых по выборкам регистрируемого параметра сигнала. Применяемые характеристики сигнала названы характеристическими параметрами.

Новый метод позволяет обнаруживать выборки радиосигналов, относящихся к уже наблюдаемым ранее радиоизлучающим средствам, путем анализа различных выборок параметров регистрируемых радиосигналов по свойственным выборкам наборам статистических ХП.

Метод включает предварительный и три основных этапа вычислений. Предварительный этап предназначен для составления статистических решающих функций, используемых затем для оценки однородности регистрируемых выборок радиосигналов. Решающие функции строят на основе анализа эталонных сигналов объектов. На первом этапе осуществляют вычисление набора характеристических параметров радиосигнала. На втором этапе проверяют устойчивость регистрируемого параметра за время наблюдений. На третьем этапе выполняют идентификацию объекта путем оценки близости наборов различных характеристических параметров. Метод предусматривает использование пяти различных критериев близости и линейной функции, согласующей эти критерии.

Экспериментальная обработка результатов натурных измерений статистических параметров радиосигналов, переданных автоматической системой идентификации судов, показала возможность применения предложенного метода для идентификации морских объектов.

Ключевые слова: статистические характеристики случайных величин, однородные выборки, критерий согласия Пирсона, мера близости, статистические решающие функции

РАКЕТНО-КОСМИЧЕСКОЕ ПРИБОРОСТРОЕНИЕ И ИНФОРМАЦИОННЫЕ СИСТЕМЫ
2022, том 9, выпуск 2, с. 14–26

СИСТЕМНЫЙ АНАЛИЗ, УПРАВЛЕНИЕ КОСМИЧЕСКИМИ АППАРАТАМИ, ОБРАБОТКА ИНФОРМАЦИИ И СИСТЕМЫ ТЕЛЕМЕТРИИ. ДИСТАНЦИОННОЕ ЗОНДИРОВАНИЕ ЗЕМЛИ

Method for Identification a Radio-Emitting Object by the Statistical Parameters of the Object's Radio Signal

S. V. Strel'nikov, *Dr. Sci. (Engineering), orionsvs@mail.ru*
Joint-Stock Company "Scientific and Production Association "Orion", Moscow, Russian Federation
A. G. Shablinskiy, *Cand. Sci. (Military), orionsvs@mail.ru*
State Central Navy Testing Range, Ministry of Defense, Severodvinsk, Russian Federation
R. V. Yakovets, *orionsvs@mail.ru*
State Central Navy Testing Range, Ministry of Defense, Severodvinsk, Russian Federation
S. N. Biryulin, *orionsvs@mail.ru*
State Central Navy Testing Range, Ministry of Defense, Severodvinsk, Russian Federation

Abstract. The article contains the substantiation of a new method for identifying a radio-emitting object based on the use of the statistical characteristics of a radio signal calculated from samples of the registered signal parameter. The applied signal characteristics are called characteristic parameters.

The new method makes it possible to detect samples of radio signals related to previously observed radio-emitting means by analyzing various samples of parameters of registered radio signals, according to the sets of statistical characteristic parameters inherent in the samples.

The method includes a preliminary and three main stages of calculations. The preliminary stage is intended for the compilation of statistical decision functions, which are then used to evaluate the homogeneity of the recorded samples of radio signals. The decision functions are built on the basis of the analysis of reference signals of objects. At the first stage, a set of characteristic parameters of the radio signal is calculated. At the second stage, the stability of the registered parameter is checked during the observation period. At the third stage, the object is identified by assessing the proximity of sets of various characteristic parameters. The method involves the use of five different proximity criteria and a linear function matching these criteria.

Experimental processing of the results of field measurements of the statistical parameters of radio signals transmitted by the automatic ship identification system showed the possibility of using the proposed method for the identification of marine objects.

Keywords: statistical characteristics of random variables, homogeneous samples, Pearson's goodness-of-fit test, closeness measure, statistical decision functions

Введение

Разработка метода идентификации радиоизлучающего объекта по статистическим характеристикам параметров радиосигнала объекта является дальнейшем развитием исследований статьи [1]. В этой статье была обоснована возможность вычисления и практического использования статистических характеристик количественных параметров временных рядов радиосигналов, регистрируемых космическими средствами наблюдения. Показано, что статистическая обработка параметров радиосигналов, имеющих случайную составляющую, может применяться для идентификации излучающих радиотехнических средств. Идентификация возможна при условии, что при обработке выборок наблюдаемых радиосигналов могут быть обнаружены параметры, свойственные радиоизлучающему средству. С учетом случайных погрешностей результатов измерения параметров радиосигналов высокая вероятность идентификации объектов может быть достигнута, очевидно, при условии, если удастся выявить совокупность значений параметров, однозначно характеризующих средство радиоизлучения.

Возможны ситуации, когда такие однозначные значения выявить затруднительно ввиду близости значений статистических характеристик, соответствующих различным средствам излучения. Тогда целесообразно близкие статистические характеристики и относящиеся к ним объекты объединять в группы (иначе классы характеристик) и идентификацию объектов осуществлять поэтапно. Например, на первом этапе использовать статистические характеристики для выявления принадлежности объекта к группе объектов, а затем применять дополнительные сведения, полученные из других источников, характеризующие средство излучения и объект.

Для идентификации морских объектов по сигналам автоматической системы идентификации судов (АИС), в случае когда декодировать смысловое содержание принятого сообщения судовой аппаратурой невозможно, предложено применять набор 28 статистических характеристик, названных характеристическими параметрами (ХП), включающий [1]:

- математическое ожидание;
- дисперсию;
- среднелинейное абсолютное отклонение;
- нормированные выборочные центральные моменты 4-го, 6-го, 8-го, 10-го, … 40-го порядков;
- нормированные кумулянты 2-го, 4-го, 6-го порядков;
- коэффициент вариации;
- коэффициент эксцесса;
- коэффициент уравнения Пирсона.

Результаты экспериментальной обработки выборок значений параметров сигналов однотипных радиостанций, зарегистрированных при проведении натурных испытаниях, подтвердили наличие отличий ряда статистических характеристик предложенного набора параметров, рассчитанных по выборкам параметрам радиосигналов, относящихся к разным объектам [1]. Взаимные отличия количественных значений ряда характеристик позволяют использовать предложенный набор ХП для формирования алгоритма, предназначенного для оценки близости различных выборочных наборов ХП, и рассматривать задачу разработки такого алгоритма. Исследования показали возможность применения предложенных ХП в качестве информационного вектора объекта, иначе говоря, портрета объекта.

Задача создания автоматизированного алгоритма оценки близости разных наборов ХП диктует необходимость исследования устойчивости во времени численных значений параметров радиосигнала, используемых для вычисления ХП. Оценка устойчивости параметров позволяет разработать рекомендации по длительности временных интервалов практического применения ХП, используемых в качестве портрета объекта, и частоты их обновления при мониторинге радиосигналов и решении задачи идентификации объектов.

В настоящей статье, во-первых, по результатам натурных наблюдений проведена оценка устойчивости параметра радиосигнала, применяемого при вычислении ХП, во-вторых, предложен алгоритм оценки близости наборов ХП, вычисленных по различным выборкам значений параметра наблюдаемых радиосигналов.

Оценка устойчивости во времени значения регистрируемого параметра радиосигнала

Устойчивость значения параметра предлагается оценивать путем проведения двух видов исследований:

1) анализа изменения во времени математического ожидания значения регистрируемого параметра и его среднеквадратического отклонения;

2) вычисления показателя Херста обрабатываемой выборки измеряемых параметров.

Для экспериментальной оценки устойчивости параметра аппаратура мониторинга регистрировала длительность информационных сообщений сигналов АИС, периодически излучаемых объектами.

Исследование устойчивости путем анализа изменения во времени математического ожидания и среднеквадратического отклонения регистрируемого параметра

Проведены исследования изменения значения математического ожидания длительности сообщений АИС, излучаемых двумя различными судами — объектом «А» и объектом «Б». Зарегистрированы несколько выборок длительности сообщений АИС:

– две выборки значений длительности сообщений объекта «А» в апреле 2015 г. и сентябре 2017 г., размерности каждой выборки составили 165 значений;

– две выборки значений длительности сообщений объекта «Б» в мае и августе 2018 г., размерности обеих выборок составили 40 значений.

Значения математического ожидания (Mx) и среднеквадратического отклонения (σx) регистрируемого параметра радиосигнала объектов объекта «А» приведены в табл. 1, объекта «Б» — в табл. 2. В столбце 4 таблиц указана величина отличия значений вычисленных статистических характеристик выборок, полученных в различные периоды наблюдения и приведенных в столбцах 2 и 3.

Таблица 1. Значения математического ожидания и среднеквадратического отклонения длительности сообщений объекта «А»

Дата выборки	Апрель 2015 г.	Сентябрь 2015 г.	Величина отличия
1	2	3	4
Mx	26,4164	26,3107	0,4 %
σx	54,976	54,976	0,9 %

Таблица 2. Значения математического ожидания и среднеквадратического отклонения длительности сообщений объекта «Б»

Дата выборки	Май 2018 г.	Август 2018 г.	Величина отличия
1	2	3	4
Mx	26,3762	26,3234	0,2 %
σx	43,387	46,827	8,1%

Приведенные в табл. 1 и 2 математические ожидания наблюдаемого параметра объектов «А» и «Б» всех выборок закономерно близки. Так как сигналы принадлежат радиоизлучающим средствам одного типа, средняя длительность сигналов должна соответствовать единым требованиям, установленным к аппаратуре одного типа. Очевидно, что на практике длительность сообщений АИС и интервалов между сообщениями зависит от стандарта частоты, используемого при формировании радиосигналов. Частоты, формируемые стандартами, имеют номинальную и случайную составляющие. Можно предположить, что случайная составляющая является уникальной характеристикой каждого стандарта, обусловленной некоторыми отличиями применяемых электронных элементов, материалов и физических условий эксплуатации.

Поэтому случайная составляющая каждого стандарта подчиняется своему закону распределения и определяет уникальные ХП, использование которых позволяет идентифицировать объект. В силу центральной предельной теоремы Ляпунова следует предположить, что такая случайная составляющая стандарта частоты подчиняется нормальному закону распределения при выборках параметров большой размерности. Анализ изменения математического ожидания и среднеквадратического отклонения между интервалами проведения наблюдений и регистрации выборок радиосигналов означает по существу оценку изменения закона распределения случайной составляющей стандарта частоты аппаратуры, установленной на объекте.

Из табл. 1 и 2 видно, что математическое ожидание и среднеквадратическое отклонение исследуемого параметра радиосигналов, излучаемых объектами «А» и «Б», на протяжении длительного времени изменилось несущественно. Следовательно, параметр устойчив во времени и может быть использован для расчета статистических характеристик, которые могут служить портретом объекта.

Исследование устойчивости с использованием показателя Херста

Показатель Херста (H) является одной из базовых величин фрактального анализа, используемых для анализа временных рядов различной природы. Показатель Херста изменяется в диапазоне значений от 0 до 1 и позволяет оценивать текущее и вероятность будущего поведения временного ряда. Следует отметить, что показатель Херста очень чувствителен к длине временного ряда. Поэтому при его использовании в сравнительном анализе статистических выборок необходимо, чтобы выборки были одинакового объема и содержали не менее 100–150 элементов. Подробно свойства и области применения показателя Херста изложены в статьях [2, 3].

Так как в качестве характеристики временного ряда в настоящей статье рассматривается длительность информационных сообщений сигналов АИС, применение показателя Херста позволяет оценить изменение длительности сообщений.

При значении показателя $H > 0{,}5$ имеет место тенденция к возрастанию временного интервала. При $H < 0{,}5$ показатель выражает, что существовавшая тенденция в прошлом изменяется на противоположную, т. е. если в прошлом наблюдалась тенденция к возрастанию интервала, то в дальнейшем следует ожидать увеличения интервала.

При показателе Херста, близком к 0,5, тенденции к изменению интервала не обоснованы. В случае $H = 0{,}5$ временной интервал может быть подвержен случайным изменениям, распределенным по нормальному закону, в соответствии с которым при бесконечном увеличении выборки наблюдений имеет место нулевое математическое ожидание изменения наблюдаемого параметра.

Формула для вычисления показателя Херста имеет вид [2, 3]

$$H = \frac{\log(R/\sigma x)}{\log(aN)}, \tag{1}$$

где σx — среднеквадратическое отклонение выборки значений;

$R = \max(\Delta x) - \min(\Delta x)$ — размах накопленного отклонения;

N — размерность выборки;

a — константа, определяемая эмпирическим путем;

$\max(\Delta x)$, $\min(\Delta x)$ — максимальное, минимальное отклонения выборочных значений от математического ожидания.

Чтобы корректно определить показатель Херста, временной ряд должен быть достаточно длинным, так как показатель характеризует асимптотическое поведение исследуемого интервала временного ряда, т. е. поведение при $N \to \infty$. При небольших выборках и значении константы $a = 0{,}5$ вычисленный показатель Херста может быть завышенным и поэтому некорректно указывать на тенденцию к увеличению интервала [2]. Потому на практике при небольших выборках используют другое значение константы, а именно: $a = 0{,}5\pi$. При обработке выборки, содержащей малое количество случайных величин, используют усовершенствованную формулу вычисления показателя Херста [2, 3]

$$H^* = \frac{\log(R/\sigma x)}{\log(0{,}5\pi N)}(-0{,}0011\ln(N) + 1{,}0136), \tag{2}$$

где $R/\sigma x = 0{,}998752 R/\sigma x + 1{,}051037$.

При исследовании устойчивости длительности сообщений во времени в качестве исходных данных использованы три выборки временного ряда значений длительности сообщений, излучаемых аппаратурой АИС одного судна — объекта «А». Размерность каждой выборки составила $n = 165$ значений, первая, вторая и третья выборки получены соответственно в апреле 2015 г., сентябре 2015 г., июле 2017 г. По выборкам рассчитаны значения показателя Херста с константой $a = 0{,}5$ и $a = 0{,}5\pi$, а также показатель Херста, рассчитанный по формуле (2). Расчеты приведены в табл. 3.

Таблица 3. Значения показателя Херста

Дата выборки	Апрель 2015 г.	Сентябрь 2015 г.	Июль 2017 г.
1	2	3	4
H при $a = 0{,}5$	0,7933	0,7963	0,8025
H при $a = 0{,}5\pi$	0,5533	0,5554	0,5597
H^*	0,5910	0,5928	0,5967

В табл. 3 значения показателей Херста, приведенные в двух нижних строках, близки к 0,5 и свидетельствуют об отсутствии тенденции к изменению длительности сообщений АИС и устойчивости во времени значений регистрируемого параметра радиосигнала. Этот вывод следует считать достоверным, так как он совпадает с результатом исследования устойчивости, выполненном путем анализа математического ожидания и среднеквадратического отклонения регистрируемого параметра, приведенного выше.

Постановка задачи разработки алгоритма оценки близости наборов ХП

Предположим, что бортовой аппаратурой КА зарегистрированы две выборки значений некоторого параметра наблюдаемого радиосигнала. Значения имеют случайную составляющую. Обе выборки являются результатом измерений одной физической величины, а наблюдения являются независимыми и равноточными. Пусть $z_1 = [x_1, x_2, \ldots, x_j, \ldots \ldots, x_N]^T$ — выборка с неизвестной функцией распределения $F(x)$, $z_2 = [y_1, y_2, \ldots, y_j, \ldots, y_W]^T$ — выборка с неизвестной функцией распределения $G(y)$, где N, W — размерности выборок. Для того, чтобы установить, относятся ли выборки к одной и той же генеральной совокупности в соответствии с работой [4], проверим совпадение вычисленных статистических характеристик случайных величин x_j и y_j, а именно наборов ХП.

Пусть для каждой выборки рассчитаны наборы ХП $P(x) = [p_1, \ldots, p_m]^T$ и $Q(y) = [q_1, \ldots, q_m]^T$. Обозначим $\rho(P,Q)$ оценку близости векторов P и Q. Критерием принадлежности выборок z_1 и z_2 к одной генеральной совокупности будем считать выполнение неравенства $\rho(P,Q) \leqslant \alpha$, где α — некоторая установленная величина, определяющая пороговое значение. Тогда условие $\rho(P,Q) \leqslant \alpha$ будет означать, что зарегистрированные выборки параметров радиосигналов z_1 и z_2 относятся к одной генеральной совокупности (т. е. $F(x) = G(y)$) и одному средству излучения, а условие $\rho(P,Q) > \alpha$ — к разным средствам.

В формализованном виде задачу разработки алгоритмов оценки близости векторов ХП двух различных выборок значений параметров радиосигнала запишем в виде задачи поиска функции

$$S\colon (P,Q) \to \rho(P,Q), \tag{3}$$

и проверки условия $\rho(P,Q) \leqslant \alpha$ для установления принадлежности двух разных выборок радиосигнала и соответствующих им двум наборам ХП одному средству излучения.

Таким образом, для идентификации радиотехнических средств необходимо разработать алгоритм оценки близости векторов P и Q, т. е. функцию S.

Решение задачи

Для проверки гипотез о соответствии или несоответствии двух выборок одному закону распределения применяют критерии, называемые критериями согласия, критериями сходства, мерами сходства, мерами близости. В рассматриваемой задаче необходимо оценить гипотезы о сходстве или отличии различных наборов характеристических параметров, полученных при обработке статистических данных. Принято считать, что теория мер близости находится в стадии становления и наиболее активно меры близости разрабатывают при создании поисковых систем в географии, биологии, социологии. На практике применяется множество предложений о мерах близости и методах формализации задачи выявления сходства (близости) различных объектов и процессов. Так как универсальные правила выбора мер близости отсутствуют, корректное применение предлагаемых мер возможно при условии учета свойств, особенностей обрабатываемых статистических данных, а обоснование правомерности использования выбранных мер требует экспериментальной проверки.

При решении задачи оценки близости выборок случайных значений на практике широкое применение получил критерий, использующий χ^2 распределение — критерий согласия Пирсона, вычисляемый по формуле

$$\chi^2(P,Q) = \sum_{i=1}^{m} \frac{(p_i - q_i)^2}{p_i}. \tag{4}$$

Оценку близости векторов P и Q осуществляют путем сопоставления вычисленного значения критерия $\chi^2(P,Q)$ и табличного критического значения критерия $\chi^2_{\text{кр}}(k,\alpha)$, выбираемого по числу степеней свободы $k = (m-1)$ и уровню значимости α. Считают, что векторы P и Q близки, если $\chi^2(P,Q) < \chi^2_{\text{кр}}(k,\alpha)$.

При соответствии двух выборок одному закону распределения и близости наборов характеристических параметров P и Q значение критерия согласия (4) будет относительно небольшим, т. к. величины расхождения статистических параметров $(p_i - q_i)$ невелики. Если значение критерия оказывается большим, это свидетельствует о наличии существенных различий законов распределения и, как следствие, различии наборов характеристических параметров P и Q, соответствующих исследуемым выборкам.

Подчеркнем, что величина критерия χ^2 пропорциональна количеству независимых слагаемых, поскольку каждое слагаемое вносит свой вклад в общую сумму. Распределение χ^2 является параметрическим семейством распределений, в котором параметром является степень свободы — параметр k. В рассматриваемой задаче степенью определена размерностью вектора ХП.

Недостатком критерия χ^2 Пирсона является субъективность выбора пороговых значений. Практика использования χ^2 и других статистических критериев показала, что использование только одного критерия согласия не гарантирует достаточной надежности принятия верного решения. В связи с этим при оценке гипотезы обоснована целесообразность использования, наряду с критерием согласия Пирсона и других, дополнительных критериев [4–6]. Такое дополнение следует осуществлять даже в тех случаях, когда χ^2 имеет незначимую величину. Рекомендация работ [4–6] вполне обоснована, поскольку рассматриваемую задачу оценки близости наборов вполне можно отнести к классу некорректно поставленных задач, в которых существует единственное решение, но решение неустойчиво к вариации исходных данных. Анализируемые наборы ХП являются результатом обработки случайных величин, возможно внесение погрешности при измерении значений наблюдаемого параметра, поэтому утверждение о зависимости критерия Пирсона от вариации исходных данных и неустойчивости результата расчета критерия вполне обосновано.

Для повышения надежности оценки близости двух наборов ХП дополним основной критерий χ^2 четырьмя дополнительными непараметрическими критериями: критерием А. Тейла и тремя критериями d_1, d_2 и d_3, которые применяются в вейвлет-анализе в качестве меры близости временных рядов [7–9].

Критерий А. Тейла вычисляется по формуле:

$$U(P,Q) = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^{m} (p_i - q_i)^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{m} p_i^2 + \sum_{i=1}^{m} q_i^2}}. \tag{5}$$

Значения критерия А. Тейла находятся в диапазоне $U \in [0,1]$, и в ряде источников его называют «коэффициентом несовпадения Тейла». Очевидно, что чем ближе значение U к нулю, тем степень однородности выборок и наборов ХП больше.

Критерий согласия d_1 вычисляется как модуль разности векторов P и Q:

$$d_1(P,Q) = \sqrt{\sum_{i=1}^{m} (p_i - q_i)^2}. \tag{6}$$

Критерий d_2 вычисляется как натуральный логарифм косинуса угла между векторами P и Q по формуле:

$$d_2(P,Q) = -\ln\left(\frac{1-\sum_{i=1}^{m} p_i^2 q_i^2}{\sqrt{\sum_{i=1}^{m} p_i^2}\sqrt{\sum_{i=1}^{m} q_i^2}}\right). \quad (7)$$

Критерий d_3 представляет собой коэффициент корреляции между компонентами векторов P и Q и вычисляется по формуле:

$$d_3(P,Q) = 1-\frac{\sum_{i=1}^{m} p_i q_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^{m} p_i^2}\sqrt{\sum_{i=1}^{m} q_i^2}}. \quad (8)$$

Каждый из перечисленных выше критериев в той или иной степени характеризует меру близости сравниваемых наборов характеристик. Для повышения достоверности процесса принятия решения объединим указанные выше критерии в одну линейную формулу, которая представляет собой уравнение множественной линейной регрессии и называется статистической решающей функцией [10]:

$$Z(P,Q) = a_0 + a_1 U + a_2 \chi^2 + a_3 d_1 + a_4 d_2 + a_5 d_3, \quad (9)$$

где a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5 — весовые коэффициенты применяемых критериев близости, подлежащие определению эмпирическим путем.

Подчеркнем, что если весовые коэффициенты решающей функции определены, то значение $Z(P,Q)$, вычисленное для сравниваемых векторов, является величиной, определяющей близость наборов ХП P и Q.

Заметим, что функция (9) является своеобразным аналогом функций активизации, применяемых в теории нейронных сетей. Можно варьировать видом этих функций, использовать вместо линейной функции ступенчатую, сигмоидную, логическую и другие виды функций и получать различные наборы весовых коэффициентов.

Формирование решающей функции, иначе говоря, определение ее коэффициентов, является важным этапом разработки автоматизированного алгоритма оценки близости векторов ХП. Способы построения решающих функций описаны в ряде работ [11–13]. Решающую функцию строят на основе анализа эталонных объектов и априорной информации о принадлежности соответствующих им параметров. Расчет коэффициентов такой функции сводится к составлению обучающей выборки, под которой понимают выборку параметров, относящихся к эталонным объектам. По существу, такая выборка представляет собой таблицу, строки которой помечены названиями эталонных объектов, а столбцы — значениями свойственных им параметров, т. е. для рассматриваемой в статье задачи значениями ХП. Формирование решающей функции принято называть процессом обучения. При обучении осуществляют распознавание эталонных объектов, определение или корректировку весовых коэффициентов решающей функции.

Представим предлагаемый порядок обучения решающей функции при решении рассматриваемой в статье задачи, апробированный обработкой результатов натурных испытаний.

Предположим, что при наблюдении за радиосигналами необходимо выявлять сигналы АИС, излучаемые некоторым заданным морским объектом. Достоверно известны выборки сигналов этого объекта, и обработка различных выборок радиосигналов объекта позволила рассчитать несколько наборов ХП $P_u(x)$, где $u = 1(1)U$, U — рассчитанное количество наборов ХП заданного объекта. Кроме того, вычислены наборы ХП, соответствующие выборкам сигналов других объектов $Q_r(x)$, где $r = 1(1)R$, R — полученное количество наборов ХП других объектов. Следует считать, что векторы $P_u(x)$ являются эталонными векторами ХП заданного объекта, в векторы $Q_r(x)$ — эталонными векторами множества других объектов.

Обучающую выборку, иначе говоря, систему уравнений для поиска неизвестных коэффициентов решающей функции, следует формировать путем составления уравнений, включающих две группы обучающих уравнений:

а) уравнений, содержащих значения критериев, рассчитанных по различным векторам ХП, соответствующих только одному заданному объекту — наборам $P_u(x)$;

б) уравнений, содержащих значения критериев, рассчитанных по двум векторам ХП, один из которых соответствует заданному объекту — набору $P_u(x)$, а второй вектору ХП других объектов — набору $Q_r(x)$.

Левую часть обучающей системы уравнений следует рассчитывать с учетом значения критерия Пирсона. Левые части указанных выше уравнений а) и б) соответственно имеют вид [8, с. 507]:

$$Z_j(P,P) = b\left(1 - \frac{\chi^2(P_u,P_l)}{\chi^2_{\text{кр}}(k,\alpha)}\right),$$
$$j = 1(1)L_1, \quad u \neq l, \quad u = 1(1)U, \quad l = 1(1)U, \tag{10}$$

$$Z_j(P,Q) = b\left(1 - \frac{\chi^2(P_u,Q_r)}{\chi^2_{\text{кр}}(k,\alpha)}\right), \tag{11}$$
$$j = L_1 + 1(1)L_2,$$

где $\chi^2(P_u,P_l)$, $\chi^2(P_u,Q_r)$ — вычисляемые значения критерия Пирсона;

$\chi^2_{\text{кр}}(k,\alpha)$ — критическое табличное значение критерия Пирсона;

b — положительный множитель, характеризующий вклад критерия χ^2 в величину решающей функции;

$L = L_1 + L_2$ — размерность системы обучающих уравнений, составленной по ХП эталонных объектов;

L_1 — количество уравнений обучающей выборки, полученных при сравнении векторов ХП одного заданного объекта;

L_2 — количество уравнений, полученных при сравнении векторов ХП заданного и других объектов.

Формулы (10) и (11) означают, что в случае близости сравниваемых векторов, когда расчетное значение критерия Пирсона существенно меньше критического, значение функции Z_j близко к единице и достигает максимального значения при совпадении векторов. При совпадении вычисленного значения и критическим уровнем $\chi^2(P_n,Q_n) = \chi^2_{\text{кр}}(k,\alpha)$ решающая функция равна нулю. Если отличия наборов ХП велики, то расчетное значение критерия Пирсона превышает критическое и в этом случае $Z_j < 0$. Таким образом, величина Z_j находится в диапазоне от минусовых значений до единицы.

Для вычисления шести неизвестных коэффициентов (8) достаточно использовать систему $L = 6$ уравнений. Экспериментальные исследования показали, что корректные значения коэффициентов, обеспечивающие правильное выявление сходства анализируемых наборов ХП, удается получить при использовании избыточной системы уравнений, когда $L \sim 18$–20.

Таким образом, для вычисления неизвестных коэффициентов a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5 решающей функции необходимо рассмотреть методом наименьших квадратов избыточную систему линейных уравнений:

$$Z_j = a_0 + a_1U_j + a_2\chi^2_j + a_3d_{1j} + a_4d_{2j} + a_5d_{3j},$$
$$j = 1,2,\ldots L, \quad L \geqslant 18. \tag{12}$$

Исследования показали, что для повышения надежности принятия правильного решения целесообразно формировать не менее девяти решающих функций. При построении каждой такой решающей функции целесообразно использовать различные обучающие уравнения. Разнообразие используемых выборок радиосигналов способствует построению семейства решающих уравнений, обеспечивающих корректность принимаемых решений об однородности оцениваемых наборов ХП.

Для принятия решения об уровне однородности сравниваемых выборок на основе полученных решающих функций предлагается использовать коэффициент однородности, который вычисляется как процент отношения количества $Z_j > 0$ к общему числу решающих функций. Коэффициент однородности обозначим в дальнейшем в виде $\boldsymbol{kod}_1$. По вычисленному значению коэффициента $\boldsymbol{kod}_1$ следует принимать решение о степени однородности сравниваемых выборок:

– если коэффициент $\boldsymbol{kod}_1$ больше 50 %, то гипотезу о близости сравниваемых наборов ХП следует принять; это означает однородность выборок z_1 и z_2, соответствие выборок одной генеральной совокупности (т. е. $F(x) = G(y)$) и одному средству излучения; очевидно, чем больше величина $\boldsymbol{kod}_1$, тем больше оснований считать однородными анализируемые выборки;

– если выполняется условие $0 \leqslant \boldsymbol{kod}_1 < 50\,\%$, гипотезу об однородности выборок следует отклонить.

Рекомендованное нечетное количество решающих функций позволяет исключить случай неопределенности, когда $\boldsymbol{kod}_1 = 50\,\%$.

Экспериментальные исследования показали, что в качестве дополнительного критерия оценки однородности выборок может быть использован коэффициент однородности $\boldsymbol{kod}_2$, который рассчитывают следующим образом. Вычисленные значения каждой решающей функции $Z_j > 0$ делят на максимально возможное ее значение $Z_{j\max}$, затем полученные значения суммируют, полученную сумму умножают на 100 % и значение произведения присваивают коэффициенту однородности $\boldsymbol{kod}_2$. Максимальные значения решающих функций следует из условия равенства сравниваемых наборов ХП. Коэффициент $\boldsymbol{kod}_2$, по существу, означает, насколько вычисленная величина $\boldsymbol{kod}_2$ близка к максимально возможному значению, которое было бы получено в случае равенства сравниваемых наборов.

Таким образом, для выявления принадлежности зарегистрированной выборки радиосигналов сигналам некоторого заданного объекта предложен алгоритм проверки однородности двух выборок параметров радиосигналов z_1 и z_2, основанный на оценке близости наборов ХП P и Q. Проверка предусматривает применение нескольких критериев близости и решающей функции, согласующей эти критерии.

Алгоритм проверки включает три основных шага и состоит в следующей последовательности действий.

1. Построение решающих функций на основе эталонных выборок радиосигналов. Результатом шага является семейство решающих функций вида (9). Семейство должно включать не менее 9 решающих функций. Семейства таких функции должны быть построены для всех контролируемых объектов.

2. Вычисление наборов ХП двух оцениваемых выборок радиосигналов z_1 и z_2. Результатом шага являются наборы ХП P и Q, соответствующих оцениваемым выборкам сигналов.

3. Оценка принадлежности выборки z_2 генеральной совокупности сигналов некоторого объекта, для которого, во-первых, построено семейство решающих функций, во-вторых, получена выборка сигналов z_1:

– рассчитывают значения критериев U, χ^2, d_1, d_2, d_3, являющихся аргументами решающих функций;

– по семейству решающих функций объекта, соответствующего выборке z_1, вычисляют значения решающих функций Z_j, а затем коэффициент $\boldsymbol{kod}_1$;

– по величине коэффициента $\boldsymbol{kod}_1$ принимают решение: принять гипотезу об однородности выборок либо отвергнуть. Анализ значения коэффициента $\boldsymbol{kod}_2 > 0$ позволяет подтвердить однородность выборок и достоверность принятого решения.

Следует подчеркнуть, что чем больше величины $\boldsymbol{kod}_1$ и $\boldsymbol{kod}_2$, тем выше уровень однородности сравниваемых выборок. Пункт 3 изложенного алгоритма является по существу искомой функцией оценки близости векторов ХП $S\colon (P,Q) \to \rho(P,Q)$.

Результаты численного исследования

Для иллюстрации предложенного алгоритма оценки близости проведены исследования набора ХП, соответствующих радиосигналам, излучаемых пятью различными судами. Векторы ХП каждого судна включающие 28 параметров приведены в таблице статьи [1].

Для указанных 5 наборов ХП вычислена корреляционная матрица K выборочных значений критериев, входящих в решающую функцию U, χ^2, d_1, d_2 и d_3:

$$K = \begin{bmatrix} 1 & -0{,}85 & -0{,}90 & -0{,}66 & 0{,}72 & 0{,}67 \\ & 1 & 0{,}86 & 0{,}80 & -0{,}73 & -0{,}77 \\ & & 1 & 0{,}66 & -0{,}72 & -0{,}67 \\ & & & 1 & -0{,}30 & -0{,}20 \\ & & & & 1 & 0{,}72 \\ & & & & & 1 \end{bmatrix}.$$

Матрица характеризует степень статистической зависимости используемых статистических критериев (4)–(8). Различные знаки элементов матрицы показывают о существовании прямых и обратных функциональных зависимостей между используемыми критериями, что способствует полноте анализа и надежности принятия верного решения об однородности оцениваемых выборок. Наличие статистических зависимостей применяемых критериев свидетельствует о целесообразности их использования в уравнении линейной регрессии.

По эталонным выборкам сигналов получены 11 решающих функций вида (9).

Результаты вычисления коэффициентов $\boldsymbol{kod}_1$ и $\boldsymbol{kod}_2$ при сравнении наборов ХП приведены в табл. 4, 5, где 1В, ..., 5В — номера наборов ХП. Значения в таблицах приведены в процентах.

Таблица 4. Таблица значений коэффициента $\boldsymbol{kod}_1$

	1В	2В	3В	4В	5В
1В	100	82	27	0	0
2В		100	82	0	0
3В			100	0	0
4В				100	0
5В					100

Таблица 5. Таблица значений коэффициента $\boldsymbol{kod}_2$

	1В	2В	3В	4В	5В
1В	100	32	10	0	0
2В		100	37	0	0
3В			100	0	0
4В				100	0
5В					100

Анализ табличных значений позволяет сделать следующие утверждения.

1. Из табл. 4 и 5 следует, что гипотеза об однородности выборок (1В, 2В) и (2В, 3В) может быть принята.

2. Гипотеза об однородности для выборок (1В, 3В), (1В, 4В), (1В, 5В), (2В, 4В), (2В, 5В), (3В, 4В), (3В, 5В) и (4В, 5В) должна быть отклонена.

3. Из первого утверждения косвенно следует, что однородность должна быть свойственна выборкам 1В и 3В. Однако это косвенное утверждение ошибочно, так как из таблицы видно, что коэффициент $\boldsymbol{kod}_1$, соответствующий выборкам 1В и 3В составляет 27 % и прямо указывает, что выборки 1В и 3В не являются однородными.

Таким образом, гипотеза об однородности выборок радиосигналов всех оцениваемых пяти объектов при их попарном сравнении должна быть отвергнута. Это соответствует действительности, так как все исходные выборки принадлежат разным морским объектам.

Метод идентификации радиоизлучающих объектов

Обобщая приведенные в настоящей статье и работе [1] исследования, представим новый метод идентификации радиоизлучающих объектов, основанный на использовании статистических параметров радиосигналов. Метод сводится к проведению предварительного и трех основных этапов численной обработки параметров наблюдаемых сигналов:

– предварительный этап — путем применения эталонных сигналов и обучающих выборок составляют решающие функции для оценки однородности регистрируемых выборок радиосигналов, свойственных контролируемым объектам;

– первый этап — вычисление набора ХП, соответствующих выборке измеренного параметра наблюдаемого радиосигнала;

– второй этап — проверка устойчивости измеряемого параметра наблюдаемых сигналов между интервалами наблюдений путем анализа изменения во времени математического ожидания, среднеквадратического отклонения, среднеквадратического отклонения и показателя Херста обрабатываемой выборки измеренного параметра сигнала;

– третий этап — идентификация объекта путем оценки близости наборов различных ХП, вычисленных по различным выборкам значений параметра наблюдаемых радиосигналов.

Свойства предложенного метода идентификации:

– метод предусматривает использование в качестве характеристических параметров только усредненные статистики, полученные по исходной выборке;

– размер минимальной исходной выборки, по которой следует рассчитывать ХП должен включать не менее 50 элементов, а для корректного применения показателя Херста — не менее 100 элементов;

– для повышения вероятности принятия достоверного решения о близости двух наборов ХП предложенный метод предусматривает использование не менее 9 решающих функций.

К достоинствам предложенного метода следует отнести следующие особенности.

1. Расчетные процедуры метода отличаются однозначной последовательностью вычислений, могут быть автоматизированы с целью обеспечения возможности оперативной компьютерной обработки большого количества регистрируемых выборок наблюдаемых сигналов.

2. В методе не установлены какие-либо требования к законам распределения анализируемых случайных параметров наблюдаемых сигналов.

3. Вычислительные алгоритмы метода обладают свойством открытой системы, и, как следствие, метод может быть модифицирован за счет дополнительного включения в алгоритмы расчет новых характеристических параметров, критериев и мер близости. Метод обеспечивает возможность оценки однородности двух выборок не только качественно по знаку решающей функции, но и количественно по величине ее модуля.

4. Свойство открытой системы, присущее методу, определяет гибкость метода, т.е. возможность адаптации для обработки различных сигналов и сценариев проведения идентификации объектов различной природы.

5. Метод может быть модифицирован для идентификации объектов, при распознавании которых необходимо использовать два и большее количество одновременно регистрируемых параметров наблюдаемого сигнала.

6. Метод позволяет визуально оценить степень однородности рядов характеристических параметров путем графического отображения зависимости значений характеристических параметров от их номеров в наборе.

Заключение

В статье изложен новый метод вычисления и использования статистических параметров радиосигналов для идентификации радиоизлучающих средств. Экспериментальная обработка результатов натурных измерений статистических параметров радиосигналов, переданных аппаратурой идентификации судов, показала возможность применения предложенного метода для идентификации морских объектов.

Предложенный метод включает три основных этапа вычислений. Первые два этапа, включающие вычисление набора характеристических параметров и проверку устойчивости измеряемого параметра, безусловно могут быть реализованы в автоматическом режимах, поскольку содержат строго определенную последовательность вычислительных процедур. Этап идентификации объекта целесообразно в течение некоторого начального периода применения метода осуществлять в автоматизированном режиме. Так как внедрение автоматического режима идентификации требует корректной экспериментальной проверки алгоритма оценки близости и корректного уточнения коэффициентов решающей функции на основе обработки множества возможных выборок параметров наблюдаемых радиосигналов.

Новый метод позволяет проводить анализ различных выборок параметров регистрируемых радиосигналов по свойственным им наборам статистических характеристических параметров и обнаруживать выборки радиосигналов, относящихся к уже наблюдаемым ранее радиоизлучающим средствам.

Одним из возможных направлений дальнейшего развития предложенного метода следует рассматривать проведение исследования возможности применения нейросетевых технологий для построения алгоритма идентификации морского объекта по статистическим характеристикам параметров наблюдаемого сигнала.

Список литературы

1. *Стрельников С.В.*, *Шаблинский А.Г.*, *Яковец Р.В.*, *Бирюлин С.Б.* Обоснование статистических параметров радиосигналов для идентификации объекта // Ракетно-космическое приборостроение и информационные системы, 2020, т. 7, вып. 3. С. 71–79.

2. *Нейман Э.* Расчет показателя Херста с целью выявления трендовости (перспективности) финансовых рынков и макроэкономических показателей. 21 с. http://capital-temes.com.ua

3. *Некрасова И.В.* Показатель Херста как мера фрактальной структуры и долгосрочной памяти финансовых рынков. Международный научно-исследовательский журнал ISS 2227-6017, август 2015. С. 87–91.

4. *Бурняев Е.В.*, *Оголев Н.Н.* Мера близости для временных рядов на основе вейвлет-коэффициентов // Труды XLVIII научной конференции МФТИ. Ч. VII. Москва: Долгопрудный, 2005. С. 108–110.

5. *Гхосал А.* Прикладная кибернетика и ее связь с исследованием операций. М.: Радио и связь, 1982. 128 с.

6. *Дегтярев В.Г.*, *Шаблинский А.Г.* Вероятностные характеристики эллиптических орбит в космических исследованиях // 1976, т. 14, №4. С. 56–64.

7. *Загоруйко Н.Г.* Методы обнаружения закономерностей. М.: Знание, 1981. 64 с.

8. *Крамер Г.* Математические методы статистики. М.: Наука, 1975. 648 с.

9. *Орлов А.И.* Состоятельные критерии проверки абсолютной однородности независимых выборок». «Заводская лаборатория // Диагностика материалов, 2012, т. 78, №11. С. 66–70.

10. *Янко Я.* Математико-статистические таблицы. М.: Госстандарт, ЦСУ, 1961. 244 с.

11. *Ченцов Н.Н.* Статистические решающие правила и оптимальные выводы. М.: Наука, 1972. 520 с.

12. *Вальд А.* Статистические решающие функции. В сб. Позиционные игры. М., 1967. С. 300–522.

13. *Лотов А.В.*, *Поспелова И.И.* Многокритериальные задачи принятия решений: Учеб. пособие. М.: МАКС Пресс, 2008. 197 с.