



УДК УДК 621.397
DOI 10.52575/2687-0932-2023-50-1-219-230

Об обнаружении на оптических изображениях поверхности морской акватории посторонних объектов

Жиляков Е.Г., Черноморец Д.А.

Белгородский государственный национальный исследовательский университет,
Россия, 308015, г. Белгород, ул. Победы, 85
E-mail: zhilyakov@bsu.edu.ru

Аннотация. Рассматривается задача определения признаков, пространства значений которых для фрагментов оптических изображений морской воды и покрытых посторонними объектами различаются, что позволяет использовать их при построении решающей процедуры обнаружения этих объектов при соответствующей обработке пикселей изображений. В виду нестационарности параметров среды оказывается целесообразным производить обучение и обнаружение постороннего объекта с использованием одного кадра съемки. В качестве признака наличия постороннего объекта предлагается использовать оценку коэффициента вариации квадратного фрагмента пикселей изображения. На основании результатов вычислительных экспериментов с оптическими изображениями поверхности морской воды и моделями объектов показано, что при фиксированной вероятности ошибки первого рода, вероятность ошибок второго рода существенно зависит от соотношений размеров объекта и длины преобладающей волны. Предложен способ оценки длины преобладающей волны на основе субполосного анализа.

Ключевые слова: морская акватория, обнаружение посторонних объектов на оптических изображениях, субполосный анализ

Для цитирования: Жиляков Е.Г., Черноморец Д.А., 2023. Об обнаружении на оптических изображениях поверхности морской акватории посторонних объектов. Экономика. Информатика. 50(1): 219–230. DOI 10.52575/2687-0932-2023-50-1-219-230

On the Detection of Extraneous Objects in Sea Surface Optical Images

Evgeny G. Zhilyakov, Daria A. Chernomorets

Belgorod National Research University,
85 Pobeda St, Belgorod, 308015, Russia
E-mail: zhilyakov@bsu.edu.ru

Abstract. The problem of determining features whose value spaces for fragments of seawater optical images and those covered with foreign objects differ is considered, which allows them to be used in constructing a decisive procedure for detecting these objects with appropriate processing of image pixels. In view of the non-stationarity of the environment parameters, it turns out to be expedient to train and detect using a single frame of the video shooting. As a sign of the presence of an extraneous object, it is proposed to use an estimate of the variation coefficient of the image square fragment. Based on the results of computational experiments with optical images of the seawater surface and objects models, it is shown that with a fixed first kind error probability, the second kind errors probability significantly depends on the ratios of the object size and the prevailing wave length. A method for estimating the length of the prevailing wave based on subband analysis is proposed.

Keywords: sea area, foreign objects detection in optical images, subband analysis

For citation: Zhilyakov E.G., Chernomorets D.A., 2023. On the Detection of Extraneous Objects In Sea Surface Optical Images. Economics. Information technologies. 50(1): 219–230 (in Russian). DOI 10.52575/2687-0932-2023-50-1-219-230



Введение

Морские акватории широко используются для перевозки грузов с помощью различных плавсредств, основной характеристикой которых является возможность активного передвижения в соответствии с назначенной целью. Такие плановые перевозки требуют обеспечения безопасности перемещения, в том числе гарантий отсутствия столкновений с другими плавсредствами, включая предметы, непредсказуемо оказавшиеся на морской поверхности. Ясно, что для обнаружения предметов, наличие которых угрожает безопасности судоходства, необходимо осуществлять мониторинг морских акваторий. В качестве основного средства мониторинга достаточно часто используется видеосъемка с последующим анализом получаемых оптических изображений поверхности морской акватории. Для увеличения размеров отображаемого на изображениях района морской акватории объекта целесообразно их помещать на портативных беспилотных летательных аппаратах (БПЛА) [Павлушенко и др., 2005; Vento, 2008; Заблотский и др., 2008; Фетисов и др., 2014; Олейник и др., 2022], использование которых обеспечивает максимальную полноту отображения акватории в одном кадре. Отметим также, что стоимость эксплуатации БПЛА может быть невелика, а перемещение носителя видеокамеры не мешает движению плавсредств по поверхности акватории.

Для обнаружения на поверхности морской акватории пассивных плавающих предметов необходимо осуществлять соответствующим образом организованный анализ видеоизображений. Очевидно, что одной из трудностей визуального анализа изображений поверхности морских акваторий является необходимость обзора и относительного сопоставления большого количества пикселей, значения которых формируются под воздействием интенсивностей падающей на соответствующие датчики энергии. Особую трудность представляют сопоставление совокупностей значений пикселей, сформированных отражениями света от поверхностей малоразмерных и малоконтрастных предметов, от значений пикселей, соответствующих незранированной морской воде.

Поэтому возникает необходимость разработки метода автоматического анализа оптических изображений морских акваторий, целью применения которого является выделение фрагментов, пиксели которых с достаточно высокой вероятностью сформированы не поверхностью морской воды.

Определение таких фрагментов позволяет существенно снизить трудоемкость визуального анализа указанных изображений и повысить обоснованность выводов относительно наличия в обследуемой акватории посторонних предметов, затрудняющих движение плановых плавсредств.

В рамках данной работы на основе вычислительных экспериментов с позиций построения решающих процедур обнаружения посторонних объектов на оптических изображениях морской акватории рассматриваются некоторые признаковые пространства, использование которых позволяет сформировать решающие функции.

Основные гипотезы о свойствах пикселей, сформированных поверхностями морской воды и искомым предметом

Пусть далее символ F_N означает квадратную матрицу,

$$F_N = \{f_{ik}\}, i, k = 1, \dots, N, \quad (1)$$

элементы которой представляют собой пиксели соответствующего фрагмента анализируемого изображения.

В начальной проверяемой гипотезе предполагается, что пиксели образованы при отсутствии посторонних для морской воды предметов. Проверка справедливости этой гипо-

тезы предполагает определение критерия различий свойств пикселей при наличии и отсутствии посторонних объектов и построение соответствующей критической области, попадание значений критерия в которую принимается за основание считать гипотезу неверной.

В достаточно обширных акваториях морская вода подвижна, что будет проявляться в достаточно большой изменчивости значений соответствующих пикселей изображения вдоль преимущественного направления распространения коллективных движений. Если в коллективных движениях проявляется некоторая согласованность в виде пространственной почти периодичности, то такие движения принято называть волнами. Отметим, что волновые движения могут проявляться в достаточно локализованных фрагментах изображений. В качестве модели отражения на изображениях волновых движений можно рассматривать соотношение [Longuet-Higgins, 1957; Pierson, 1964; Абузьяров, 1981; Banner, 1990; Degtyarev и др., 2011; Чернышов и др., 2016],

$$f_{ik} = \bar{f} + A \cos(\omega_1 i + \omega_2 k + \varepsilon_{ik}), \quad (2)$$

где \bar{f} – некоторое положительное среднее значение; A – амплитуда колебаний; ω_1, ω_2 – некоторые пространственные круговые частоты, нормированные интервалами пространственной дискретизации при фиксации пикселей; ε_{ik} – случайные фазы, которые моделируют отличия реальных движений от регулярных периодических.

В свою очередь предполагаем, что поверхность подлежащих обнаружению объектов зафиксирована в пространстве более жестко. При этом соответствующие искомому предмету значения пикселей изображений в предельном случае идеально однородны,

$$f_{ik}^o = \text{const}, \forall i, k = 1, \dots, N, \quad (3)$$

а в общем случае описываются соотношением,

$$f_{ik}^o = G(1 + c\varepsilon_{ik})^2, i, k = 1, \dots, N, \quad (4)$$

где G – некоторый положительный параметр светимости; ε_{ik} – гауссовские случайные величины с нулевым математическим ожиданием (E – символ математического ожидания) и единичной дисперсией,

$$E[\varepsilon_{ik}] = 0; \quad E[\varepsilon_{ik}^2] = 1; \quad (5)$$

$c > 0$ – положительный коэффициент, моделирующий степень относительной неоднородности отражений поверхностями предметов, так что имеет место неравенство,

$$0 < c \ll 1. \quad (6)$$

Из соотношения (4) с учетом (5) получаем соотношения для математического ожидания и дисперсии пикселей предмета,

$$w = E\{f_{ik}^o\} = G(1 + c^2); \quad (7)$$

$$s^2 = E[f_{ik}^o{}^2] - w^2 = G^2(4c^2 + 2c^4). \quad (8)$$

Отсюда имеем выражение для отношения среднеквадратического отклонения к математическому ожиданию (коэффициента вариации)

$$g_0 = s/w = 2c(1 + 0.5c^2)^{1/2} / (1 + c^2). \quad (9)$$

В условиях выполнения (6) это соотношение дает,

$$g_0 \approx 2c. \quad (10)$$



Таким образом, отношение среднеквадратического отклонения к математическому ожиданию у пикселей искомого предмета может быть достаточно мало.

Для аналогичного отношения в модели волновых движений (2) можно получить также приближенное соотношение

$$g = (E[f_{ik}^2] - (\bar{f})^2)^{1/2} / \bar{f} \approx A / \bar{f}. \quad (11)$$

Отметим, что правая часть здесь определяется различиями ракурсов отражения света, например, от скатов волн и их гребней, и поэтому может быть гораздо больше, чем (10).

Для уточнения этих представлений нами были проведены вычислительные эксперименты с взятыми из сети Интернет изображениями морской поверхности и моделями вида (4). В обоих случаях для каждого из фрагментов изображений вычислялись отношения оценок среднеквадратических отклонений к средним значениям пикселей. При этом использовались выборки из тысячи фрагментов, размерности которых N варьировались от 4×4 до 20×20 . При этом длина волны морской поверхности в среднем соответствует 8 пикселям реального изображения.

Часть данных вычислительных экспериментов приведена в таблице 1. Они показывают, что правая часть (11) для моря может быть меньше, чем на объектах. Поэтому отношение оценок среднеквадратического и среднего не всегда позволяет разделить фрагменты изображений, пиксели которых сформированы без посторонних предметов и фрагменты полностью ими определяемые.

Оценка вероятности ошибок первого рода вычислялась как отношение количества значений отношения (11) на море, которое меньше максимального значения на объекте, к объему выборки $M = 1000$.

Отметим также, что кривые упорядоченных по возрастанию значений рассматриваемых отношений практически не зависят от размерностей используемых фрагментов.

Таблица 1
Table 1

Оценки коэффициентов вариаций, вероятностей ошибок первого/второго рода (фрагменты изображений)
 The estimates of the variation coefficients, the probability of the first/second kind of error (image fragments)

Показатель/размерность N	4	8	12	16	20
Минимум (11) на море	0,0078	0,033	0,0550	0,0690	0,0910
Максимум (11) модель объекта	0,0366	0,0258	0,0240	0,0230	0,0220
Вероятности ошибок 1 рода/2 рода, $c=0,01$	0,051/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001
Максимум (11) модель объекта, $c=0,001$	0,0033	0,0025	0,0023	0,0023	0,0022
Вероятности ошибок 1 рода/2 рода, $c=0,001$	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001

Данные таблицы 1 показывают, что только при $c = 0,01$, превосходящей длину волны размерности фрагмента, можно достичь минимального значения вероятности ошибок второго рода, если в качестве границы критической области использовать минимальное значение характеристики (11), получаемой на этапе обучения по фрагментам изображения при отсутствии посторонних предметов.

Поляризационные преобразования фрагментов изображений

Как предполагалось выше, множества пикселей фрагментов, обусловленных наличием искомого предмета, будут обладать свойством однородности в смысле наличия случайных различий, обусловленных отличиями энергии отражений из-за неполной идентичности участков поверхности. Это свойство проявляется в том, что преобразования таких фрагментов вида

$$\begin{aligned} F1 &= F * F^T ; \\ F2 &= F^T * F , \end{aligned} \quad (12)$$

где верхний индекс T означает транспонирование, снова приводят к матрицам с однородными в том же смысле элементами. Будем называть их поляризационными.

При этом, примерно в N увеличиваются как математические ожидания, так и среднеквадратические отклонения.

В случае же поверхности морской воды картина будет иная. В простейшем случае, когда направление движения волн совпадает с границей фрагмента, например, вдоль вектор-столбцов, то значения элементов матрицы $F2$ будут выравниваться, то есть повышается их однородность по сравнению с исходными пикселями.

При этом элементы строк матрицы поляризационного преобразования, соответствующие гребням волн, будут усиливаться по отношению к строкам, соответствующим впадинам. Таким образом, неоднородность значений пикселей будет усиливаться по сравнению с исходными элементами матриц (1).

Поэтому возникает естественное предложение использовать эти свойства преобразований (12) для различения фрагментов, порождаемых свободной морской поверхностью, от несвободных.

В помещенной ниже таблице 2 приведены значения оценок характеристик (11) для рассматриваемых преобразований вида $F1$ и $F2$, определяемых соотношениями (12).

Как и предполагалось выше, характеристика (11) на преобразованиях объекта принимала почти одинаковые значения. При этом на фрагментах моря минимальные значения характеристики (11) для $F1$ превосходили значения для $F2$ в несколько раз.

Таблица 2
Table 2

Оценки коэффициентов вариации, вероятностей ошибок
первого/второго рода (поляризационные преобразования фрагментов изображений)
The estimates of the variation coefficients, the probability of the first/second kind
of error (polarization transformations of image fragments)

Показатель/размерность N	4	8	12	16	20
Минимум (11) на $F1$ море	0,0026	0,0244	0, 0449	0,0559	0,0663
Минимум (11) на $F2$, море	0,0003	0,0046	0,0071	0,0116	0,0108
Максимум (11) на $F1$, модель объекта, $c=0,01$	0,0277	0,0163	0,0147	0,0104	0,0094
Максимум (11) на $F2$, модель объекта, $c=0,01$	0,0289	0,0175	0,0135	0,0104	0,0101
Вероятность ошибок 1 рода/2 рода, $c=0,01$,	0,053/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001
Максимум (11) на $F1$, модель объекта, $c=0,001$	0,0033	0,0017	0,0013	0,0011	0,0011



Окончание табл. 2
 End table 2

Показатель/размерность N	4	8	12	16	20
Максимум (11) на $F2$, модель объекта, $c=0,001$	0,0033	0,0017	0,0014	0,0011	0,0011
Вероятность ошибок 1 рода/2 рода, $c=0,001$,	0,004/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001	0,001/0,001

Здесь максимальные значения характеристики (11) на преобразованиях объекта сравнивались с максимальными из минимальных значений (11) для преобразований фрагментов моря (в данном случае для $F1$), которые целесообразно использовать в качестве границы критической области.

Сравнение данных таблиц показывает, что применение поляризационных преобразований вида (12) не позволяет уменьшить оценки вероятностей ошибок первого рода при использовании характеристики (11) в качестве решающей функции, а границы критической области определяются максимальным из ее минимальных значений, получаемых на этапе обучения. Легко также заметить, что уже использование размерности фрагмента 8×8 позволяет достичь минимального значения вероятности ошибок первого рода.

Поляризационные преобразования вида (12) на поверхности морской воды из-за наличия волн будут приводить к матрицам, эмпирические функции распределения вероятностей значений элементов которых существенно различаются. Для оценки степени этих различий естественно использовать критерий Колмогорова-Смирнова [Дунин-Барковский, Смирнов, 1955], основанный на сравнении значений статистики,

$$S_N = N \sup |W1 - W2| / 2^{1/2}, \quad (13)$$

с квантилями распределения Колмогорова, соответствующими задаваемым уровням значимости [Большев, Смирнов, 1983].

Здесь $W1, W2$ – эмпирические функции распределения значений элементов пары поляризационных преобразований для равной N размерности исходного фрагмента изображения.

Важно отметить, что поляризационные преобразования фрагментов пикселей на объекте должны быть более однородными.

В расположенной ниже таблице 3 приведены значения квантиля при уровне значимости 0,01 для разных размерностей выборок. Там же приведены оценки максимальных значений критерия (13), полученные при преобразованиях 1000 фрагментов моря и моделей объекта.

Значения квантиля при размерности выше, чем 4, вычислялись по приближенным формулам, рекомендованным в [Большев, Смирнов, 1983].

Таблица 3
 Table 3

Оценки различий поляризационных преобразований фрагментов изображений на основе критерия Колмогорова-Смирнова
 Estimates of differences in the image fragments polarization transformations based on the Kolmogorov-Smirnov criterion

Показатель/размерность N	4	8	12	16	20
Значение квантиля	0,625	0,391	0,254	0,200	0,154
Значения критерия (13), море	0,190	0,200	0,256	0,380	0,430
Значения критерия (13), модель объекта, $c=0,01$	0,120	0,100	0,070	0,050	0,050

Данные таблицы 3 показывают, что с позиций критерия Смирнова Н.В. значения элементов матриц поляризационных преобразований моделей фрагментов объектов (4) сохраняют однородность при всех размерностях. В свою очередь уже при размерности $N = 12$ результаты поляризационных преобразований фрагментов морской поверхности однородными признаны быть не могут.

Субполосные свойства фрагментов оптических изображений морских акваторий

Приведенные выше результаты вычислительных экспериментов свидетельствуют о том, что малые по сравнению с длиной волны размеры анализируемых фрагментов поверхности морской воды часто проявляют себя как объекты с однородной поверхностью, искажения которой описываются моделью вида (4). Поэтому целесообразно иметь возможность оценивания длин волн морской поверхности, чтобы адаптировать к ней процедуру принятия решений при обнаружении объектов.

Так как волновые движения обладают пространственной квазипериодичностью, то адекватным подходом к их анализу служит применение частотных представлений, в основе которых используется математический аппарат преобразований Фурье.

Пусть $\vec{x} = (x_1, \dots, x_N)^T$ некоторый вектор. Его трансформанты Фурье (спектр) в области пространственных частот определяется следующим образом [Жиляков, 2007]:

$$X(z) = \sum_{k=1}^N x_k \exp(-jz(k-1)), \quad (14)$$

где z – нормированная круговая пространственная частота,

$$z = 2\pi\nu. \quad (15)$$

Справедливо обратное представление (преобразование)

$$x_i = \int_{-\pi}^{\pi} X(z) \exp(l(i-1)z) dz / (2\pi) \quad (16)$$

и равенство Парсеваля

$$\|\vec{x}\|^2 = \sum_{k=1}^N x_k^2 = \int_{-\pi}^{\pi} |X(z)|^2 dz / (2\pi), \quad (17)$$

которое описывает распределение квадрата евклидовой нормы (энергии) вектора в области пространственных частот.

Наличие на поверхности морской воды квазициклических по пространству волновых движений приводит к наличию повышенных значений модулей их трансформанты Фурье в области пространственных частот, соответствующих имеющимся волновым числам. Ясно также, что трансформанты Фурье фрагментов с однородными значениями пикселей таких свойств не будут проявлять.

Поэтому в основе процедуры оценивания длины волны предлагается использовать субполосный анализ, когда свойства векторов описываются с позиций разбиения на непересекающиеся субполосы области определения трансформанты Фурье. В рамках данной работы используется следующее разбиение на субполосы,

$$Z_r = (-z_{2r}, -z_{1r}] \cup (z_{1r}, z_{2r}], r = 0, \dots, R, \quad (18)$$



границы которых удовлетворяют условиям,

$$z_{10} = 0; z_{20} = \pi / (2R + 1); z_{1r} = z_{2(r-1)}, z_{2r} - z_{1r} = 2z_{20}; r = 1, \dots, R; z_{2R} = \pi. \quad (19)$$

Основы теории субполосного анализа векторов изложены в работе [Жиляков, 2015]. Там показано, что использование понятия части энергии вектора в субполосе (субполосная часть энергии),

$$P_r(\vec{x}) = \int_{z \in Z_r} |X(z)|^2 dz / (2\pi), \quad (20)$$

позволяет построить достаточно широкий класс оптимальных методов анализа и синтеза векторов.

Там же показано, что правая часть (20) может быть вычислена непосредственно в области оригиналов в виде квадратичной формы,

$$P_r(\vec{x}) = \vec{x}^T A_r \vec{x}, \quad (21)$$

с субполосными матрицами $A_r = \{a_{ik}^r\}, i, k = 1, \dots, N$, элементы которых определяются следующими соотношениями:

$$a_{ik}^r = \int_{z \in Z_r} \exp(-j(i-k)z) dz / (2\pi), \quad (22)$$

которые после интегрирования с учетом симметрии субполос (18) принимают вид,

$$a_{ik}^r = (\sin(z_{2r}(i-k)) - \sin(z_{1r}(i-k))) / (\pi(i-k)); \quad a_{ii}^r = (z_{2r} - z_{1r}) / \pi. \quad (23)$$

Очевидно, что при использовании характеристики вида (20), неравенство Парсеваля (17) можно представить в виде суммы субполосных частей энергии,

$$\|\vec{x}\|^2 = \sum_{r=1}^R P_r(\vec{x}). \quad (24)$$

Наличие в анализируемом векторе квазипериодических компонентов будет проявляться в том, что в соответствующих субполосах концентрируются большие доли энергии, чем в других. Представляет интерес рассмотреть этот эффект подробнее.

Пусть анализируемый вектор является строго периодическим с периодом T , так что выполняется равенство,

$$x_{i+kT} = x_i, \quad i = 1, \dots, T; \quad k = 1, \dots, M, \quad (25)$$

причем имеет место соответствие,

$$N = MT. \quad (26)$$

Тогда соотношение (14) легко преобразуется к виду,

$$X(z) = \sum_{m=0}^{M-1} \sum_{i=1}^T x_{i+mT} \exp(-jz(i+mT-1)),$$

откуда с учетом свойства периодичности (25) получаем,

$$X(z) = S(zT)X_p(z), \quad (27)$$

где $X_p(z)$ – спектр одного периода,

$$X_p(z) = \sum_{i=1}^T x_i \exp(-jz(i-1)); \quad (28)$$

а первый из сомножителей в правой части (27) имеет вид,

$$S(zT) = \exp(-j(M-1)z/2) \sin(MTz/2) / \sin(zT/2). \quad (29)$$

В соответствии с этим – подынтегральная функция в (17) (спектральная плотность) имеет вид

$$|X(z)|^2 = \sin^2(MzT/2) / \sin^2(zT/2) |X_p(z)|^2. \quad (30)$$

Легко понять, что в точках оси частот

$$z_n T / 2 = n\pi, n = 0, 1, \dots \quad (31)$$

первый сомножитель здесь будет достигать максимальных значений

$$\sin^2(Mz_n T / 2) / \sin^2(z_n T / 2) = M^2. \quad (32)$$

Их проявление в спектральной плотности (30) будет зависеть от спектра периода и прежде всего от его ширины. Однако следует ожидать, что периодичность максимумов (32) будет проявляться в том числе в значениях квадратичных форм (21), если количество субполос достаточно велико.

Для выделения субполос, в которых могут проявляться максимумы спектральной плотности вида (30), предлагается использовать неравенство,

$$P_r(\bar{x}) \geq \|\bar{x}\|^2 (z_{2r} - z_{1r}) / \pi, \quad (33)$$

предполагая, что они должны ему удовлетворять.

Значения пикселей изображения морской акватории обладают большой изменчивостью, что проявляется в спектральной плотности как наличие широкополосного и достаточно энергичного шума. Поэтому в качестве исходного для вычислений субполосных частей энергий предлагается использовать результаты вычислений оценок коэффициентов вариаций,

$$y_m = \left(\sum_{i,k=1}^N (f_{ik}^m)^2 / N^2 - (\bar{f}^m)^2 \right)^{1/2} / \bar{f}^m, \quad (34)$$

где

$$\bar{f}^m = \sum_{i,k=1}^N f_{ik}^m / N^2. \quad (35)$$

Здесь верхний индекс m – индекс используемого фрагмента, который должен выбираться вдоль одной из осей координат.

Для уменьшения влияния среднего значения оценок коэффициентов вариации анализируемый вектор целесообразно центрировать, полагая

$$x_m = y_m - \bar{y}, m = 1, \dots, M, \quad (36)$$

где, как и ранее, чертой сверху отмечено среднее значение, а символ M означает используемое количество фрагментов изображения.

При обработке фрагментов размерностей 2, 4, и 10 были определены следующие значения пространственных нормированных частот, в которых достигались максимумы субполосных частей энергий последовательностей вида (36), и они удовлетворяли неравенствам вида (33).



$$N = 2: z_1 = 0,660; z_2 = 1,271; z_3 = 1,907; z_4 = 2,645;$$

$$N = 4: z_1 = 1,321; z_2 = 2,642;$$

$$N = 10: z_1 = 3,083.$$

Таким образом, используя уравнение (32) с учетом размерности фрагментов, получаем оценки длины волны (с округлением) в пикселях исходного изображения

$$N = 2: \lambda_1 = 19; \lambda_2 = 20; \lambda_3 = 20; \lambda_4 = 19;$$

$$N = 4: \lambda_1 = 18; \lambda_2 = 19;$$

$$N = 10: \lambda_1 = 20.$$

Очевидно, что полученные оценки длин волн достаточно близки.

Некоторые выводы по результатам вычислительных экспериментов

Результаты сравнительных вычислительных экспериментов с квадратными фрагментами пикселей оптических изображений водной поверхности морской акватории и моделируемыми согласно (4) квадратными фрагментами пикселей посторонних предметов иллюстрируют целесообразность применения поляризационных преобразований вида (12) с позиций усиления различий в структурах моделей пикселей объектов и морской поверхности.

Использование предложенного метода оценивания длин волн мало зависит от размерности фрагментов, для которых вычисляются коэффициенты вариации.

В качестве верхней границы критической области для нулевой гипотезы (исследуемый фрагмент не содержит постороннего предмета такого же размера) рекомендуется использовать максимальное значение из двух величин: либо максимальное из минимальных значений коэффициентов вариации поляризационных преобразований фрагментов морской поверхности, либо максимальное значение из коэффициентов вариации поляризационных преобразований модели объекта (4) при заданном коэффициенте c .

Список литературы

- Абузяров З.К. 1981. Морское волнение и его прогнозирование. Л. Гидрометеиздат. 166 с.
- Дунин-Барковский И.В., Смирнов Н.В. 1955. Теория вероятностей и математическая статистика в технике. М. Гостехиздат. 556 с.
- Большев Л.Н., Смирнов Н.В. 1983. Таблицы математической статистики. М.: Наука. 416 с.
- Жиляков Е.Г. 2007. Вариационные методы анализа и построения функций по эмпирическим данным на основе частотных представлений. Белгород. Изд-во БелГУ. 160 с.
- Жиляков Е.Г. 2015. Оптимальные субполосные методы анализа и синтеза сигналов конечной длительности. Автоматика и телемеханика, 4: 51-66.
- Заблотский А., Ларинцев Р. 2008. БПЛА: первое знакомство. Авиация и время. 2: 75-82.
- Олейник И.И., Черноморец А.А., Андронов В.Г., Жиляков Е.Г., Заливин А.Н., Мухин И.Е., Чуев А.А. 2022. Малоразмерные беспилотные летательные аппараты. Курск. Юго-Западный государственный университет.
- Павлушенко М.И., Евстафьев Г.М., Макаренко И.К. 2005. Беспилотные летательные аппараты: история, применение, угроза распространения и перспективы развития. М. Права Человека. 611 с.
- Фетисов В.С., Неугодникова Л.М., Адамовский В.В., Красноперов Р.А. 2014. Беспилотная авиация: терминология, классификация, современное состояние. Под ред. В.С. Фетисова. Уфа. ФОТОН. 217 с.



- Чернышов П.В., Ивонин Д.В., Мысленков С.А., Халиков З.А. 2016. Анализ точности восстановления высот индивидуальных волн при измерении прибрежным свч радиолокатором по данным стохастического моделирования взволнованной морской поверхности. Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. 13(5): 68-78.
- Bento M. de F. 2008. Unmanned aerial vehicles: an overview. Inside GNSS. 3(1): 54-61.
- Banner, M.L. 1990. Equilibrium spectra of wind waves. J. Phys. Oceanography. 20(7): 966-984.
- Degtyarev A. B., Reed A. M. 2011. Modelling of incident waves near the ship's hull (application of autoregressive approach in problems of simulation of rough seas). Proceedings of the 12th International Ship Stability Workshop.
- Longuet-Higgins Michael S. 1957. The statistical analysis of a random, moving surface. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences. 249(966): 321–387.
- Pierson, W.J., Moskowitz, L. 1964. A proposed spectral form for fully-developed wind seas based on the similarity theory of S.A. Kitaygorodsky. J. Geophys. res. 69(24): 5180-5190.

References

- Abuzyarov Z.K. 1981. Morskoe volnenie i ego prognozirovanie [Sea waves and their prediction]. L. Gidrometeoizdat. 166 p.
- Dunin-Barkovskij I.V., Smirnov N.V. 1955. Teoriya veroyatnostej i matematicheskaya statistika v tekhnike [Probability theory and mathematical statistics in engineering]. M. Gostekhizdat. 556 p.
- Bol'shev L.N., Smirnov N.V. 1983. Tablicy matematicheskoy statistiki [Mathematical statistics tables]. M.: Nauka. 416 p.
- Zhilyakov E.G. 2007. Variacionnye metody analiza i postroeniya funkciy po empiricheskim dannym na osnove chastotnyh predstavlenij [Variational methods of analysis and construction of functions from empirical data based on frequency representations]. Belgorod. Izd-vo BelGU. 160 p.
- Zhilyakov E.G. 2015. Optimal sub-band methods for analysis and synthesis of finite-duration signals. Automation and Remote Control, 76(4): 589-602.
- Zablotskij A., Larincev R. 2008. BPLA: pervoe znakomstvo [UAV: first acquaintance]. Aviaciya i vremya. 2: 75-82.
- Olejnik I.I., Chernomorec A.A., Andronov V.G., Zhilyakov E.G., Zalivin A.N., Muhin I.E., Chuev A.A. 2022. Malorazmernye bespilotnye letatel'nye apparaty [Small unmanned aerial vehicles]. Kursk. Yugo-Zapadnyj gosudarstvennyj universitet.
- Pavlushenko M.I., Evstafev G.M., Makarenko I.K. 2005. Bespilotnye letatel'nye apparaty: istoriya, primeneniye, ugroza rasprostraneniya i perspektivy razvitiya [Unmanned aerial vehicles: history, application, threat of proliferation and development prospects]. M. Prava cheloveka. 611 p.
- Fetisov V.S., Neugodnikova L.M., Adamovskij V.V., Krasnoperov R.A. 2014. Bespilotnaya aviaciya: terminologiya, klassifikaciya, sovremennoe sostoyaniye [Unmanned aviation: terminology, classification, current state]. Pod red. V.S. Fetisova. Ufa. FOTON. 217 p.
- Chernyshov P.V., Ivonin D.V., Myslenkov S.A., Halikov Z.A. 2016. Accuracy Analysis of Individual Waves Retrieval From X-band Nautical Radar Data by Means of Stochastic Modeling of Sea Clutter Images. Sovremennye problemy distancionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa [Modern problems of remote sensing of the Earth from space]. 13(5): 68-78.
- Bento M. de F. 2008. Unmanned aerial vehicles: an overview. Inside GNSS. 3(1): 54-61.
- Banner, M.L. 1990. Equilibrium spectra of wind waves. J. Phys. Oceanography. 20(7): 966-984.
- Degtyarev A. B., Reed A. M. 2011. Modelling of incident waves near the ship's hull (application of autoregressive approach in problems of simulation of rough seas). Proceedings of the 12th International Ship Stability Workshop.
- Longuet-Higgins Michael S. 1957. The statistical analysis of a random, moving surface. Philosophical Transactions of the Royal Society of London. A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences. 249(966): 321–387.



Pierson, W.J., Moskovitz, L. 1964. A proposed spectral form for fully-developed wind seas based on the similarity theory of S.A. Kitaygorodsky. *J. Geophys. res.* 69(24): 5180-5190.

Конфликт интересов: о потенциальном конфликте интересов не сообщалось.

Conflict of interest: no potential conflict of interest related to this article was reported.

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРАХ

INFORMATION ABOUT THE AUTHORS

Жиляков Евгений Георгиевич, доктор технических наук, профессор, профессор кафедры информационно-телекоммуникационных систем и технологий Белгородского государственного национального исследовательского университета, г. Белгород, Россия

Evgeny G. Zhilyakov, Doctor of Technical Sciences, Professor, Professor of the Department of Information and Telecommunication Systems and Technologies, Belgorod National Research University, Belgorod, Russia

Черноморец Дарья Андреевна, аспирант кафедры информационно-телекоммуникационных систем и технологий Белгородского государственного национального исследовательского университета, г. Белгород, Россия

Daria A. Chernomorets, Postgraduate student of the Department of Information and Telecommunication Systems and Technologies of Belgorod National Research University, Belgorod, Russia