

УДК 007.001.362

В. П. Косых, Г. И. Перетягин

*(Новосибирск)***СЕГМЕНТАЦИЯ РАДИОЛОКАЦИОННЫХ ИЗОБРАЖЕНИЙ
МОРСКОЙ ПОВЕРХНОСТИ НА ОСНОВЕ ПАРАМЕТРОВ
АВТОРЕГРЕССИОННОЙ МОДЕЛИ**

Представлены результаты исследования способа получения информации о профиле морского дна на основе анализа серии радиолокационных изображений (РЛИ) морской поверхности. Предлагаемый метод анализа основан на представлении одномерных составляющих фрагментов РЛИ в виде стационарной авторегрессионной модели. С помощью разработанных алгоритмических средств дискриминантного анализа исследована возможность распознавания «состояния» морской поверхности на основе оцениваемых параметров модели. Приведены результаты практической проверки алгоритма сегментации в применении к серии РЛИ морской поверхности, проиллюстрированные графиками спектров мощности фрагментов изображений, характеризующих тип соответствующих им волновых процессов.

Цель данной работы — построение и исследование процедуры обнаружения в радиолокационных изображениях (РЛИ) морской поверхности структур, таких как изменения рельефа морского дна или подводные течения, которые с трудом различаются глазом.

Получение характеристик РЛ-сигнала в зависимости от возмущающих воздействий при отсутствии априорных формализованных представлений о виде соответствующих структур возможно лишь при исследовании поведения сигнала в контролируемых условиях. Для этого была привлечена последовательность кадров РЛИ, полученных при радиолокационном сканировании известного района морской поверхности. В качестве априорных сведений использовались данные о рельефе морского дна в этом районе. Предполагается, что полезная информация проявляется в характере волновых процессов [1] и, как следствие, в энергетическом спектре двумерного сигнала.

Предлагаемый метод сегментации основан на представлении одномерных составляющих фрагментов РЛИ в виде стационарной авторегрессионной модели. Исходя из соответствующего описания, выделены наборы классификационных признаков и реализованы процедуры их оценивания. С помощью разработанных алгоритмических средств дискриминантного анализа исследована возможность распознавания «состояния» морской поверхности на основе РЛИ. Приведены результаты практической проверки алгоритма сегментации в применении к сериям РЛИ морской поверхности, проиллюстрированные графиками спектров мощности фрагментов изображений, характеризующих тип соответствующих им волновых процессов.

Модель исходных данных. Для описания последовательности одномерных данных, взятых, например, вдоль дистанции (Y -компонента РЛИ):

$$\{u_x(y)\} = (u(x, y_1), u(x, y_2), \dots, u(x, y_n)), \quad (1)$$

привлечена авторегрессионная модель порядка p (АР(p)-модель):

$$u_x(y) = \sum_{j=1}^p \alpha_j u_x(y-j) + \varepsilon(y), \quad (2)$$

где $\varepsilon(y)$ — взаимно некоррелированные и одинаково распределенные случайные величины (математическое ожидание $E\varepsilon(y) = 0$, дисперсия $\text{Var}(\varepsilon(y)) = \sigma_\varepsilon^2$) [2].

Для получения «решения» (оценок $\{\sigma_\varepsilon^2, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p\}$) по вычисляемой автокорреляционной последовательности $R(0), R(1), \dots, R(p)$ применен известный алгоритм Левинсона [3]. На основе оценок АР(p)-параметров далее вычисляется авторегрессионная спектральная оценка в виде

$$\hat{P}_{\text{AP}}(f_l) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 / \left| 1 - \sum_{k=1}^p \hat{\alpha}_k \exp(-i2\pi f_l k) \right|^2, \quad (3)$$

где частота $f_l = l/n$ ($l = -n/2, \dots, +n/2$); $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ — оценка дисперсии «белого» шума, получаемая из соотношения

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = R(0) + \hat{\alpha}_1 R(1) + \dots + \hat{\alpha}_p R(p).$$

Исходные данные. Экспериментальные материалы (рис. 1) получены в районе Феодосии при испытаниях макета системы обработки РЛИ. Предварительно изображения подвергались коррекции — фильтрации локальных аномалий, обусловленных наличием надводных объектов и облачности. Для коррекции использовалась АР-модель первого порядка [2], с помощью которой экстраполировался сигнал в области выбросов (артефакты с аномальными, не соответствующими РЛИ морской поверхности яркостями).

Для выбора порядка АР(p)-модели использован критерий Риссанена [3], на основе которого экспериментально определено оценочное значение $p = 12$.

Дискриминантный анализ. Для проведения взаимного сопоставления профиля дна моря с параметрами волнения морской поверхности привлечена карта глубин района радиолокационной съемки. По ней сформированы разделяющиеся области, характеризующиеся приблизительно одинаковым (в каждой области) значением градиента глубин (в диапазоне от 50 до 1500 м). Для иллюстрации на рис. 2 изображены фрагменты, соответствующие принятому

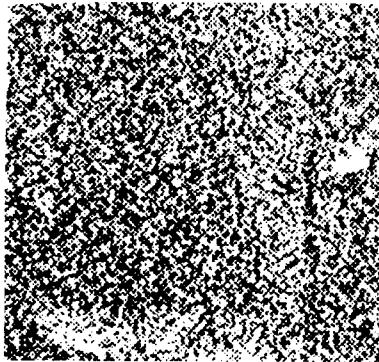


Рис. 1. Радиолокационное изображение моря (с экрана телемонитора)

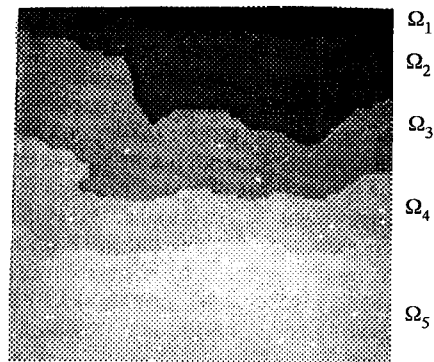


Рис. 2. Зоны разбиения последовательности РЛИ, соответствующие карте глубин района съемки

разбиению сцены на зоны $\Omega_1, \dots, \Omega_4$ (пятая, самая светлая область, не привлекалась к анализу, так как соответствующий ей участок РЛ-изображения был подвержен существенным искажениям). Векторы оцениваемых параметров $AP(p)$ -моделей столбцов фрагментов серии радиолокационных изображений каждой области формировали обучающий материал соответствующего им класса. (Предполагается, что стационарным участкам изображений соответствуют достаточно компактные «скопления» (кластеры) вектор-параметров в 12-мерном пространстве, в то время как в нестационарных (в текущий момент времени) зонах наблюдаются вектор-параметры, аномально удаленные от центров соответствующих им кластеров.)

Известно, что при некоторых условиях регулярности распределений наблюдаемых величин информация о параметрах накапливается достаточно быстро и выполняется слабый закон больших чисел [4]. В свою очередь, это гарантирует, что асимптотическое распределение вектор-признаков соответствует многомерному нормальному закону с определенными значениями среднего вектора A и матрицы рассеяния Σ . Учитывая, что размеры фрагментов, по которым производится оценивание параметров авторегрессионной модели, достаточно велики и условия регулярности соблюдаются для статистических схем с конечным порядком модели, можно считать распределения генеральных совокупностей вектор-признаков многомерными нормальными.

В рамках принятых предположений возможно построение байесовского классификатора, обладающего многими благоприятными свойствами. Однако если обучающие выборки «засорены», т. е. содержат аномальные элементы, не принадлежащие исходной генеральной совокупности, то это приведет к смещению оценок параметров классов и граничных поверхностей, разделяющих классы. Возникает задача обнаружения и отбраковки соответствующих «выпадающих» элементов (вектор-признаков). Процедура выявления выпадающих наблюдений практически реализована по следующей схеме [5]:

1) по исходным вектор-признакам рассматриваемой обучающей выборки (a_1, a_2, \dots, a_n) вычисляются преобразованные величины

$$\hat{a}_i = a_i - \hat{a}; \quad \hat{S} = \sum_{i=1}^n (\hat{a}_i \hat{a}_i^t) / (n - 1); \quad \tau_i = n[1 - F_{p, n-p+1}(t_i)],$$

где $t_i = (\hat{a}_i^t \hat{S}^{-1} \hat{a}_i)(n - p + 1) / n$ — статистика Хотеллинга; $\hat{a} = \sum_{i=1}^n a_i / n$ — оценка среднего значения (A) класса; $F_{p, n-p+1}(t)$ — распределение Снедекора с p и $n - p + 1$ степенями свободы [7]; p — размерность векторов $a_i = (\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \dots, \alpha_{ip})$;

2) из полученной последовательности чисел составляется вариационный ряд $\tau_{(1)} < \tau_{(2)} < \dots < \tau_{(n)}$, и для каждого наблюдения a_i находится номер $j(i)$ члена вариационного ряда $\tau_{(j)}$;

3) отбраковываются те из исходных данных a_i , для которых соответствующие отношения $\tau_{j(i)} / j(i)$ не превосходят α (уровня значимости критерия отбраковки).

Статистические выводы верны здесь не только для нормально распределенных наблюдений, но и для некоторого достаточно широкого класса распределений [6]. После проверки каждой группы обучающего множества вектор-признаков (кластера) вычисляются несмещенные оценки параметров A и Σ . Процедура статистического анализа, которая по заданной доверительной вероятности отбраковывает аномальные отсчеты в пространстве параметров, применена для выделения нестационарных областей по оценкам параметров соответствующих им фрагментов. На рис. 3 представлена двумерная проекция 12-мерного кластера, в которой аномальные отсчеты выделены кружками (в то время как нормальные отсчеты изображены точками; уровень доверительной вероятности $1 - \alpha = 0,975$).

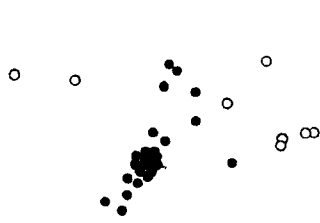


Рис. 3. Двумерная проекция 12-мерного кластера

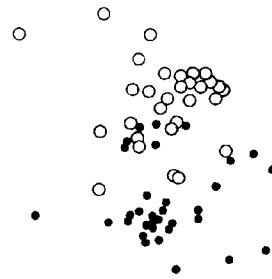


Рис. 4. Проекция, характеризующая взаимное расположение кластеров (вектор-признаков) первой и второй зон сегментации

Далее, для пар кластеров, очищенных от аномальных отсчетов, проверялась гипотеза равенства их средних значений ($A_1 = A_2$) в предположении, что $\Sigma_1 = \Sigma_2$. Статистика критерия для данного случая построена на основе вычисления многомерного дистанта [7]:

$$\hat{T}^2 = (\hat{A}_1 - \hat{A}_2) \hat{S}^{-1} (\hat{A}_1 - \hat{A}_2) (n_1 n_2) / (n_1 + n_2 - 2)(n_1 + n_2),$$

показывающего «статистическое расстояние» между кластерами. Статистика

$$\hat{F} = (n_1 + n_2 - p - 1) \hat{T}^2 / p$$

при справедливости нулевой гипотезы имеет в точности $F_{p, N-p-1}$ -распределение Снедекора ($N = n_1 + n_2$) [7]. Данная гипотеза отвергалась для всех пар кластеров с уровнем доверительной вероятности 0,95.

Для того чтобы представить взаимное расположение четырех кластеров в параметрическом пространстве, осуществлялось программное проектирование пар многомерных кластеров на оптимальную дискриминирующую поверхность для этих кластеров. Так, на рис. 4, 5 даны соответствующие проекции, характеризующие взаимное расположение 1-го и 2-го, 3-го и 4-го кластеров (отвечающих областям Ω_1 и Ω_2 , Ω_3 и Ω_4 РЛИ). Эти рисунки демонстрируют безусловное разделение сформированных кластеров (очищенных от аномальных отсчетов) и показывают, что авторегрессионные параметры стационарных участков РЛИ взаимосвязаны с рельефом морского дна.

Спектральный анализ. Дискриминантный анализ позволяет провести статистическую проверку сформированных кластеров. Однако более развернутую характеристику энергетической структуры волнений морской поверхности несет функция спектральной плотности мощности (СПМ) соответствующих фрагментов РЛИ. При проведении сравнительного спектрального анализа выделенных четырех участков последовательности РЛИ оценивались средние значения АР-параметров каждого из кластеров. По данным значениям вычислялись средние значения энергетических спектров $P_{AP}^i(f_i)$ (формула (3)) каждой области Ω_i , $i = 1, 2, 3, 4$, и находились среднеквадратичные отклонения

$$\langle \Delta P \rangle_k^i = \sum_{l=1}^M (P_{kAP}^i(f_l) - \hat{P}_{AP}^i(f_l))^2$$

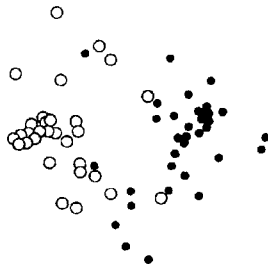


Рис. 5. Проекция, характеризующая взаимное расположение кластеров (вектор-признаков) третьей и четвертой зон сегментации

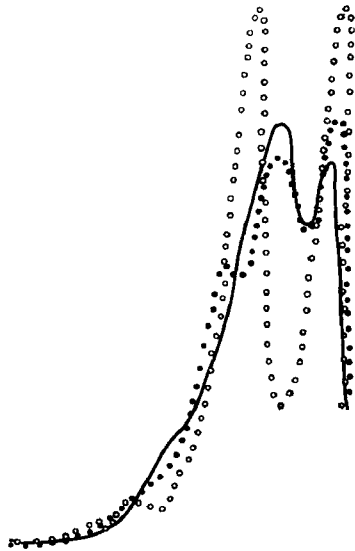


Рис. 6. Средняя СПМ первой зоны РЛИ (сплошная линия), спектр фрагмента стационарной области (точки) и аномальный спектр нестационарной области (кружки)

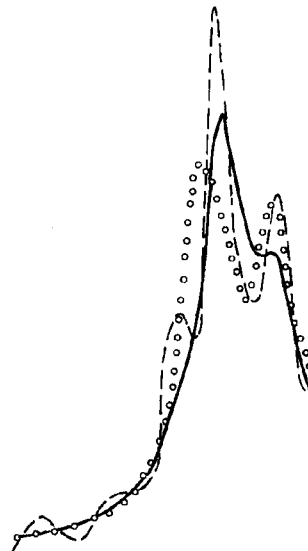


Рис. 7. Средняя СПМ второй зоны РЛИ (сплошная линия) и индивидуальные спектры фрагментов нестационарных областей (кружки, штриховая линия)

индивидуальных СПМ фрагментов РЛИ от их средних (кластерных) значений СПМ (k — номер кадра в последовательности РЛИ). Для проверки аномальности $\langle \Delta P \rangle_k$ предполагалось, что в стационарных условиях эта величина распределена как χ_M^2 -переменная с M степенями свободы (M — число отсчетов СПМ), и использовалось следующее приближение: преобразованная переменная $z = (2\langle \Delta P \rangle)^{0.5}$ асимптотически распределена по нормальному закону. Среднее и дисперсия переменных $z_k(\Omega)$ ($k = 1, 2, \dots, 30$) оценивались по исходной серии изображений. Как и следовало ожидать, аномальным значениям авторегрессионных параметров соответствуют энергетические спектры, «значимо» отличающиеся от кластерных средних СПМ. Для иллюстрации на рис. 6—9 представлены графики средних СПМ каждой из четырех областей последовательности изображений, а также (для сравнения) графики индивидуальных энергетических спектров нормальных и аномальных фрагментов. Видно,

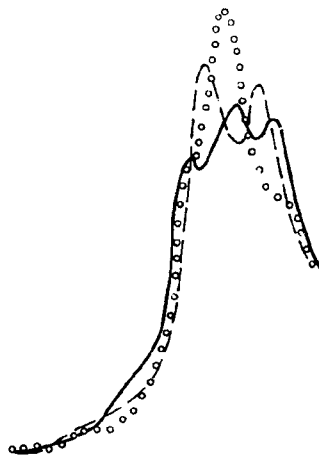


Рис. 8. Средняя СПМ третьей зоны РЛИ (сплошная линия) и индивидуальные спектры фрагментов нестационарных областей

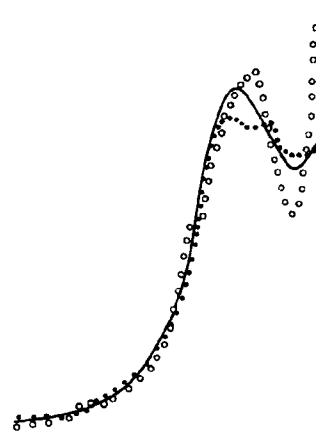


Рис. 9. Средняя СПМ четвертой зоны РЛИ (сплошная линия), спектр фрагмента стационарной области (точки) и аномальный спектр фрагмента нестационарной области (кружки)

что поведение СПМ аномальных фрагментов, действительно, существенно отличается от типичного графика СПМ для соответствующей зоны. Для конкретности представлены некоторые значения переменных $z_k(\Omega_3)$ для третьей зоны Ω_3 . Пороговое значение для данных величин было установлено на уровне «трех сигм» и равно 3497:

2815	1161	1496	2961	1536	2786
2756	2477	1611	2257	2131	2246
6212	4288	4146	2852	1594	2301
3473	3919	2771	3608	1691	2557
4096	2580	2863	2380	2514	2011

Видно, что аномальными являются шесть фрагментов зоны Ω_3 (выделены жирным шрифтом). Таким образом, спектральный анализ также позволяет проводить сравнительное исследование сформированных кластеров. Из графиков можно установить, что СПМ выделенных зон изображений отличаются лишь в определенной полосе частот и это, по-видимому, соответствует физической сути исследуемого явления.

ВЫВОДЫ

Результаты проведенного «разведочного» анализа [8] данных радиолокационной съемки морской поверхности продемонстрировали достаточно хорошее разделение сформированных кластеров (очищенных от аномальных отсчетов) и показали, что авторегрессионные параметры стационарных участков РЛИ взаимосвязаны с рельефом морского дна. Возможно также, что нестационарные области в последовательности РЛИ определяются локальными «свалами» глубин, изредка «нарушающих» нормальную волновую поверхность исследуемого участка моря. Тем не менее на данной стадии еще не ясно, как использовать авторегрессионную информацию для получения (с ее помощью) батиметрических данных (глубины и профиля морского дна). Можно лишь выдвинуть гипотезу, что частота появления нестационарных областей на РЛИ свидетельствует о величине локального градиента глубин в соответствующих местах. Статистическая обработка энергетических спектров позволяет обнаружить нестационарные области в последовательности РЛИ, относящиеся к изучаемому участку морской поверхности. Средние же значения авторегрессионных коэффициентов несут обобщенную информацию о профиле морского дна.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Estimation de la bathymetrie par analyse de la honle sur image spot /Y. Rabu, G. Ruckebusch, E. Barberean // Espace et mer: Collog., Mazseille, 24—27 nov., 1987. Paris, 1988.
2. Журбенко И. Г., Кожевникова И. А. Стохастическое моделирование процессов. М.: Изд-во МГУ, 1990.
3. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения. М.: Мир, 1990.
4. Закс Ш. Теория статистических выводов. М.: Мир, 1975.
5. Перетягин Г. И. Программная реализация обучаемого классификатора двумерных полей в цифровом комплексе обработки изображений // Автометрия. 1986. № 5.
6. Халфина М. Н. Некоторые асимптотические результаты, связанные с критерием Шовенэ для многомерных случайных величин // Проблемы теории вероятностных распределений. Л.: Наука, 1983. Т. VIII.
7. Аренс Х., Лейтер Ю. Многомерный дисперсионный анализ. М.: Финансы и статистика, 1985.
8. Тьюки Дж. Анализ результатов наблюдений. М.: Мир, 1981.

Поступила в редакцию 4 ноября 1995 г.