

3. Брауде С. Я., Мень А. В., Седин Л. Г. // В сб.: Антенны. — М.: Связь, 1978. Т. 26. С. 3.
4. Беляев П. П., Поляков С. В., Рапопорт В. О., Трахтенгерц В. Ю. Препринт № 230 НИРФИ. Горький, 1987.
5. А. Нишида. Геомагнитный диагноз магнитосферы. — М.: Мир, 1980. С. 300.
6. Г. Мак-Дональд. Магнитогидродинамические волны в космосе. В кн.: Космическая физика. — М.: Мир, 1980. С. 494.

Радиоастрономический институт  
АН УССР

Поступила в редакцию  
26 сентября 1988 г.

УДК 621.371

## ИСПОЛЬЗОВАНИЕ АВТОРЕГРЕССИОННОЙ СПЕКТРАЛЬНОЙ ОЦЕНКИ В ЗАДАЧЕ РАДИОЛОКАЦИОННОГО ОБНАРУЖЕНИЯ СЛИКОВ НА МОРСКОЙ ПОВЕРХНОСТИ

*М. Б. Каневский*

Радиолокационное обнаружение на морской поверхности сликов, вызванных разливами нефти, течениями, цугами внутренних волн [1], вообще говоря, требует специальной обработки отраженного сигнала, так как фон, на котором эти слики располагаются, как правило, сам по себе неоднороден.

Одним из традиционных способов обработки радиолокационного изображения морской поверхности является спектральный анализ, однако если искомые слики единичны или образуют немногочисленную группу, то обычный фурье-анализ становится малоэффективным. В этих случаях естественно обратиться к нелинейной авторегрессионной оценке спектра, пригодной для анализа коротких реализаций сигнала [2], и поставить вопрос о целесообразности ее использования в задаче обнаружения.

В настоящей работе путем численного моделирования показано, что авторегрессионная спектральная оценка может быть эффективно использована для обнаружения неоднородностей даже неквазипериодического вида — отдельных сликов.

1. Рассмотрим следующую ситуацию. Импульсный некогерентный радиолокатор сантиметрового диапазона, расположенный на носителе, движущемся со скоростью  $V$ , зондирует морскую поверхность под углом скольжения  $10^\circ \lesssim \psi_0 \lesssim 70^\circ$ , обеспечивающим выполнение условий резонансного рассеяния без затенения. Анализируется последовательность некоррелированных значений амплитуды импульсов, отраженных от участка длиной  $L$ , состоящая из  $N=L/V\tau$  членов, где  $\tau$  — время корреляции быстрых флуктуаций амплитуды, вызванных орбитальным движением рассеивателей.

В указанном диапазоне углов скольжения радиолокационный сигнал (амплитуда отраженных импульсов) имеет распределение, весьма близкое к рэлеевскому. Крупномасштабное волнение с характерными длинами волн, превышающими размеры элемента разрешения радиолокатора, а также достаточно крупные слики модулируют сигнал, изменяя его среднее значение. Так, присутствие монохроматической зыби с длиной волны  $\Lambda$  приводит к модуляции, описываемой множителем [3],

$$F_3 = \frac{(1 + \cos^2 \psi_m) \operatorname{tg}^2 \psi_m}{(1 + \eta_1 \sin \psi_m)^2 + \eta_2^2 \sin^2 \psi_m}, \quad (1)$$

$$\psi_m = \psi_0 + b_1 \cos \left( \frac{2\pi L}{\Lambda} \frac{m}{N-1} + \varphi \right),$$

$$m = 0, 1, 2, \dots, N-1,$$

где  $\psi_m$  — локальный угол скольжения по отношению к элементу рельефа крупномасштабного волнения,  $\eta_1 + i\eta_2 = \varepsilon^{1/2}$ ,  $\varepsilon$  — комплексная диэлектрическая проницаемость воды. Случайную фазу  $\varphi$  считаем распределенной равномерно на интервале  $0 \div 2\pi$ . Выбранный вид  $F_3$  соответствует вертикальной поляризации излучения и пространственному спектру мелкомасштабного волнения (сантиметровой ряби)  $W(x) \sim x^{-4}$ .

Если на обследуемом участке поверхности присутствует слик, то появляется еще один модулирующий множитель, который для определенности запишем в форме

$$F_{cл} = 1 - b_0 \exp \left[ - \left( \frac{m - N/2}{N/4} \right)^2 \right], \quad 0 < b_0 < 1. \quad (2)$$

В результате отраженный сигнал представляется в виде произведения

$$u_m = KF_{cл} F_3 s_m,$$

где  $s_m$  — мультипликативный рэлеевский шум,  $K$  — некоторый постоянный коэффициент, в данном случае несущественный.

Значения физических параметров выберем следующими. Длина последовательно-стационарных импульсов  $N=8 \cdot 10^4$ , что при  $V=100$  м/с,  $\tau=2 \cdot 10^{-4}$  с соответствует размеру  $L=1,6$  км; угол скольжения зондирующего луча  $\psi_0=20^\circ$ , длина волны зыби  $\lambda=L/16=100$  м; обусловленный зыбью максимальный наклон поверхности  $b_1=0,05$  ( $\approx 3^\circ$ ); диэлектрическая проницаемость воды в сантиметровом диапазоне  $\epsilon=60+i30$ ; параметр  $b_0$ , характеризующий интенсивность слика, принимает значения  $b_0=0$  (слик отсутствует),  $b_0=0,25$  и  $b_0=0,5$ . Два последних значения соответствуют максимальному падению радиолокационного сигнала на 1,25 и 3 дБ.

В дальнейшем рассматриваются два варианта фона — однородный ( $b_0=0$ ) и неоднородный фон, причем фоновые неоднородности описываются тем же множителем (2) и отличаются от искомого слика лишь значением параметра  $b_0$ . Очевидно, это наиболее неблагоприятный случай — искомые и фоновые образования идентичны по форме и размерам.

2. При нахождении авторегрессионной оценки спектра присутствие шума является принципиальным. Тем не менее предварительные численные эксперименты, проведенные нами для синусоиды длиной в один период с мультипликативным рэлеевским шумом, показали, что при заданном порядке модельного авторегрессионного процесса частичное сглаживание радиолокационного сигнала ведет к повышению точности оценки — уменьшаются флуктуации положения максимума спектра. Поэтому спектральная оценка вычислялась для сглаженного сигнала

$$u_k = \frac{1}{t} \sum_{m=kt}^{kt+t-1} u_m, \quad 0 \leq k \leq \frac{N}{t} - 1 = p, \quad (3)$$

который рассматривался как авторегрессионный процесс порядка  $p$ , обладающий корреляционной функцией

$$B_n = B(|n|) = \frac{1}{p-n+1} \sum_{k=0}^{p-n} (u_k - \bar{u})(u_{k+n} - \bar{u}), \quad (4)$$

$$\bar{u} = \frac{1}{p+1} \sum_{k=0}^p u_k, \quad n = 0, 1, \dots, p$$

и корреляционной матрицей  $B_{mn} = B(|m-n|)$ . Нетрудно заметить, что порядок процесса выбран максимальным при заданных  $N$  и  $t$ . Хотя при этом точность определения  $B_n$  для близких к  $p$  значений  $n$  невысока, однако дальнейшие результаты свидетельствуют о том, что в задаче обнаружения такой выбор, по-видимому, оправдан.

Алгоритм вычисления авторегрессионной спектральной оценки, использованный в настоящей работе, состоит в следующем. По корреляционной матрице из системы линейных уравнений Юла—Уокера определяются коэффициенты  $a_n$  обеляющего фильтра порядка  $p$ , превращающего сигнал  $u_k$  в белый шум с дисперсией  $\sigma^2$ :

$$\sum_{n=1}^p B_{mn} a_n = B_m, \quad m = 1, 2, \dots, p, \quad (5)$$

$$\sigma^2 = B_0 - \sum_{n=1}^p a_n B_n,$$

после чего оценка спектра  $G(f)$  вычисляется по формуле

$$G(f) = \frac{2\sigma^2}{\left| 1 - \sum_{n=1}^p a_n e^{i2\pi fn} \right|^2}. \quad (6)$$

Как показал предварительный численный счет, величина  $\sigma^2$  довольно сильно флуктуирует со сменой реализаций сигнала. Поэтому в качестве решающей статистики (т. е. статистики, по значению которой принимается решение о наличии или отсутствии слика) выберем не зависящее от  $\sigma^2$  отношение

$$g = g_1/g_2, \quad g_1 = \int_0^{2/(p+1)} G(t) dt, \quad g_2 = \int_{1/4}^{1/2} G(f) df. \quad (7)$$

Интегрирование в  $g_1$  ведется по интервалу, на котором при наличии слика ожидается увеличение спектральной плотности; на интервале от  $1/4$  до  $1/2$  при  $p \geq 7$  такого увеличения не ожидается. Нормировка на  $g_2$  устраняет влияние не только флуктуаций

$\sigma^2$ , но и медленных трендов сигнала, имеющих место в реальной ситуации как при крупномасштабных (с масштабами  $\bar{L} \gg L$ ) изменениях характеристик волнения, так и вследствие аппаратных уходов.

Интегральный характер статистики  $g$  позволяет, не заботясь о высокой точности воспроизведения деталей тонкой структуры спектра [2], ограничиться приведенной выше простой формой алгоритма вычисления  $G(f)$ .

3. Расчеты проводились при следующих значениях параметров алгоритма:  $p=31, t=25; p=15, t=50; p=7, t=100$ .

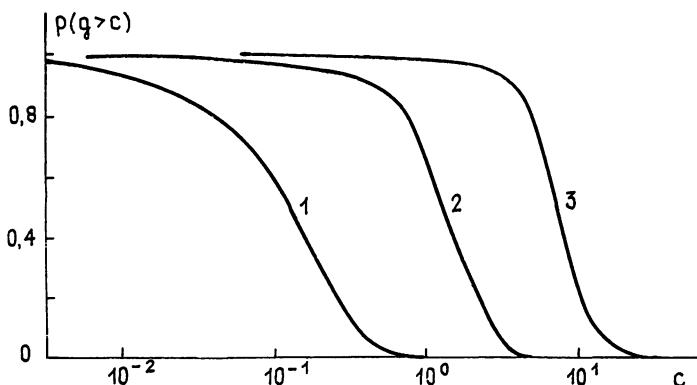


Рис. 1. Вероятность превышения статистикой  $g$  заданного порога  $c$ :

1 —  $b_0 = 0$ ; 2 —  $b_0 = 0,25$ ; 3 —  $b_0 = 0,5$ .

На рис. 1 представлено семейство кривых для варианта  $p=31, t=25$ . Построенные по результатам обработки 500 реализаций сигнала каждая, эти кривые суть вероятность превышения статистикой  $g$  заданного порога  $c$ ; параметром семейства является  $b_0$  — характеристика интенсивности слика. Аналогичные кривые были построены также для двух остальных вариантов  $p, t$ .

Данные табл. 1 иллюстрируют качество классификации ситуаций, отвечающих различным значениям параметра  $b_0$ . В графе «ОФ» (однородный фон) приведены значения вероятности обнаружения слика с параметром  $b_0=0,25$  в отсутствие фоновых слик (т.е. в фоне  $b_0=0$ ), в графе «НФ» (неоднородный фон) — то же для искомого слика с параметром  $b_0=0,5$  в присутствии фоновых слик ( $b_0=0,25$ ); вероятность ложной тревоги всюду равна 0,05.

Как видно из табл. 1, наилучшим образом классификация осуществляется при наибольшем значении  $p$ . Следовательно, для рассматриваемой задачи обнаружения порядок модельного авторегрессионного процесса есть фактор более существенный, нежели степень предварительного сглаживания сигнала, хотя, как отмечалось выше, при заданном значении  $p$  частичное сглаживание улучшает спектральную оценку.

Заметим, что если в (7) подставить спектральную оценку, определенную как фурье-преобразование от корреляционной функции (4), то при входных данных табл. 1 значения вероятности обнаружения на неоднородном фоне оказываются лежащими в пределах 0,15—0,60. Для однородного фона соответствующие значения мало отличаются от приведенных в табл. 1.

Автор благодарен Л. В. Новикову, выполнившему расчеты на ЭВМ.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Калмыков А. И., Пичугин А. П. // Изв. АН СССР. Сер. ФАО. 1981. Т. 17. № 7. С. 754.
2. Nonlinear Methods of Spectral Analysis // Ed. S. Haykin. — Springer-Verlag, Berlin—Heidelberg—New York—Tokyo, 1983. — 263 p.
3. Фукс И. М. // Изв. вузов. Радиофизика. 1966. Т. 9. № 5. С. 876.

Институт прикладной физики  
АН СССР

Поступила в редакцию  
10 августа 1987 г.