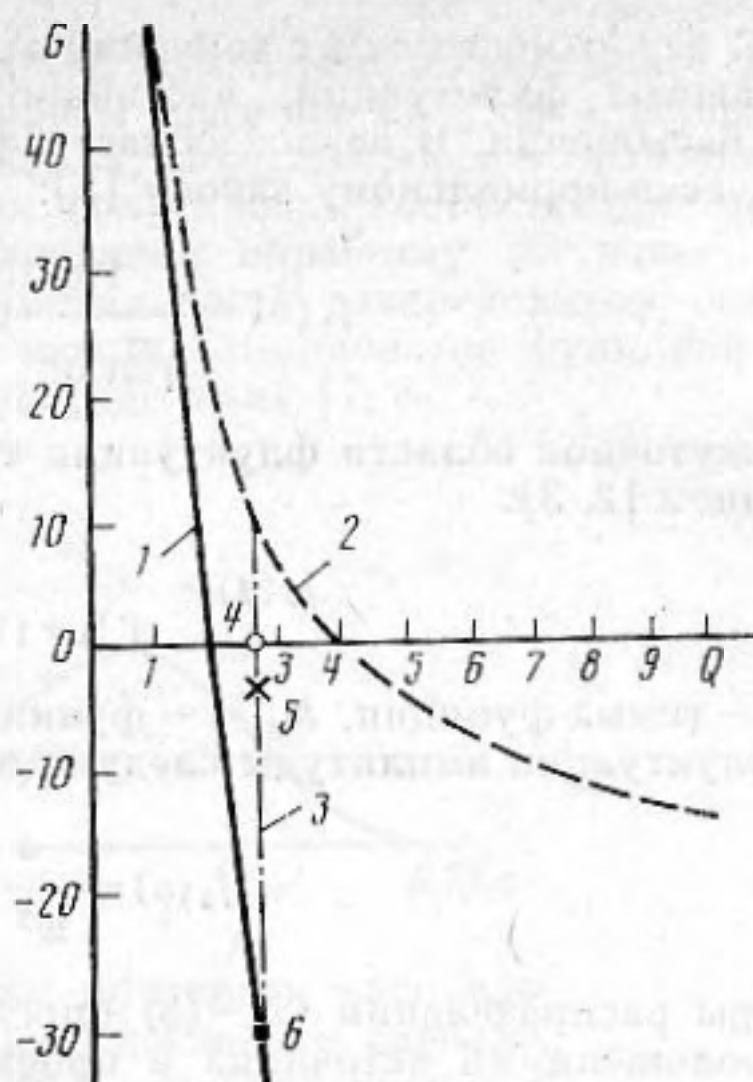


Зависимость дисперсии скорости звука в пористом грунте от относительной плотности частиц и пористости: 1 — $\omega \rightarrow 0$ — статика, 2 — $\epsilon \gg 1$ — динамика, 3 — частотная зависимость дисперсии при $\gamma = 2,65$;

$$a = 2 \cdot 10^{-4} \text{ см } G = \frac{\Delta c}{c_0} / (1 - \Pi),$$

% ($\Delta c = c - c_0$), $Q = \gamma = \rho / \rho_0$, 4 — частота звука 300 кГц (частота вязкой релаксации), 5 — частота звука 100 кГц, 6 — частота звука 10 кГц (квазистатический режим)



На рисунке представлен полный расчет дисперсии звука в приближении большой пористости грунта $(1 - \Pi(z))^2 \ll 1$. Видно, что частотная зависимость дисперсии резко выражена на интервале плотностей $2 \leq \gamma \leq 4$; при $\omega > 0$ небольшой отрицательный скачок возможен для очень мелких частиц грунта ($\epsilon \sim 1$) и достаточно малой пористости. В частности, для частоты 100 кГц $a \approx 2 \cdot 10^{-4}$ см, $\gamma \approx 2,65$ и $\Pi \approx 0,76$ получим $\text{Re } n \approx 1,01$, т. е. скачок $\sim 1\%$, а на частотах 10 кГц и ниже — $\sim 7\%$ (см. рисунок). Вертикальная линия на рисунке означает частотный ход дисперсии при постоянных значениях γ и a . Видно, что для мелкодисперсных структур при $\gamma \geq 2,4 \div 4$ отрицательный скачок хорошо заметен и имеет резко выраженный частотный ход. Однако для реальных морских осадков (распределение размеров и др.) указанный интервал плотностей будет, по-видимому, сдвинут в область больших значений.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Гамильтон Э. Л. Гидроакустические модели морского дна // Акустика морских осадков/Под ред. Хемптона Л. М.: Мир, 1977. С. 176–210.
2. Рытов С. М., Владимирский В. В., Галанин М. Д. Распространение звука в дисперсных системах // ЖЭТФ. 1938. Т. 8. Вып. 5. С. 614–621.
3. Физические основы подводной акустики/Под ред. Мясищева В. И. М.: Сов. радио, 1955. С. 623–625.

Акустический институт
им. Н. Н. Андреева
Академии наук СССР

Поступило в редакцию
20.11.89

УДК 534.232

© 1990 г.

А. А. Симанин

О ВОЗМОЖНОСТИ КЛАССИФИКАЦИИ ВОДНЫХ И ПОВЕРХНОСТНЫХ ЛУЧЕЙ ПО ФЛУКТУАЦИЯМ АМПЛИТУДЫ ПРИНИМАЕМОГО СИГНАЛА

Применение статистического подхода при решении задач распознавания в гидроакустике наталкивается на ряд препятствий, среди которых одно из основных — слабая изученность вероятностных моделей применяемых в настоящее время классификационных признаков. Достаточно исследованными с экспериментальной и теоретической точек зрения являются вопросы, связанные со статистическими характеристиками однолучевых сигналов, распространяющихся во флуктуирующем океане, а также отражающихся от его взволнованной поверхности или неровного дна [1–4]. В настоящем сообщении на основе вероятностных моделей для флуктуаций амплитуды водного [1–3] и поверхностного [4] сигналов синтезируется статистический алгоритм классификации лучей на водные или поверхностные.

Известно [1], что характер флуктуаций амплитуды сигнала, распространяющегося во флуктуирующем океане, определяется параметрами, описывающими степень неоднородности водной среды и пространственную протяженность неоднород-

ностей. В зависимости от их значений выделяют три режима распространения звука: ненасыщенных флуктуаций, частичного насыщения (промежуточная область) и полного насыщения. В первой области флуктуации амплитуды распределены по логарифмически-нормальному закону [1]:

$$f_1(a) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma a} \exp\left(-\frac{(\ln a - \mu)^2}{2\sigma^2}\right). \quad (1)$$

В промежуточной области флуктуации амплитуды принято аппроксимировать K -распределением [2, 3]:

$$f_2(a) = \frac{2b}{\Gamma(\nu+1)} \left(\frac{ba}{2}\right)^{\nu+1} K_\nu(ba), \quad (2)$$

где $\Gamma(\cdot)$ – гамма-функция, $K_\nu(\cdot)$ – функция Макдональда порядка ν . В области насыщения флуктуации амплитуды следуют закону Рэлея [1]:

$$f_3(a) = \frac{a}{w^2} \exp(-a^2/2w^2). \quad (3)$$

Параметры распределений (1)–(3) определяются при этом океанологическими условиями, положениями источника и приемника, а также пространственным спектром случайных неоднородностей, вызывающих флуктуации параметров невозмущенного луча. В дальнейшем их значения предполагаются неизвестными.

Флуктуации амплитуды сигнала, отраженного от взволнованной поверхности или неровного дна, описываются, согласно [4], двухпараметрическим распределением Рэлея – Райса:

$$f_4(a) = \frac{a}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{a^2+a_0^2}{2\sigma^2}\right) I_0\left(\frac{aa_0}{\sigma^2}\right), \quad (4)$$

параметры которого также неизвестны, но связаны простыми соотношениями с центральными моментами соответствующей случайной величины [5, 6].

Статистический алгоритм классификации вытекает из (1)–(4) и состоит в следующем. Обозначим семейства распределений (1)–(4) через $\mathcal{F}_j(\theta_j)$, θ_j – вектор неизвестных параметров j -го семейства, $j=1, \dots, 4$. Пусть $\{a_n\}_{n=1}^N$ – независимая выборка объема N значений амплитуды принимаемого сигнала, извлеченная из некоторого распределения f . Тогда задача о классификации луча по флуктуациям амплитуды принимаемого сигнала сводится к проверке сложной гипотезы

$$H: f \in \sum_{j=1}^3 \pi_j \mathcal{F}_j(\theta_j), \quad (5)$$

где π_j – априорно неизвестные параметры смешивающего распределения, значения которых могут быть 0 или 1, против сложной альтернативы

$$A: f \in \mathcal{F}_4(\theta_4). \quad (6)$$

Если принимается гипотеза H , то невозмущенный луч относится к классу водных, если альтернатива A , то к классу поверхностных.

Вероятностные распределения (1)–(3) и (4) схожи между собой, так что (5), (6) представляет собой задачу различия близких гипотез. Поэтому интересно оценить объем выборки N , необходимый для принятия решения при помощи того или иного критерия с вероятностью ошибки, не выше заданной. Получим оценку N при следующих предположениях: $\pi_3=1$, параметры распределений (3) и (4) известны или оцениваются с большей точностью, $R=a_0^2/\sigma^2 \ll 1$, а для принятия решения используется критерий максимального правдоподобия. Полагая $r=w^2/\sigma^2$, $\xi=(R/2-\ln r)/(1-r(1-R/4))$, $\nu=\xi r$, для вероятностей ошибок первого и второго рода получаем соответственно

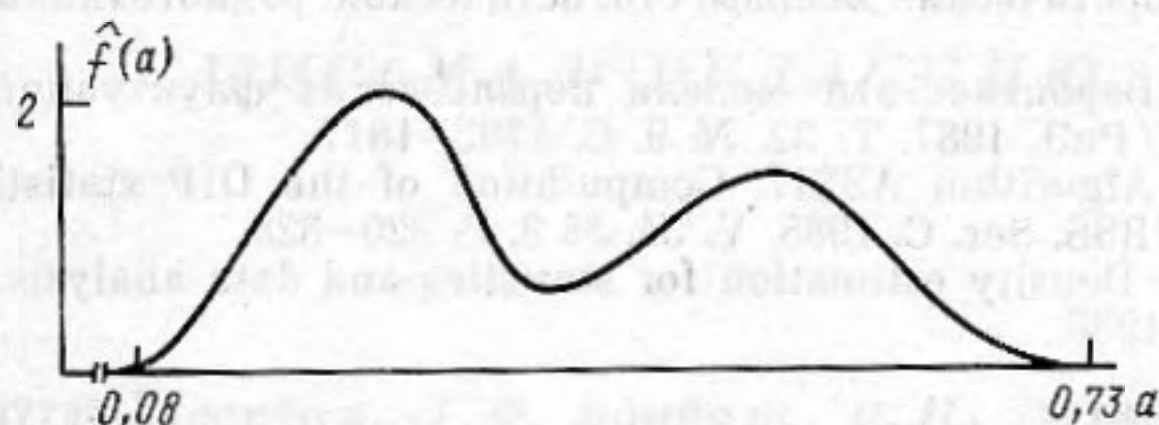
$$\alpha=1-\Gamma(N, N\xi)/\Gamma(N), \quad (7)$$

$$\beta=1-Q(u, v) + e^{-\frac{(u-v)^2}{2}} \sum_{k=1}^N \left(\frac{u}{v}\right)^{k/2} e^{-uv} I_k(uv),$$

где $\Gamma(\cdot, \cdot)$ – неполная гамма-функция, $Q(\cdot, \cdot)$ – функция Маркума, $I_k(\cdot)$ – модифицированная функция Бесселя первого рода порядка k , $u=\sqrt{NR}$, $v=\sqrt{N\nu}$. При $\alpha+\beta/2 \leq 10^{-3}$, $R=0,05$, $r=1,5$ (параметр сдвига распределения (4) мал, а параметры масштаба распределений (3) и (4) отличаются в 1,5 раза) из (7) получаем $N \geq 2 \cdot 10^2$ отсчетов.

Применимость сформулированного алгоритма ограничивается рамками однолучевого приема. Для проверки этого предлагается использовать двухшаговый алгоритм. На первом шаге осуществляется традиционная автокорреляционная обработка, когда по числу ярко выраженных пиков оценки автокорреляционной функции при-

нятого сигнала определяется число пришедших лучей. На втором шаге для сигналов, которые не удается разрешить на первом шаге ни по углу прихода, ни по временной задержке, обрабатывается информация, содержащаяся в огибающей принятого сигнала с учетом различий в факторах фокусировки составляющих сигналов: применяется стандартная программа, реализующая обработку по известному из непараметрической статистики критерию унимодальности распределения, основанному на минимизации верхней грани разности между эмпирической функцией распределения и множеством всех унимодальных распределений [7, 8].



Пример двумодальной оценки плотности распределения флуктуаций огибающей сдвоенного сигнала. Оценка строилась при помощи ядерного метода с использованием БПФ [8]

Работоспособность предложенного алгоритма классификации в случае излучения псевдощумового сигнала с приблизительно постоянным энергетическим спектром с центральной частотой 3,1 кГц и параметром широкополосности 0,01 была проверена на 19 записях огибающих водных сигналов и 7 поверхностных. Время накопления на дистанции 60 км при волнении 4 балла составило 17,5 мин, отсчеты огибающей брались через 1 с. Задача (5), (6) решалась при помощи критерия максимального правдоподобия с оцениваемыми параметрами [5], оценки параметров смешивающего распределения находились перебором их возможных комбинаций, а параметры распределений (1)–(4) оценивались по методу моментов [6]. Для водных сигналов частота принятия правильных решений составила 0,74, для поверхностных — 0,66. Столь существенное отличие от единицы можно объяснить следующими обстоятельствами: недостаточным объемом выборки; приближенным характером теоретических моделей (1)–(4) для узкополосных сигналов и экспериментальными погрешностями измерения, наличием слабой коррелированности выборки отсчетов огибающей.

В условиях эксперимента часть сигналов приходила в приемник по сдвоенным лучам, один из которых был чисто водный, а другой отражался от взволнованной поверхности. Из-за рассеяния на взволнованной поверхности сигналы, приходящие по каждому из этих лучей, отличались факторами фокусировки, что приводило к двумодальности плотности распределения флуктуаций амплитуды суммарного сигнала (см. рис. 1) и отказу от принятия классифицированного решения.

Распределения (1)–(3) не являются общепринятыми. Так, в [4] флуктуации амплитуды водного сигнала предлагается описывать при помощи закона Рэля – Райса, но с другим, чем в (4), априорным диапазоном возможных значений параметра σ : для одного и того же излученного сигнала дисперсия флуктуаций амплитуды принимаемого сигнала, пришедшего по водному пути σ_w^2 , как правило, больше дисперсии флуктуаций амплитуды принимаемого сигнала, отразившегося от поверхности σ_s^2 . Допустим, что, исходя из априорной информации о трассе распространения, удалось установить существование такой границы σ_0 , что для всех поверхностных сигналов $\sigma_s < \sigma_0$, а для всех водных $\sigma_w > \sigma_0$, тогда можно предложить следующий алгоритм классификации лучей. По выборке $\{a_n\}_{n=1}^N$ строим оценки $\hat{\sigma}_N$ и $\text{Var} \hat{\sigma}_N$. Ищем максимальное $P=1-2q$, при котором приближенный доверительный

интервал параметра σ : $|\hat{\sigma}_N - \sigma| < \frac{\text{Var} \hat{\sigma}_N}{\sqrt{N}} X_q$, где $X_q - 100q$ – процентная точка стан-

дартного нормального распределения, лежит целиком слева или справа от σ_0 . В первом случае луч с вероятностью P относится к классу поверхностных, а во втором – с вероятностью P к классу водных. По сравнению с алгоритмом (5), (6) этот метод кажется более простым и надежным, однако он требует соответствующей калибровки трассы распространения при условии ее стационарности, что, как правило, на практике не выполнимо.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Распространение звука во флуктуирующем океане/Под ред. Флатте С. М.: Мир, 1982.
2. *Flatte S., Dashen R., Buehler B., Maciejewski P.* AFAR measurement of intensity and intensity moments // *J. Acoust. Soc. Amer.* 1987. V. 82. № 3. P. 973-980.
3. *Jakeman E., Pusey P.* Significance of *K*-distribution in scattering experiments // *Phys. Rev. Lett.* 1978. V. 40. № 9. P. 546-550.
4. Акустика океана/Под ред. Бреховских Л. М. М.: Наука. 1974.
5. *Левин Б. Р.* Теоретические основы статистической радиотехники. Кн. 2. М.: Сов. радио, 1975.
6. *Шляхин В. М.* Вероятностные модели нерэлеевских флуктуаций радиолокационных сигналов // *РиЭ.* 1987. Т. 32. № 9. С. 1793-1817.
7. *Hartigan P. M.* Algorithm AS217. Computation of the DIP statistic to test for the unimodality // *JRSS. Ser. C.* 1985. V. 34. № 3. P. 320-325.
8. *Silverman B. W.* Density estimation for statistics and data analysis. L.- N. Y.: Chapman and Hall, 1986.

Акустический институт
им. Н. Н. Андреева
Академии наук СССР

Поступило в редакцию
16.01.90