

**КРАТКИЕ СООБЩЕНИЯ
И ПИСЬМА В РЕДАКЦИЮ**

УДК 621.391.519.26

**ОЦЕНИВАНИЕ КАЧЕСТВА ПРОЦЕДУР РАЗЛИЧЕНИЯ
ПРИ ДИСТАНЦИОННОМ ЗОНДИРОВАНИИ**

Б. Л. Новак, В. С. Эткин

1. При исследовании состояния окружающей среды радиофизическими средствами часто возникает необходимость в различении (классификации) сигналов по ограниченному набору признаков каждого класса. Используемые процедуры часто выбираются эвристически, исходя из соображений удобства обработки и т. п. При этом возникает задача оценки качества этих процедур при отсутствии сведений о статистических характеристиках сигналов. В настоящей работе эта задача решается при использовании подхода, изложенного в [1] и состоящего в комбинировании статистического моделирования и построения эмпирических распределений.

Пусть имеется n_0 наборов измерений $\{z_{i1}^0, z_{i2}^0, z_{i3}^0, \dots, z_{ip_i}^0\}$ ($i = 1, 2, 3, \dots, n_0$) в отсутствие полезного сигнала и n_1 наборов $\{z_{i1}^1, z_{i2}^1, z_{i3}^1, \dots, z_{ip_i}^1\}$ ($i = 1, 2, 3, \dots, n_1$) при его наличии. По этим наборам строятся одномерные статистики

$$s_i^0 = s(z_{i1}^0, z_{i2}^0, z_{i3}^0, \dots, z_{ip_i}^0) \quad (i = 1, 2, 3, \dots, n_0)$$

$$s_i^1 = s(z_{i1}^1, z_{i2}^1, z_{i3}^1, \dots, z_{ip_i}^1) \quad (i = 1, 2, 3, \dots, n_1).$$

Используя тот или иной критерий, по s_i^0 ($i = 1, 2, 3, \dots, n_0$) и s_i^1 ($i = 1, 2, 3, \dots, n_1$) строится порог h , который классифицирует сигнал. Пусть при $s < h$ принимается гипотеза H_0 об отсутствии сигнала, а при $s \geq h$ — гипотеза H_1 о его наличии. Тогда вероятности ошибок первого и второго рода имеют вид

$$\alpha = \int_h^\infty f_0(s) ds, \quad \beta = \int_{-\infty}^h f_1(s) ds,$$

где $f_0(s)$ и $f_1(s)$ — неизвестные плотности распределения статистики S в отсутствие и при наличии полезного сигнала соответственно (Здесь и в дальнейшем случайные величины будем обозначать прописными буквами, а их реализации — строчными.)

В качестве критерия качества процедуры естественно принять величину риска $\epsilon = \omega_0 \alpha + \omega_1 \beta$ (ω_0 и ω_1 — веса), а в качестве его оценки $\hat{\epsilon}$ — эмпирическое значение риска. В настоящей работе эмпирическое значение $\hat{\epsilon}$ находится при использовании тех же значений s_i^0 ($i = 1, 2, 3, \dots, n_0$) и s_i^1 ($i = 1, 2, 3, \dots, n_1$), по которым строится классификатор h , т. е., по терминологии [2], применяется C -метод оценивания. В дальнейшем, для определенности, в качестве критерия качества будем использовать величину β при фиксированном значении α , а в качестве оценки $\hat{\beta}$ — его эмпирическое значение $\hat{\beta}$. Качество этой оценки определяется распределением случайной величины $\hat{B} - \beta$.

2. Рассмотрим случайную величину S^{0*} , которая принимает конечное число значений s_i^0 ($i = 1, 2, 3, \dots, n_0$) с равными вероятностями $1/n_0$, и случайную величину S^{1*} , которая принимает значения s_i^1 ($i = 1, 2, 3, \dots, n_1$) с равными вероятностями $1/n_1$. Пусть β^* — значение β , полученное при использовании s_i^{0*} ($i = 1, 2, 3, \dots, n_0$) и s_i^{1*} ($i = 1, 2, 3, \dots, n_1$). Следуя [4], будем аппроксимировать распределение $\hat{B} - \beta$ распределением случайной величины $B^* - \hat{\beta}$ и размахом этого распределения характери-

звать точность соответствующей процедуры различения. Распределение вероятностей $B^* - \hat{\beta}$ строится использованием статистического моделирования. Ниже приведен алгоритм этого построения.

Шаг 1. По известным n_0 значениям s_i^0 ($i=1, 2, 3, \dots, n_0$) статистики S в отсутствие полезного сигнала находится такое минимальное значение порога h , что число m_0 значений s_i^0 , для которых выполняется условие $s_i^0 \geq h$, равно $m_0\alpha$ (α —заданная вероятность ложной тревоги).

Шаг 2. По найденному h из n_1 значений s_i^1 ($i=1, 2, 3, \dots, n_1$) статистики S при наличии полезного сигнала определяется число m_1 таких их значений, для которых выполняется условие $s_i^1 < h$.

Шаг 3. Находится эмпирическая вероятность пропуска сигнала $\hat{\beta} = m_1/n_1$.

Шаг 4. С помощью датчика случайных чисел генерируется целочисленная последовательность $(i_1, i_2, i_3, \dots, i_{n_0})$ реализаций случайной величины I , имеющей распределение

$$\left(\frac{1}{1/n_0}, \frac{2}{1/n_0}, \frac{3}{1/n_0}, \dots, \frac{n_0}{1/n_0} \right).$$

Шаг 5. По последовательности $(i_1, i_2, i_3, \dots, i_{n_0})$ строятся величины s_k^{0*} , равные $s_{i_k}^0$ ($k=1, 2, 3, \dots, n_0$)

Шаги 6, 7. Строятся величины s_k^{1*} ($k=1, 2, 3, \dots, n_1$) аналогично тому, как на шагах 4, 5 строились величины s_k^{0*} ($k=1, 2, 3, \dots, n_0$).

Шаг 8. Переход к шагам 1—3 и нахождение по построенным s_k^{0*} ($k=1, 2, 3, \dots, n_0$) и s_k^{1*} ($k=1, 2, 3, \dots, n_1$) значения β^* , переход к шагу 4 и т. д.

В результате выполнения последовательности шагов 1—8 L раз мы получим L эмпирических вероятностей пропуска сигнала β_j ($j=1, 2, 3, \dots, L$), по которым и строится распределение $B^* - \hat{\beta}$.

3. Приведем результаты применения построенной процедуры к данным натурального эксперимента. Обработывались данные зондирования морской поверхности с авиационного носителя скаттерометром с рабочей длиной волны 2,25 см. В качестве измерений с полезным сигналом были взяты результаты зондирования морской поверхности при наличии интенсивных течений в проливе Фриза в северо-западной части Тихого океана. Измерения в отсутствие полезного сигнала были получены зондированием в открытом океане. Наборы измерений представляли собой значения удельной ЭПР в течение десятиминутных прямолинейных полетов. В нашем распоряжении было 19 таких полетов при наличии полезного сигнала и 10 полетов в его отсутствие. В качестве статистики S использовалась выборочная дисперсия.

Т а б л и ц а 1

Значения выборочной дисперсии, δB^2									
Полезный сигнал присутствует					Полезный сигнал отсутствует				
0,17,	0,40,	0,68,	0,95,		0,97,	0,40,	0,11,	0,28,	0,25
0,46,	0,46,	1,29,	1,09,	0,44	0,02,	0,45,	0,22,	0,32,	0,36
0,09,	1,05,	1,17,	0,68,	0,48					
1,38,	0,06,	0,16,	1,14,	1,02					

Таким образом, мы использовали 19 значений выборочной дисперсии при наличии полезного сигнала и 10 — в его отсутствие. Эти значения представлены в табл. 1. Вероятность ложной тревоги была выбрана равной 0,3. Порог h получился равным 0,40 δB^2 , вероятность пропуска сигнала — 0,263. Применяя описанный выше алгоритм, мы построили распределение $B^* - \hat{\beta}$. Результат этого построения представлен на рис. 1. Для получения такой плавной картины нам потребовалось сделать 10^4 итераций ($L=10^4$). Отметим, что при увеличении L до $2 \cdot 10^4$ распределение практически не изменилось, что дало нам возможность сделать вывод о достаточности величины L . Такое относительно небольшое число необходимых итераций связано, по-видимому, с тем, что распределение $B^* - \hat{\beta}$ дискретно. — B^* может принимать лишь значения k/n_1 ($k=0, 1, 2, 3, \dots, n_1$), т. е. в нашем случае $k/19$. Был построен ин-

тервал, в котором сосредоточено 0,9 полученного распределения. Левая и правая границы интервала получились равными 0,107 и 0,528 соответственно. Если этот интервал (0,107, 0,528) принять за оценку различия сигналов, то полученный результат можно интерпретировать как утверждение, что значение вероятности пропуска цели лежит между 0,107 и 0,528 с уровнем доверия 0,9.

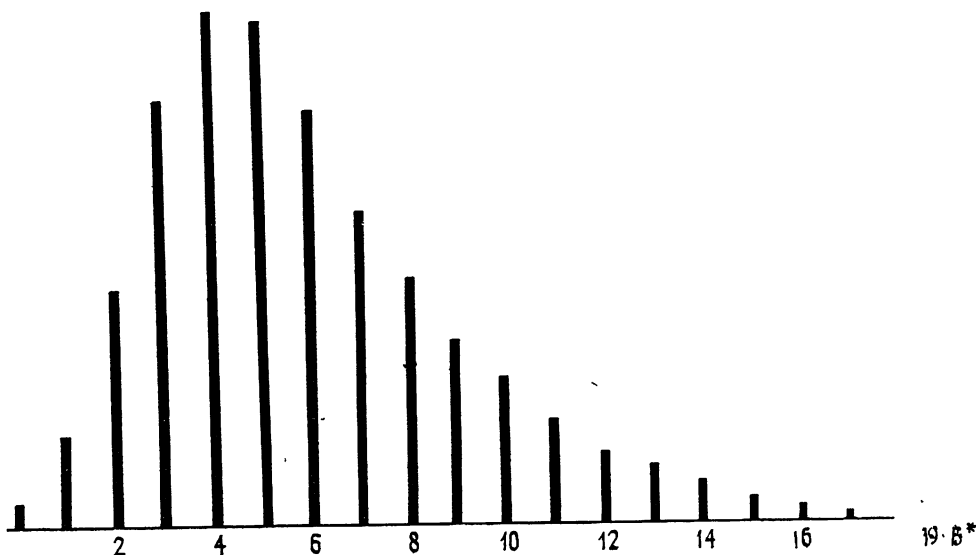


Рис. 1.

Авторы признательны М. Г. Булатову за предоставленные данные натурального эксперимента и Н. В. Сергеевой за помощь в программировании.

ЛИТЕРАТУРА

1. Efron B. — Ann. Stat., 1979, 7, № 1, p. 1.
2. Фукунага К. Введение в статистическую теорию распознавания образов. — М.: Наука, 1979.

Институт космических исследований
АН СССР

Поступила в редакцию
2 июля 1984 г.

УДК 621.372.828

МИКРОПОЛОСКОВЫЕ ЛИНИИ С СЕГНЕТОЭЛЕКТРИЧЕСКОЙ ПЛЕНКОЙ

А. М. Лерер, С. В. Орлов

Целый ряд устройств СВЧ на основе сегнетоэлектрических (СЭ) пленок может быть реализован на основе использования схем, содержащих планарные конденсаторы [1] и микрополосковые линии (МПЛ). Применение планарных сегнетоэлектрических конденсаторов в виде навесных элементов сводит на нет ряд их преимуществ по сравнению с полупроводниковыми диодами. Перспективным представляется использование в качестве основы интегральных схем (ИС) МПЛ на диэлектрической подложке, покрытой СЭ-пленкой. В этом случае все элементы схемы СВЧ могут быть сформированы в пределах одного технологического цикла.

Для того чтобы сконструировать схему на слоистой подложке и избежать селективного травления СЭ-пленки, необходимо рассчитать ИС с учетом влияния пленки на характеристики микрополосковой линии (МПЛ).

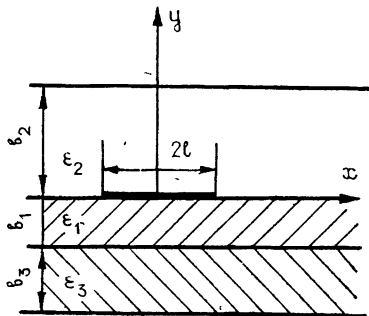


Рис. 3.