

- 6 Пелиновский Е. Н., Степанянец Ю. А. — Изв. вузов — Радиофизика, 1978, 21, № 11, с 1706
7. Гуревич А. В., Питаевский Л. П. — ЖЭТФ, 1973, 65, вып. 2, с. 590.
8. Хруслов Е. Я. — Математический сб, 1976, 99, № 2, с. 261.
9. Накоряков В. Е., Соболев В. В., Шрайбер И. Р. — В сб: Волновые процессы в двухфазных системах — Новосибирск, 1975, с. 5
10. Ostrovsky L. A., Gorshkov K. A., Parko V. V. — Phys Scr., 1979, 20, № 3/4, p. 357
11. Захаров В. Е. — ЖЭТФ, 1971, 6, вып. 3, с 993.

Институт прикладной физики
АН СССР

Поступила в редакцию
11 апреля 1980 г.,
после сокращения
17 февраля 1981 г.

УДК 621.391 2

ОБНАРУЖЕНИЕ СИГНАЛА С ДИСКРЕТНЫМ СПЕКТРОМ

В. Н. Васюков

В некоторых практических приложениях, в частности в радиоастрономии, возникает задача обнаружения сигналов с дискретным спектром. В данной работе строится правило обнаружения такого сигнала при известных частотах дискретных компонент (ДК) и априорно неопределенных интенсивностях ДК. Шум полагается стационарным гауссовым с неизвестной формой спектра. Искомое правило должно обеспечивать максимальную вероятность правильного обнаружения сигнала при фиксированной вероятности ложной тревоги $P_{л.т.}$. Для преодоления априорной неопределенности используется принцип инвариантности [1].

Рассмотрим m -канальный приемник с пространственно-разнесенными каналами, так что шумы в каналах можно считать независимыми; каждый канал содержит n узкополосных фильтров с прямоугольными характеристиками, настроенных на частоты ДК обнаруживаемого сигнала. Путем взятия N независимых отсчетов по времени квадратурных компонент процессов на выходах фильтров получаем выборочный гауссов вектор $X = \{x_{ijk}\}$, где $i = \overline{1, n}$ — номер ДК спектра сигнала, $j = \overline{1, m}$ — номер канала, $k=1$ для косинусной и $k=2$ для синусной квадратурной компоненты, $l = \overline{1, N}$ — номер временного отсчета. Полезным параметром [1] является вектор $M = \{m_{ijk}\}$, образованный математическими ожиданиями компонент вектора X . Мешающий параметр — вектор, образованный стандартными отклонениями $\Sigma = \{\sigma_{ijk}\}$. Задача состоит в проверке гипотезы

H_0 : $m_{ijk} = 0$, $\sigma_{ijk} \in (0, \infty)$ при всех i, j, k , против альтернативы

H_1 : $m_{ijk} \neq 0$, $\sigma_{ijk} \in (0, \infty)$ хотя бы при одном наборе i, j, k .

Сформулированная задача инвариантна [1] относительно группы масштабных преобразований, при которых различные компоненты вектора X умножаются на разные коэффициенты. Максимальным инвариантом (МИ) относительно такой группы служит векторная статистика $T = \{t_{ijk}\}$, где

$$t_{ijk} = \sqrt{N} \frac{x_{ijk}}{\sqrt{\sum_{l=1}^N (x_{ijkl} - \overline{x_{ijk}})^2 / (N-1)}}$$

$$\overline{x_{ijk}} = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N x_{ijkl}.$$

Статистика t_{ijk} имеет нецентральное распределение Стьюдента с N степенями свободы и параметром нецентральности $\theta_{ijk} = \sqrt{N} m_{ijk} / \sigma_{ijk}$. Вектор $\theta = \{\theta_{ijk}\}$ — МИ в параметрическом пространстве. Распределение статистики T при гипотезе не зависит от параметра Σ , поэтому правило, основанное на этой статистике, обеспечивает постоянную вероятность ложной тревоги при любых значениях дисперсии шума. В связи с аналитическими трудностями построения правила применим аппроксимацию распределения Стьюдента. Полагая N достаточно большим ($N > 30$), можно считать распределение статистики t_{ijk} приближенно нормальным со средним θ_{ijk} и единичной дисперсией. При данной аппроксимации семейство распределений статистики T инва-

риантно относительно группы ортогональных преобразований, которые описывают перераспределение мощности сигнала между ДК МИ в выборочном пространстве

является статистика $V(T) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^2 t^2_{ijk}$, имеющая нецентральное χ^2 -распре-

деление с параметром нецентральности $U(\Theta) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^2 \theta^2_{ijk}$, следовательно,

отношение правдоподобия семейства распределений МИ монотонно по V . Тем самым выполнены условия [2] существования равномерно наиболее мощного инвариантного правила, которое имеет вид

$$\varphi(T) = \begin{cases} 1, & V(T) > C \\ 0, & V(T) \leq C' \end{cases}$$

где C определяется заданным уровнем $P_{\gamma, \tau}$

Полученное правило обеспечивает постоянную (с точностью до нормальной аппроксимации t -статистики) вероятность ложной тревоги, не зависящую от уровня шума. Вероятность правильного обнаружения не зависит от распределения мощности сигнала между спектральными компонентами и определяется лишь суммарным отношением сигнал/шум; структура обнаружителя не зависит от формы огибающей спектра сигнала. Правило обнаружения обладает наибольшей мощностью в классе всех инвариантных правил с указанными свойствами. Результаты работы могут быть распространены на случай неизвестных частот ДК, при этом проверка гипотез производится для всех ожидаемых наборов частот ДК.

ЛИТЕРАТУРА

1. Леман Э. Проверка статистических гипотез.— М.: Наука, 1979.
2. Богданович В. А.— Изв. вузов — Радиоэлектроника, 1973, 16, № 1, с. 41.

Ленинградский электротехнический институт им. В. И. Ульянова (Ленина)

Поступила в редакцию
6 июля 1980 г.