

УДК 355.42

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ УСТРОЙСТВ ОБНАРУЖЕНИЯ АКУСТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ ВЫСТРЕЛОВ НА ФОНЕ НЕКОРРЕЛИРОВАННЫХ ВО ВРЕМЕНИ ПОМЕХ

С.Р. ГЕЙСТЕР, Р.В. БЫКОВ, А.В. КУРЕНЁВ

*Военная академия Республики Беларусь
Гуртьева 1, Минск, 220057, Беларусь*

Поступила в редакцию 8 октября 2008

Приведена методика и результаты статистического анализа двух устройств обнаружения, в которых реализованы статистически полученные оптимальные алгоритмы обработки акустических сигналов выстрелов (разрывов).

Ключевые слова: акустический сигнал, статистический анализ, устройство обнаружения.

Введение

В большинстве источников [1–3] проводится статистический анализ устройств обнаружения узкополосных сигналов, у которых амплитуда в пределах длительности сигнала постоянна. Анализ статистических характеристик устройств обнаружения широкополосных вещественных сигналов (к примеру, акустических сигналов выстрелов (разрывов)) [4, 5], у которых амплитуда в пределах длительности сигнала изменяется, в открытой литературе раскрыт слабо. Это связано с тем, что описание закона распределения плотностей вероятностей этих сигналов, как и их отдельных дискретных отсчетов на выходе устройств обработки, для получения статистических характеристик оптимальных (квазиоптимальных) устройств обнаружения на практике является трудоемкой задачей.

Анализ статистических характеристик с относительно высокой точностью возможен путем использования математического моделирования (ММ) сигналов на входе и выходе устройств обработки, используемых в устройствах обнаружения.

Постановка задачи

Для примера, необходимо провести анализ статистических характеристик двух оптимальных устройств обнаружения, структуры которых приведены на рис. 1, 2, полученных для различных условий корреляции дискретных отсчетов полезных сигналов [6]. Первое устройство (рис. 1) получено для случая низкой корреляции дискретных отсчетов полезного сигнала при сохранении энергетических параметров каждого дискретного отсчета. Алгоритм обработки принятого сигнала для первого устройства описывается следующим выражением:

$$z_1 = L_0 + \sum_{n=1}^N k_n f_n^2, \quad (1)$$

где L_0 — смещение; $k_n = \hat{\gamma}_n / \sqrt{\hat{\sigma}_h^2 + \hat{\gamma}_n}$ — весовые коэффициенты, определяемые оценкой отношения сигнал/помеха для n -го дискретного отсчета $\hat{\gamma}_n$ и оценкой средней мощности помехи $\hat{\sigma}_h^2$, которую будем полагать нормальным гауссовским шумом (к примеру, для акустического сигнала выстрела [5] с длительностью фронта избыточного давления 6 мс в начальной

точке, принятого на дальности 10 км, дискретизированного с частотой 1 кГц и отношением сигнал/помеха на входе устройства $\gamma_{\text{вх}} = 10$ зависимость k_n имеет вид, представленный на рис. 3); f_n — дискретные отсчеты входного сигнала, N — число временных дискретных отсчетов, определяемое длительностью полезного сигнала и частотой дискретизации.

Второе устройство [6] (рис. 1) получено для случая высокой корреляции соседних дискретных отсчетов полезного сигнала. Алгоритм обработки принятого акустического сигнала для второго устройства описывается следующим выражением:

$$z_2 = \frac{1}{\sigma_h^2} \sum_{n=1}^N u_n f_n, \quad (2)$$

где u_n — дискретные отсчеты опорного сигнала, который имеет вид, представленный на рис. 4.

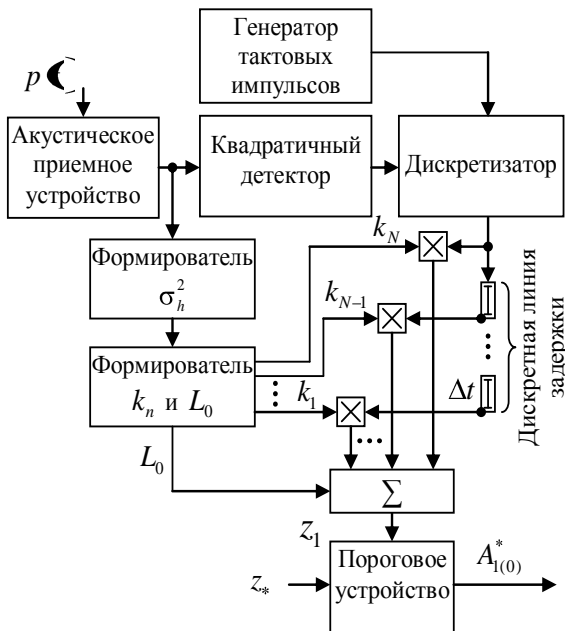


Рис. 1. Структура оптимального устройства обнаружения АС выстрела при отсутствии взаимной корреляции дискретных отсчетов сигнала: $p(t)$ — акустический сигнал

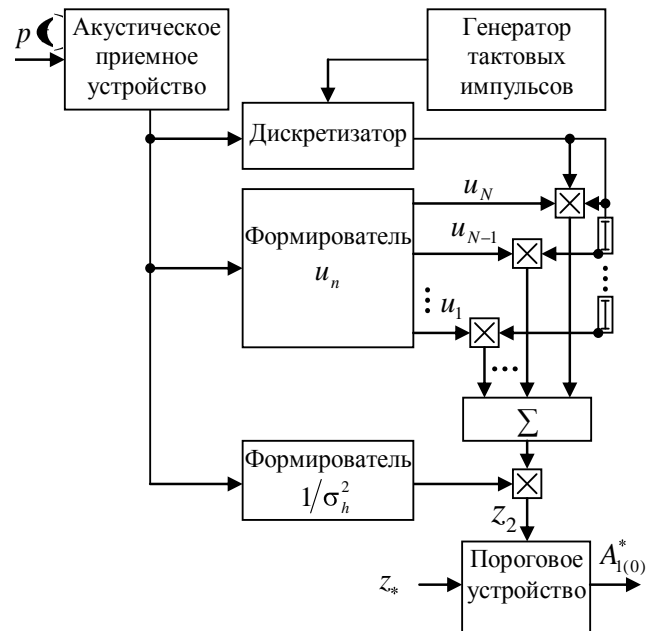


Рис. 2. Структура оптимального устройства обнаружения АС выстрела при высокой взаимной корреляции дискретных отсчетов сигнала

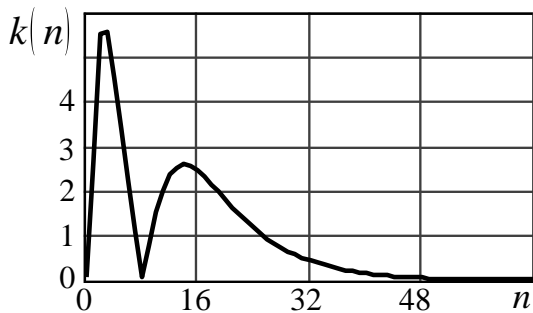


Рис. 3. Внешний вид весовых коэффициентов

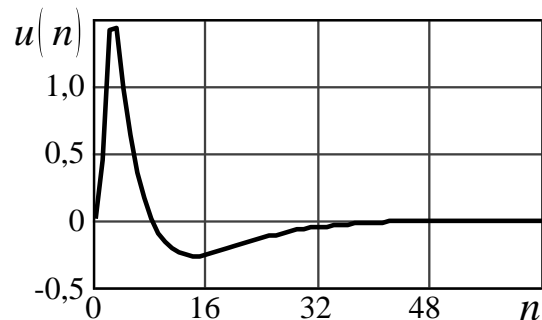


Рис. 4. Внешний вид дискретных отсчетов опорного сигнала

Также необходимо провести статистический анализ характеристик устройств обнаружения, используемых в звукометрической разведке (в автоматизированных звукометрических комплексах), для которых статистический анализ ранее не проводился [7]. Структура используемого устройства имеет вид, представленный на рис. 5. Принцип работы этого устройства заключается в фильтрации принятого сигнала в заданной полосе частот, а именно от 1 до 150 Гц.

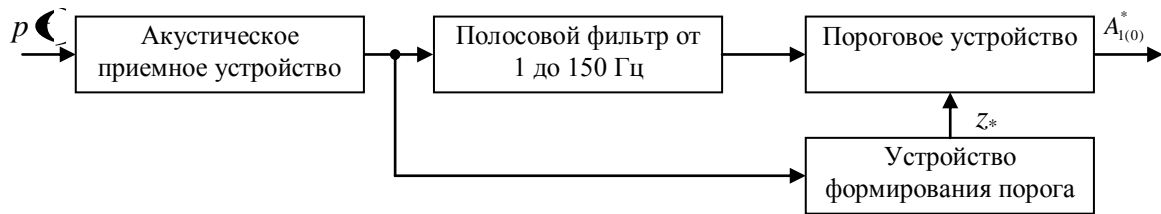


Рис. 5. Упрощенная структура устройства обнаружения АЗК-5(7)

Решение $A_{1(0)}^*$ о наличии (отсутствии) полезного сигнала во всех трех приведенных устройствах принимается по величине сигнала на выходе устройства обработки.

Определение характеристик обнаружения

Для аналитического определения статистических характеристик устройств обнаружения (зависимость вероятности правильного обнаружения от отношения сигнал/помеха на входе устройств обработки при фиксированной вероятности ложной тревоги) требуется:

определить одномерные плотности вероятностей помехи p_0 и аддитивной смеси полезного сигнала и помехи p_1 на выходе устройств обработки;

определить значение порога z_* для фиксированной вероятности ложной тревоги $F = \text{const}$ и путем интегрирования p_1 от величины порога до бесконечности определить зависимость вероятности правильного обнаружения D от отношения сигнал/помеха на входе обнаружителя $\gamma_{\text{вх}}$.

Плотность вероятности (ПВ) дискретных отсчетов помехи на входе акустического приемного устройства (на входе устройства обработки) полагаем нормальной, т.е.

$$p f_n^h = 2\pi\sigma_{h,n}^2^{-1/2} \exp\left[-f_n^h{}^2 / 2\sigma_{h,n}^2\right], \quad (3)$$

где $\sigma_{h,n}^2$ — средняя мощность n -го дискретного отсчета помехи на входе устройства обработки, которую для всех дискретных отсчетов полагаем равной σ_h^2 .

В результате обработки принятого сигнала в соответствии с алгоритмом (1) принятый сигнал претерпевает квадратичное детектирование и весовое суммирование.

Плотность вероятности квадрата нормально-распределенной случайной величины, на выходе квадратичного детектора (рис. 1), определяется [8] выражением:

$$p x = \frac{1}{\sqrt{2\sigma_h^2 x}} \exp\left(-\frac{x}{2\sigma_h^2}\right), \quad (4)$$

где $x = f_n^h{}^2$ — квадрат n -го дискретного отсчета помехи.

Одномерная ПВ результатов весового суммирования квадратов дискретных отсчетов, имеющих плотность вероятности (4), аналитического выражения не имеет [1], а может быть аппроксимировано. Наиболее приемлемым для описания одномерной ПВ сигнала на выходе устройства обработки (рис. 1), в случае присутствия на его входе только помехи, без учета смещения L_0 является выражение:

$$p_0(z) = \begin{cases} \frac{\exp\left(-\frac{z+m}{2\sigma_{h0,n}^2}\right)}{2\sigma_{h_{-v,n}}^2 \prod_{\substack{n=1 \\ k \neq n}}^N \left(1 - \frac{\sigma_{h0,k}^2}{\sigma_{h0,n}^2}\right)}, & \text{при } z \geq 0 \text{ и } \frac{\sigma_{h_{-v,k}}^2}{\sigma_{h_{-v,n}}^2} < 1; \quad n, k = \overline{1, N}; \\ 0, & \text{при } z < 0, \end{cases} \quad (5)$$

где $\sigma_{h0,n}^2 = \frac{\sigma_h^2 \tilde{\gamma}_{\text{вх},n}}{\hat{\sigma}_h^2 \tilde{\gamma}_{\text{вх},n} + 1}$ — средняя мощность дискретного отсчета помехи, получаемая в результате перемножения средней мощности помехи на входе устройства обработки и весового коэффициента; $\hat{\sigma}_h^2$ — оценка средней мощности помехи на входе устройства обработки; $\tilde{\gamma}_{\text{вх},n}$ — априорная оценка отношения сигнал/помеха для каждого дискретного отсчета принятого сигнала; v и m — дополнительный множитель и смещение, определяемые ММ (к примеру, используя χ^2 (хи-квадрат) критерий для вычисления весовых коэффициентов, представленных на рисунке 3 и $\hat{\sigma}_h^2 = \sigma_h^2$ величины $v=1,25$ и $m=0,9$).

Одномерная плотность вероятности, определяемая (5), имеет вид, представленный на рисунке 6.

Соответственно, вероятность ложной тревоги F в зависимости от величины порога z_* путем интегрирования (5) в пределах от z_* до ∞ определяется выражением

$$F(z_*) = \sum_{n=1}^N \frac{\exp\left(-\frac{z_*+m}{2\sigma_{h0,n}^2}\right)}{\prod_{\substack{n=1 \\ k \neq n}}^N \left(1 - \frac{\sigma_{h0,k}^2}{\sigma_{h0,n}^2}\right)}. \quad (6)$$

Одномерная плотность вероятности суммы дискретных отсчетов помехи на выходе устройства обработки 2 (рис. 2) в результате перемножения с отсчетами опорного сигнала u_n и нормировкой по средней мощности этой помехи является [2] нормальной:

$$p_0(z) = \frac{1}{\sqrt{\pi\sigma_{h\Sigma}^2}} \exp\left[-\frac{z^2}{2\sigma_{h\Sigma}^2}\right], \quad (7)$$

где $\sigma_{h\Sigma}^2 = \sum_{n=1}^N 4 \frac{u_n^2 \sigma_h^2}{\hat{\sigma}_h^4}$ — средняя мощность помехи на выходе устройства обработки.

Это подтверждается результатами ММ, представленными на рис. 7.

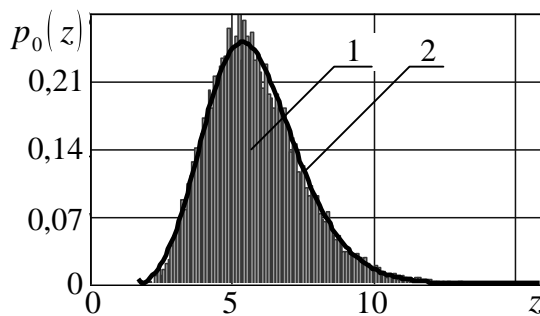


Рис. 6. Вид плотности вероятности на выходе устройства обработки 1: 1 — гистограмма, полученная ММ; 2 — кривая, полученная аналитически

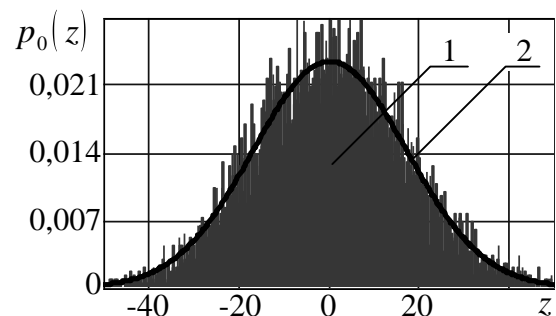


Рис. 7. Вид плотности вероятности помехи на выходе устройства обработки 2

Зависимость вероятности ложной тревоги от величины порога в соответствии с (7) определяется выражением

$$F_{z_*} = 1 - \Phi \left[z_* / \sqrt{2} \sigma_{h\Sigma} \right], \quad (8)$$

где $\Phi \left[x \right] = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x \exp \left(-t^2 \right) dt$ — интеграл вероятности.

Аналогично с (8) определяется аналитическая зависимость вероятности ложной тревоги от величины порога для используемых в существующих автоматизированных звукометрических комплексах АЗК-5(7) устройствах обнаружения.

Так как полосовая фильтрация временной структуры сигнала является линейным преобразованием, закон распределения дискретных отсчетов помехи, как видно из рисунка 8, сохраняется. Отличиями между законами распределения помехи на входе и выходе полосового фильтра являются только параметры закона распределения. Соответственно, зависимость вероятности ложной тревоги от величины порога определяется однотипным с (8) выражением

$$F_{z_*} = 1 - \Phi \left[z_* / \sqrt{2} \sigma_{h_\Phi} \right], \quad (9)$$

где $\sigma_{h_\Phi}^2$ — средняя мощность помехи на выходе полосового фильтра.

Определение аналитической зависимости вероятности правильного обнаружения от величины порога D_{z_*} , а, тем более, зависимости вероятности правильного обнаружения от величины отношения сигнал/помеха при фиксированной вероятности ложной тревоги $D_{\gamma_{\text{вх}}}$ часто является трудноразрешимой задачей.

Таким образом, для определения вероятности правильного обнаружения необходимо воспользоваться следующей методикой, в основе которой лежит ММ сигналов на входе и выходе устройств обработки.

1. Численным методом [9] из аналитического выражения для фиксированной вероятности ложной тревоги определяется значение порога z_* .
2. Путем ММ временной структуры сигнала на входе устройства обнаружения строится гистограмма, определяющая одномерную плотность вероятности аддитивной смеси полезного сигнала и помехи на выходе устройства обработки $p_1(z)$. (10)
3. Суммированием всех элементов полученной гистограммы, находящихся правее z_* , определяется вероятность правильного обнаружения D .
4. Изменяя отношение сигнал/помеха входного сигнала и повторяя п. 1, 2, методики определяются характеристики обнаружения $D(\gamma_{\text{вх}})$.

В соответствии с методикой (10) для трех рассматриваемых устройств с учетом (6), (8), (9) путем математического моделирования получены характеристики обнаружения, представленные на рис. 9.

Для математического моделирования использованы следующие параметры акустических сигналов выстрелов и исследуемых устройств:

длительность фронта избыточного давления АС выстрела в начальной точке $T_{\text{ИД}} = 6$ мс, дальность до источника выстрела изменялась по нормальному закону с математическим ожиданием $M_R = 10$ км и дисперсией $\sigma_R^2 = 10$ км²;

частота дискретизации $F_d = 1$ кГц, суммарный коэффициент погонного затухания воздушной среды на частоте $f = 1$ Гц фиксирован и равен $\delta_z = 10^{-9}$ с²/м.

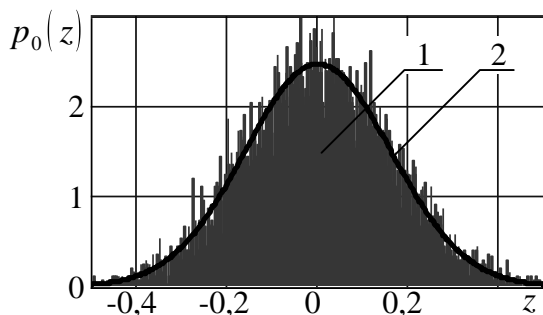


Рис. 8. Вид плотности вероятности дискретного отсчета помехи на выходе полосового фильтра: 1 — гистограмма, полученная ММ; 2 — кривая, полученная аналитически

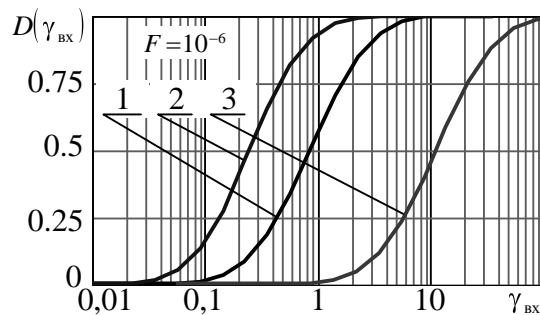


Рис. 9. Характеристики устройств обнаружения: 1 — характеристики устройства обнаружения 1; 2 — характеристики устройства обнаружения 2; 3 — характеристики реализованного устройства обнаружения

Из рис. 9 видно, что наилучшими характеристиками обнаружения обладают устройства, полученные в результате статистического синтеза [6]. Соответственно, путем замены используемых в АЗК-5(7) устройств обработки на оптимальные возможно увеличить дальность обнаружения акустических сигналов выстрелов (разрывов) с целью ведения разведки источников этих сигналов с учетом внешних факторов [4, 5] не менее чем на 50 %.

Заключение

В статье приведена методика, которая может быть использована для определения характеристик любых типов обнаружителей. Недостатками данной методики являются: высокие вычислительные затраты при построении гистограмм, определяющих одномерные плотности вероятностей аддитивной смеси полезных сигналов и помех на выходе анализируемых устройств, что влечет за собой погрешности в определении статистических характеристик; наличие аналитического выражения для зависимости вероятности ложной тревоги от величины порога. Однако основным достоинством этой методики является возможность определения характеристик обнаружения при отсутствии информации о плотности вероятности аддитивной смеси полезного сигнала и помехи на выходе устройства обработки, используемого в обнаружителе. Также к достоинствам методики можно отнести возможность определения поведения устройств обнаружения при неоптимальном приеме вещественных сигналов.

Таким образом, разработанная методика позволяет проводить анализ устройств обнаружения без определения аналитических выражений для статистических характеристик разрабатываемых устройств.

THE STATISTICAL ANALYSIS OF ACOUSTIC SIGNALS OF SHOTS ON A BACKGROUND OF NOT CORRELATIVE IN TIME JAMS DETECTION DEVICES

S.R. GEYSTER, R.V. BYKAU, A.V. KURENEV

Abstract

The technique and results of two detection devices statistical analysis in which statistically received optimum algorithms of shots acoustic signals processing are realized are carried out.

Литература

1. *Миддлтон Д.* Введение в статистическую теорию связи. Т. 2 / Пер. с англ. Б.А. Смиренина под ред. Б.Р. Левина. М., 1962.
2. *Левин Б.Р.* Теоретические основы статистической радиотехники. Т. 1. М., 1966.
3. *Охрименко А.Е.* Основы радиолокации и радиоэлектронная борьба. М., 1983. Ч. 1: Основы радиолокации.
4. *Гейстер С.Р., Быков Р.В.* // Вестн. Воен. академии РБ. 2006. № 2,
5. *Гейстер С.Р., Быков Р.В.* // Вестн. Воен. академии РБ. 2007. № 4.
6. *Гейстер С.Р., Быков Р.В., Куренев А.В.* // Докл. БГУИР. 2008. Т. 6, №8. С. 5–11.
7. Артиллерийская звуковая разведка / Холохоленко Л.А. и др. Под общ. ред. Л.А. Холохоленко. М., 1993.
8. *Тихонов В.И.* Статистическая радиотехника / В.И. Тихонов. М., 1982.
9. *Васильков Ю.В., Василькова Н.Н.* Компьютерные технологии вычислений в математическом моделировании. М., 1999.