

## ЭФФЕКТИВНОСТЬ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ РЧС

УДК 621.396

## РАДИОЧАСТОТНЫЙ КОНТРОЛЬ НА ОСНОВЕ СРАВНЕНИЯ ФОРМ СПЕКТРОВ ЭЛЕКТРОМАГНИТНЫХ КОЛЕБАНИЙ

А.А. Былинкин, доцент кафедры ИТ-5 «Защита информации» Московского государственного университета приборостроения и информатики, к.т.н.; andrbylinkin@mail.ru

**Ключевые слова:** обнаружение, сигнал, помеха.

**Введение.** Контроль сигналов технических средств (бытовых, вычислительных, специальных) на фоне внешних помех – актуальное направление в области информационной безопасности [1, 2]. Для решения задач радиочастотного контроля на объекте широко используются одноканальные и многоканальные комплексы [1, 3], позволяющие обнаруживать и распознавать сигналы технических средств с заданными вероятностными характеристиками.

Основным методом обнаружения сигналов является сравнение мощностей электромагнитных колебаний, принятых в двух пространственно разнесенных точках – вблизи предполагаемого места расположения источника сигнала (точка 1 в помещении объекта) и в удаленной от указанного места опорной точке (точка 2 на территории объекта либо за его пределами). Решение об обнаружении сигнала технического средства в помещении объекта принимается, если на заданной частоте мощность электромагнитного колебания в точке 1 превышает аналогичный показатель в точке 2 на заданную величину.

Задача обнаружения усложняется отсутствием априорной информации о параметрах сигнала и наличием в радиоканале множества внешних помех (радиосигналы теле- и радиовещательных станций, сотовой связи и т.д.). Мощности внешних помех в точках пространства могут различаться. На отдельных частотах мощность помех в точке 1 может быть существенно выше, чем в точке 2, что нередко приводит к ложным срабатываниям комплекса радиочастотного контроля. Если же мощность помех в точке 2 существенно выше, чем в точке 1, велика вероятность пропуска сигнала.

Повысить эффективность обнаружения сигналов на фоне внешних помех можно с помощью алгоритма принятия решения, построенного на сравнении форм спектров электромагнитных колебаний в двух точках [4, 5]. Решение задачи обнаружения основано на том, что формы спектров внешней помехи в различных точках пространства могут обладать высокой степенью схожести, а формы спектров обнаруживаемого сигнала и внешней помехи заметно различаться.

Алгоритм обнаружения строится с учетом технических характеристик применяемого комплекса радиочастотного контроля и специфики выбора точек в пространстве для приема электромагнитных колебаний. Если спектры электромагнитных колебаний, полученные в разных точках пространства, схожи по форме, принимается решение об отсутствии сигнала, если выявлены различия – о наличии сигнала. Степень схожести или различия в формах спектров определяется в общем случае решающей функцией, на базе которой строится алгоритм обнаружения.

В настоящей статье представлены синтез и анализ эффективности алгоритма обнаружения сигнала на основе сравнения форм спектров электромагнитных колебаний в двух точ-

ках пространства. Данный алгоритм позволяет обнаружить сигнал при условии временной стационарности спектра внешней помехи.

**Постановка задачи.** Допустим, что в точках 1 и 2 комплекс радиочастотного контроля производит поочередный (сначала в точке 1, затем в точке 2) прием электромагнитных колебаний. В точке 1 для этих целей используются антенны с круговой диаграммой направленности, в точке 2 – направленные антенны, максимум диаграммы направленности которых ориентирован на источник внешней помехи. Затем в каждой из точек осуществляются аналого-цифровое преобразование принятых электромагнитных колебаний, дискретное преобразование Фурье и запись последовательностей комплексных амплитуд в память комплекса для последующей обработки. Комплекс может иметь как один приемный канал, так и два, переключаемых посредством антенного коммутатора.

Предположим, что мощность принимаемого в точке 2 сигнала существенно меньше мощности внутренних помех (собственных шумов) комплекса. Мощность внешней помехи в обеих точках многократно превышает мощность собственных шумов. Спектры помехи в этих точках пространства схожи по форме. При указанных выше условиях верными являются соотношения

$$F2_m \ll Y_0, Y_0 \ll G1_m, G2_m, \quad (1)$$

где  $G1_m = G_m$  – спектральная плотность мощности (СПМ) внешней помехи на  $m$ -й частоте в точке 1;  $F2_m$  – СПМ сигнала в точке 2;  $G2_m$  – СПМ помехи на  $m$ -й частоте в точке 2;  $m = 1 \dots M$ ;  $M$  – количество анализируемых частотных отсчетов (ширина анализируемой полосы частот);  $Y_0$  – СПМ собственных шумов аппаратуры.

Таким образом, в процессе разработки алгоритма можно пренебречь СПМ  $F2_m$  и СПМ  $Y_0$ .

Будем считать, что в точке 2 СПМ помехи определяется формулой

$$G2_m = \beta G_m, \quad (2)$$

где  $\beta$  – коэффициент пропорциональности между спектральными плотностями мощности внешней помехи в двух точках пространства.

На вход блока алгоритма обработки комплекса поступают спектральные данные, которые можно представить в виде вектора-столбца квадратурных составляющих:

$$Z_{l,m} = \{z_{l,m}^{1(c)}, z_{l,m}^{1(s)}, z_{l,m}^{2(c)}, z_{l,m}^{2(s)}\}^T,$$

где  $z_{l,m}^{1(c)}, z_{l,m}^{2(c)}$  – косинусные, а  $z_{l,m}^{1(s)}, z_{l,m}^{2(s)}$  – синусные составляющие комплексных амплитуд  $m$ -го частотного отсчета, полученные в точках 1 и 2 пространства;  $l$  – номер наблюдаемой реализации электромагнитного колебания ( $l = 1 \dots L$ );  $L$  – общее количество наблюдаемых реализаций.

Выражения для наблюдаемых колебаний в спектральной области могут быть представлены:

• по гипотезе  $H_0$  (отсутствие сигнала в принятом колебании) в виде

$$Z_{l,m} = P_{l,m} + N_{l,m},$$

где  $P_{l,m} = \{p1_{l,m}^{(c)}, p1_{l,m}^{(s)}, p2_{l,m}^{(c)}, p2_{l,m}^{(s)}\}^T$  – вектор-столбец квадратурных составляющих внешних помех;  $N_{l,m} = \{n1_{l,m}^{(c)}, n1_{l,m}^{(s)}, n2_{l,m}^{(c)}, n2_{l,m}^{(s)}\}^T$  – вектор-столбец квадратурных составляющих собственных шумов комплекса;

• по гипотезе  $H_1$  (присутствие сигнала в принятом колебании) в виде

$$Z_{l,m} = S_{l,m} + P_{l,m} + N_{l,m},$$

где  $S_{l,m} = \{s1_{l,m}^{(c)}, s1_{l,m}^{(s)}, s2_{l,m}^{(c)}, s2_{l,m}^{(s)}\}^T$  – вектор-столбец квадратурных составляющих принятого сигнала.

Предполагается, что обнаруживаемый сигнал, помеха и собственные шумы комплекса имеют гауссово распределение с нулевыми математическими ожиданиями; косинусные и синусные составляющие их комплексных амплитуд являются независимыми.

Принимая во внимание процедуру поочередного приема электромагнитных колебаний в двух точках, а также условия (1) и (2), ковариационные матрицы принятых спектральных данных можно представить:

• по гипотезе  $H_0$  в виде

$$K_m^{(0)} = M\{Z_{l,m}Z_{l,m}^T | H_0\} = \begin{pmatrix} \frac{G_m}{2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{G_m}{2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{\beta G_m}{2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{\beta G_m}{2} \end{pmatrix}, \quad (3)$$

где  $M\{\dots\}$  – оператор математического ожидания;

• по гипотезе  $H_1$  в виде

$$K_m^{(1)} = M\{Z_{l,m}Z_{l,m}^T | H_1\} = \begin{pmatrix} \frac{G_m + F_m}{2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \frac{G_m + F_m}{2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{\beta G_m}{2} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{\beta G_m}{2} \end{pmatrix}, \quad (4)$$

где  $F_m$  – СПМ сигнала на  $m$ -й частоте в точке 1.

Учитывая [6] и матрицы (3), (4), функции правдоподобия  $W(H_0)$  и  $W(H_1)$  можно представить в виде

$$W(H_0) = \left(\frac{1}{\pi\sqrt{\beta}}\right)^{2LM} \prod_{m=1}^M \frac{1}{G_m^{2L}} \exp\left\{-\frac{\beta \sum_{l=1}^L |z1_{l,m}|^2 + \sum_{l=1}^L |z2_{l,m}|^2}{\beta G_m}\right\};$$

$$W(H_1) = \left(\frac{1}{\pi}\right)^{2LM} \prod_{k=1}^M \frac{1}{(G_m + F_m)^L \beta^L G_m^L} \exp\left\{-\frac{\beta \sum_{l=1}^L |z1_{l,m}|^2 - \sum_{l=1}^L |z2_{l,m}|^2}{G_m + F_m} - \frac{\sum_{l=1}^L |z2_{l,m}|^2}{\beta G_m}\right\}.$$

Используя функции правдоподобия  $W(H_0)$  и  $W(H_1)$ , требуется разработать алгоритм обнаружения сигнала.

**Синтез алгоритма обнаружения сигнала.** Априорные плотности вероятности параметров  $\beta$ ,  $G_m$ ,  $F_m$ , присутствующих в

функциях правдоподобия  $W(H_0)$  и  $W(H_1)$ , неизвестны. В этой связи для синтеза решающего правила предлагается использовать обобщенный метод максимума правдоподобия [7]:

$$\Lambda = \frac{\max_{\beta, G_m, F_m} W(H_1)}{\max_{\beta, G_m} W(H_0)}.$$

В процессе нахождения максимально правдоподобных оценок функции  $W(H_0)$  получена система уравнений:

$$\begin{cases} \beta = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \frac{\sum_{l=1}^L |z2_{l,m}|^2}{G_m}; \\ G_m = \frac{1}{2} \left( \frac{\sum_{l=1}^L |z2_{l,m}|^2}{\beta} + \frac{\sum_{l=1}^L |z1_{l,m}|^2}{\beta} \right). \end{cases} \quad (5)$$

Первое уравнение системы (5) с учетом второго уравнения можно представить как

$$\sum_{m=1}^M \frac{1}{1 + \frac{\beta - (1/b_m)}{2/b_m}} = M, \quad (6)$$

где

$$b_m = \frac{\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z1_{l,m}|^2}{\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z2_{l,m}|^2}.$$

Предполагается, что  $\varepsilon_m = \beta - \frac{1}{b_m}$  – малая величина. В общем случае значение  $\varepsilon_m$  существенно зависит от количества наблюдений  $L$  и априорно неизвестного коэффициента  $\beta$ . По результатам проведенного моделирования в среде Matlab для  $\varepsilon_m$  с доверительной вероятностью 0,95 были получены следующие доверительные интервалы:  $(-0,1\beta, 0,1\beta)$  при  $L=1000$ ,  $(-0,05\beta, 0,05\beta)$  при  $L=5000$  и  $(-0,01\beta, 0,01\beta)$  при  $L=50\ 000$ . Дальнейшее уменьшение ширины доверительного интервала величины  $\varepsilon_m$  связано с большими временными затратами. Из-за неопределенности коэффициента  $\beta$  проблематично задание значения  $L$ , при котором  $\varepsilon_m$  будет действительно малой величиной. Поэтому на этапе синтеза предлагается считать, что коэффициенту  $\beta$  соответствует такое значение  $L$ , при котором выполняется условие малой величины  $\varepsilon_m$ . Как будет показано ниже, алгоритм обнаружения может эффективно работать и при значительно меньших значениях  $L$ .

Используя разложение в ряд выражения под знаком суммы в (6) в окрестности точки  $\frac{1}{b_m}$ , можно получить

$$\frac{1}{1 + \frac{\beta - (1/b_m)}{2/b_m}} \approx 1 - \frac{\beta - (1/b_m)}{2/b_m}.$$

При этом приближенные максимально правдоподобные оценки неизвестных параметров функции правдоподобия  $W(H_0)$  можно представить в виде

$$\begin{cases} \hat{\beta} \approx \frac{1}{\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M b_m}; \\ \hat{G}_m \approx \frac{1}{2} \left( \frac{\sum_{l=1}^L |z2_{l,m}|^2}{\hat{\beta}} + \frac{\sum_{l=1}^L |z1_{l,m}|^2}{\hat{\beta}} \right). \end{cases} \quad (7)$$

В процессе нахождения максимально правдоподобных оценок функции правдоподобия  $W(H_1)$  получим систему уравнений:

$$\left\{ \begin{aligned} \beta &= \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z_{2l,m}|^2; \\ \frac{1}{(G_m + F_m)^2} \left( \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z_{1l,m}|^2 - (G_m + F_m) \right) + \frac{1}{G_m^2} \left( \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z_{2l,m}|^2 - G_m \right) &= 0; \\ G_m + F_m &= \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z_{1l,m}|^2. \end{aligned} \right. \quad (8)$$

Анализ (8) показал, что максимальное значение функции правдоподобия  $W(H_1)$  достигается при  $\beta$  и  $G_m$ , зависящих от величины  $F_m$ , которая может принимать различные значения. Вместе с тем из (8) следуют выражения

$$\left\{ \begin{aligned} \beta G_m &= \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z_{2l,m}|^2; \\ G_m + F_m &= \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L |z_{1l,m}|^2. \end{aligned} \right. \quad (9)$$

Подставив максимально правдоподобные оценки (7) в выражение для  $W(H_0)$  и (9) в выражение для  $W(H_1)$ , решающее правило можно представить в виде

$$\lambda(b) = \prod_{m=1}^M \left( \frac{b_m + \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M b_m}{\sqrt{b_m \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M b_m}} \right) \begin{cases} H_1 \\ \leq h \\ H_0 \end{cases}$$

где  $\lambda(b)$  – решающая функция;  $b$  – совокупность значений  $b_m, m=1...M$ ;  $h$  – порог обнаружения.

Таким образом, алгоритм обнаружения сигнала заключается в вычислении решающей функции  $\lambda(b)$  и в последующем сравнении ее значения с порогом  $h$ .

**Исследование эффективности алгоритма обнаружения сигнала** проводилось путем математического моделирования в среде Matlab. Целью моделирования являлось построение рабочих характеристик приемника (РХП) [8] – зависимостей вероятности правильного обнаружения от вероятности ложной тревоги.

В процессе формирования сигнала и помехи использовался генератор нормально распределенных величин. Спектральные плотности мощности сигнала и помехи были заданы с помощью функции

$$f(m) = \frac{2V\alpha}{\alpha^2 + (m - m_0)^2},$$

где  $V, \alpha, m_0$  – параметры, определяющие конкретный вид СПМ колебания.

Моделирование проводилось при  $\beta=20, M=256$ . Число статистических испытаний – 2000. Выбор достаточно большого количества наблюдений  $L$ , при котором будет справедливо разложение в ряд выражения (6), для решения отдельных практических задач обнаружения неприемлем: измерение СПМ должно проводиться с минимальными временными затратами. Поэтому в процессе моделирования оценивалась возможность применения алгоритма при значительно меньшем количестве наблюдений  $L$ , в частности равном 25.

В качестве меры схожести форм СПМ сигнала и СПМ помехи использовался коэффициент  $R$ , а в качестве схожести форм СПМ помехи в точках пространства – коэффициент  $K$ , являющиеся аналогами коэффициента корреляции [9]:

$$R = \frac{\sum_{m=1}^M G_{1m} F_m}{\sqrt{\sum_{m=1}^M G_{1m}^2 \sum_{m=1}^M F_m^2}}; \quad K = \frac{\sum_{m=1}^M G_{1m} G_{2m}}{\sqrt{\sum_{m=1}^M G_{1m}^2 \sum_{m=1}^M G_{2m}^2}}.$$

На рис. 1 представлены РХП для разработанного алгоритма при отношении сигнал/помеха  $H=-3$  дБ,  $K=1$  и различных коэффициентах  $R$ .

На практике формы спектров помехи в различных точках пространства нередко отличаются друг от друга, т.е.  $K < 1$ , что может быть обусловлено разными причинами, в частности интерференцией радиоволн при их распространении в городских условиях.

На рис. 2 показаны РХП при  $R=0,1; H=-12,5$  дБ и различных коэффициентах  $K$ .

Для оценки возможности использования полученного алгоритма в реальных условиях были проведены экспериментальные исследования помех на различных объектах Москвы и Московской области. При измерениях были задействованы калиброванные антенны, анализатор спектра, цифровой осциллограф (подключался к выходу преобразователя частоты анализатора спектра), портативный компьютер для управления измерительной техникой и обработки временных и спектральных реализаций помех.

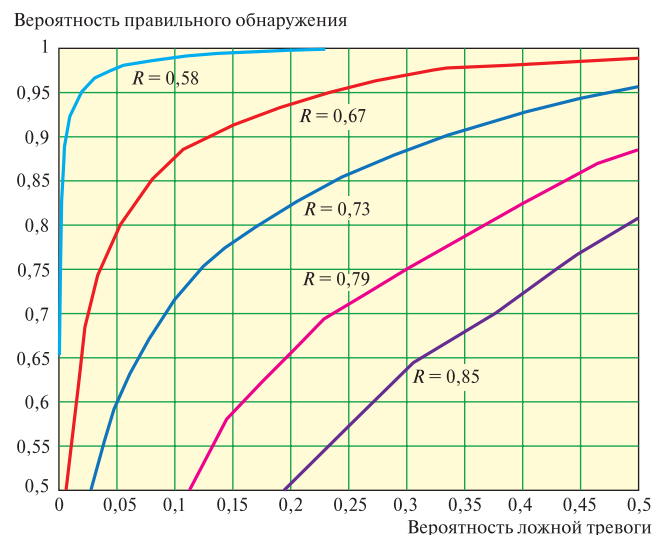


Рис. 1

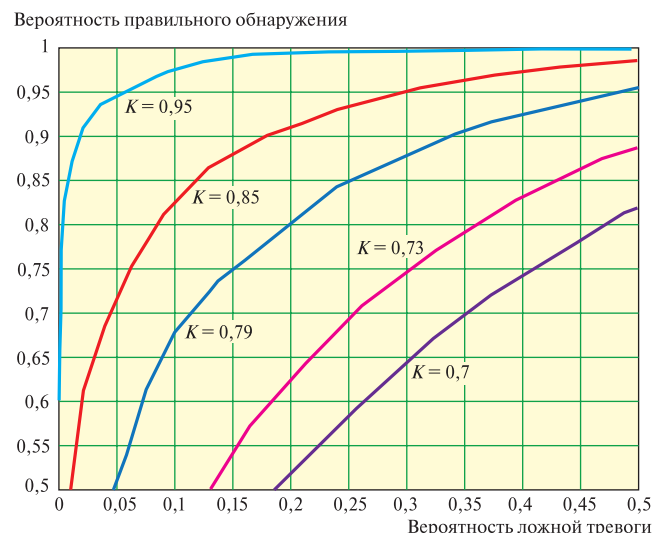


Рис. 2

Исследования проводились в диапазоне частот 10 кГц...1 ГГц с частотным разрешением 1 кГц. В выбранных для каждого объекта точках 1 и 2 определялся вид распределения помех и осуществлялось измерение СПМ помех. На основе измеренных СПМ помех вычислялся выборочный коэффициент схожести форм СПМ помех  $K$ :

$$\hat{K} = \frac{\sum_{m=1}^M \hat{G}_{1,m} \hat{G}_{2,m}}{\sqrt{\sum_{m=1}^M \hat{G}_{1,m}^2 \sum_{m=1}^M \hat{G}_{2,m}^2}},$$

где  $\hat{G}_{1,m} = \frac{1}{L_0} \sum_{l=1}^{L_0} \hat{G}_{1,l,m}$  и  $\hat{G}_{2,m} = \frac{1}{L_0} \sum_{l=1}^{L_0} \hat{G}_{2,l,m}$  – выборочные средние значения СПМ помех для точек 1 и 2 соответственно, полученные на основе  $l$ -х выборочных значений СПМ  $\hat{G}_{1,l,m}$  и  $\hat{G}_{2,l,m}$ ;  $L_0=500$  – количество выборочных значений СПМ;  $M=256$  – количество частотных отсчетов.

**Заключение.** По результатам проведенных исследований было установлено, что отдельные помехи могут быть описаны гауссовым законом распределения по критерию Пирсона [9] с уровнем значимости 0,05. Значения коэффициента  $\hat{K}$  для различных объектов составили от 0,87 до 0,95. Полученная схожесть форм СПМ помех в двух точках объекта свидетельствует о возможности применения разработанного алгоритма для обнаружения сигналов на фоне помех при низких отношениях сигнал/помеха (см. рис. 2).

Дальнейшие исследования по тематике статьи направлены на разработку и анализ эффективности многоканальных алгоритмов обнаружения сигналов на фоне помех.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Рембовский А.М., Ашихмин А.В., Козьмин В.А. Радиомониторинг: задачи, методы, средства/ Под ред. А.М. Рембовского. – М.: Горячая линия – Телеком, 2006.
2. Хорев А.А. Способы и средства защиты информации. – М.: Изд-во МО РФ, 2000.
3. Куприянов А.И., Петренко П.Б., Сычев М.П. Теоретические основы радиоэлектронной разведки. – М.: МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2010.
4. Былинкин А.А. Решение задачи двухканального обнаружения в условиях априорной неопределенности законов распределения полезного сигнала и внешней помехи// Промышленные АСУ и контроллеры. 2011. – № 3. – С. 52–56.
5. Былинкин А.А. Способ контроля сигналов в проводных коммуникациях здания с помощью одноканальной приемной аппаратуры// Приборы. – 2010. – № 5 (119). – С. 12–16.
6. Левин Б.Р. Теория случайных процессов и ее применение в радиотехнике. – М.: Сов. радио, 1960.
7. Давенпорт В.Б., Рут В.Л. Введение в теорию случайных сигналов и шумов. – М.: Изд-во иностр. лит., 1960.
8. Ван Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции. Т. 1. Теория обнаружения, оценок и линейной модуляции. – Нью-Йорк, 1968. Пер. с англ./ Под ред. В.И. Тихонова. – М.: Сов. радио, 1972.
9. Куликов Е.И. Прикладной статистический анализ. – М.: Радио и связь, 2003.

Получено после доработки 02.06.11