

РАДИОЭЛЕКТРОНИКА**2009**Региональные секции
редакционного совета**СОДЕРЖАНИЕ***Восточная***Председатель** – А. Г. Вострецов, д-р техн. наук, профессор, проректор по научной работе Новосибирского государственного технического университета.**Заместитель председателя** – А. А. Спектор, д-р техн. наук, профессор, зав. кафедрой теоретических основ радиотехники Новосибирского государственного технического университета.

630092, г. Новосибирск, пр. К. Маркса, 20.

Новосибирский государственный

технический университет.

Тел.: (3832)460457, 460633.

E-mail: vostretsov@adm.nstu.ru*Западная***Председатель** – В. А. Пахотин, д-р физ.-мат. наук, профессор кафедры общей физики Калининградского государственного университета им. И. Канта.

236041, г. Калининград обл., ул. А. Невского, 14.

Калининградский государственный

университет им. И. Канта.

Тел.: (4012)465917. Факс: (4012)465813.

E-mail: vpakhotin@kantiana.ru*Поволжская***Председатель** – А. Д. Плужников, д-р техн. наук, профессор кафедры информационных радиосистем Нижегородского государственного технического университета.**Заместитель председателя** – Е. Н. Приблудова, канд. техн. наук, доцент кафедры информационных радиосистем Нижегородского государственного технического университета.

603950, г. Нижний Новгород,

ул. К. Минина, 24.

Нижегородский государственный

технический университет.

Тел.: (831)4367880. Факс: (831)4367880,

(831)4362311.

E-mail: pluzhnikov@nntu.nnov.ru*Северокавказская***Председатель** – Т. А. Исмаилов, д-р техн. наук, профессор, ректор Дагестанского государственного технического университета.**Заместитель председателя** – О. В. Евдулов, канд. техн. наук, доцент, проректор по научной работе Дагестанского государственного технического университета.

367015, Республика Дагестан, г. Махачкала,

пр. Имама Шамиля, 70.

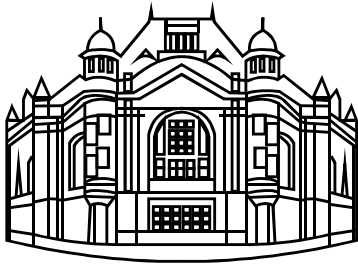
Дагестанский государственный

технический университет.

E-mail: dstu@dstu.ru

Тел.: (8722)623761, (8722)623715.

*Теория сигналов***Таранин С. В., Девятков Г. Н.** Новый метод синтеза широкополосных согласующих устройств на ступенчато-нерегулярной линии передачи при произвольных иммитансах генератора и нагрузки 3**Гантмахер В. Е., Пашков И. С.** Результаты синтеза ансамблей двоичных последовательностей со свойством "не более одного совпадения", сформированных над простыми полями Галуа 10**Райфельд М. А.** Использование устойчивых показателей зависимости наблюдений при адаптации ранговых критериев 14**Шевченко М. Е.** Алгоритм совместного обнаружения и оценивания параметров источников радиоизлучения 23*Системы телекоммуникации, устройства передачи, приема и обработки сигналов***Мартухович И. О., Спектор А. А.** Байесовская классификация сейсмоактивных объектов на основе корреляционных признаков 31**Белов А. В., Сергеев Т. В., Пуликов Д. Г.** Активный RC режекторный фильтр с перестраиваемой величиной добротности 37*Телевидение и обработка изображений***Быков Р. Е., Манило Л. А., Папаян Г. В., Канг Ук, Бэ Су-Джин, Березин В. Б.** Визуализация данных в спектрально-телевизионных системах 43*Радиолокация и радионавигация***Гайворонский Д. В., Ипатов В. П.** К дискуссии о выборе метода разделения сигналов в новом поколении радиоинтерфейса ГЛОНАСС 53**Чемаров А. О.** Квантильная оценка уровня шума периодограммы Бартлетта для частотного радиомониторинга 61



Электроника СВЧ

Попов В. В. Стабилизация частоты генераторов на диодах Ганна миллиметрового диапазона длин волн 67

Редакционный отдел

Наши авторы 72

Требования к оформлению статей, предлагаемых для публикации в журнале "Известия вузов России. Радиоэлектроника" 76

РЕДАКЦИОННЫЙ СОВЕТ ЖУРНАЛА

Председатель совета

Д. В. Пузанков

Заместитель председателя

В. М. Кутузов

Члены совета

*В. М. Балашов, Р. Е. Быков,
Ю. А. Быстров, Д. И. Воскресенский,
А. Г. Вострецов, А. Д. Григорьев,
Ю. В. Гуляев, В. П. Ипатов,
Т. А. Исмаилов, Ю. М. Казаринов,
Ю. А. Коломенский, В. Н. Кулешов,
И. Г. Мироненко, В. А. Обуховец,
В. А. Пахотин, А. Д. Плужников,
В. В. Попов, Ю. М. Таиров,
В. Н. Ушаков, И. Б. Федоров,
И. А. Цикин, Ю. А. Чаплыгин*

Секретарь совета

А. М. Мончак

ПОДПИСНОЙ ИНДЕКС 45818
ПО ОБЪЕДИНЕННОМУ КАТАЛОГУ "ПРЕССА РОССИИ".
ТОМ 1 "ГАЗЕТЫ И ЖУРНАЛЫ"

Региональные секции редакционного совета

Уральская

Председатель – Б. А. Панченко, д-р техн. наук, профессор, заведующий кафедрой высокочастотных средств радиосвязи и телевидения Уральского государственного технического университета – УПИ.

Заместитель председателя – С. Т. Князев, д-р техн. наук, руководитель Радиотехнического института – РТИ Уральского государственного технического университета – УПИ.

620002, г. Екатеринбург, ул. Мира, д. 19.

Уральский государственный
технический университет – УПИ.

Тел. (343)3754886. E-mail: Shab@rtf.nexcom.ru

Южная

Председатель – В. А. Обуховец, д-р техн. наук, профессор, декан радиотехнического факультета Таганрогского политехнического института Южного федерального университета.

347928, г. Таганрог, ГСП-17А, Некрасовский пр., 44.

Таганрогский политехнический институт

Южного федерального университета.

Тел. (8634)310599. Факс (8634)310598.

E-mail: rector@tsure.ru

Свидетельство о регистрации ПИ № ФС2-8341

от 02.11.2006 выдано Управлением Федеральной службы по надзору за соблюдением законодательства в сфере массовых коммуникаций и охране культурного наследия по Северо-Западному федеральному округу.

Издание входит в перечень изданий ВАК России

Учредитель: Государственное образовательное учреждение высшего профессионального образования «Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина)»

Редактор

И. Б. Синишева

Компьютерная верстка

Е. Н. Паздниковой

Подписано в печать 31.03.09.

Формат 60×84 1/8. Бумага офсетная.

Печать офсетная.

Гарнитура "Times New Roman".

Печ. л. 10,0.

Тираж 350 экз. (1-й завод 1–150 экз.).

Заказ 14.

Редакционный совет

197376, С.-Петербург, ул. Проф. Попова, д. 5

Издательство СПбГЭТУ "ЛЭТИ"

Тел. (812) 346-47-84

Факс (812) 346-28-52

Издательство СПбГЭТУ "ЛЭТИ"

197376, С.-Петербург, ул. Проф. Попова, д. 5

Факс (812) 346-28-56



Новый метод синтеза широкополосных согласующих устройств на ступенчато-нерегулярной линии передачи при произвольных иммитансах генератора и нагрузки

В аналитическом виде получены ограничения, накладываемые на вычеты собственных функций четырехполюсника, которые в последующем позволяют достаточно просто реализовать устройства (например, согласующие или фильтрующие) на ступенчато-нерегулярной линии передачи (СНРЛП) в продольном (не шлейфном) ее включении между иммитансами генератора и нагрузки. На базе полученных результатов разработан метод синтеза широкополосных согласующих устройств (ШСУ) при произвольных иммитансах генератора и нагрузки. Приведен пример синтеза ШСУ.

Нерегулярная линия передачи, согласование

Актуальность синтеза широкополосных согласующих устройств (ШСУ) связана с одной из тенденций развития техники диапазона СВЧ – необходимостью расширения полосы рабочих частот устройств, что, в свою очередь, требует решения задач широкополосного согласования произвольных иммитансов и создания простых и эффективных методов синтеза согласующих устройств. Данной теме посвящено ограниченное количество работ. Методы синтеза можно разделить на две группы. К первой группе относятся аналитические методы (например, [1]), а к второй – методы, использующие численные процедуры оптимизации (например, [2], [3]). Ограниченность методов первой группы связана с их трудоемкостью, а также с частным характером получаемых решений. Методы второй группы позволяют решать задачу в общем виде (для произвольных типов нагрузок).

В рамках общей задачи синтеза ШСУ выделяется частная, но важная с точки зрения последующей технологической реализации ШСУ, подзадача, которая сводится к реализации ШСУ в виде нерегулярной линии передачи (НРЛП) в продольном (не шлейфном) ее включении между иммитансами генератора и нагрузки.

Помимо технологичности использование НРЛП в задаче синтеза ШСУ обосновано дополнительной степенью свободы (возможностью изменять волновое сопротивление (проводимость) линии передачи (ЛП) по ее длине), которая дает разработчику большую гибкость при синтезе такого рода устройств.

Существующие методы решения указанной подзадачи представлены в основном в [4] и [5].

В [4] предложена математическая модель НРЛП в виде канонических матриц, описывающих работу четырехполюсника во временной области, используемая для определения профиля ЛП по заданному спектру ее собственных чисел. В работе [5] представлены методы, основанные на решении уравнения Рикатти относительно входного сопротивле-

ния ЛП и позволяющие решать многие практические задачи, но не обладающие гибкостью и универсальностью канонического представления четырехполюсника.

Исходя из изложенного представляет интерес разработка метода, позволяющего, основываясь на классической теории синтеза цепей и на представлении математической модели четырехполюсника в виде канонических матриц, синтезировать ШСУ в частотной области, которое можно будет достаточно просто реализовать на НРЛП в продольном ее включении между иммитансами генератора и нагрузки. При этом данный метод должен совмещать в себе точность аналитических и универсальность численных методов.

Метод решения задачи. Ограничимся утверждением, что согласующее устройство является пассивным реактивным четырехполюсником, реализуемым на распределенных элементах. Распределенный элементный базис ограничим регулярными и ступенчато-нерегулярными отрезками линии передачи. В качестве математической модели, описывающей работу согласующего четырехполюсника, используем его Z - (или Y -)матричное представление, обозначенное далее как W -иммитансная матрица. Используем разложение его собственных параметров в сосредоточенном элементном базисе на элементарные дроби [6] с последующим переходом в распределенный элементный базис с применением реактансного преобразования Ричардса [7].

W -Матрицу можно представить следующим образом:

$$W = \begin{bmatrix} w_{11}(S) & w_{12}(S) \\ w_{21}(S) & w_{22}(S) \end{bmatrix},$$

где

$$w_{11}(S) = k_{11}^{\infty(N)} S + \frac{k_{11}^0(N)}{S} + \sum_{i=4}^N \frac{2k_{11}^{(i/2-1)} S}{S^2 - S_{(i/2-1)}^2};$$

$$w_{12}(S) = w_{21}(S) = k_{21}^{\infty(N)} S + \frac{k_{21}^0(N)}{S} + \sum_{i=4}^N \frac{2k_{21}^{(i/2-1)} S}{S^2 - S_{(i/2-1)}^2};$$

$$w_{22}(S) = k_{22}^{\infty(N)} S + \frac{k_{22}^0(N)}{S} + \sum_{i=4}^N \frac{2k_{22}^{(i/2-1)} S}{S^2 - S_{(i/2-1)}^2}.$$

Здесь $S = j \operatorname{tg}(\theta)$ – частотная переменная Ричардса, соответствующая регулярному отрезку линии передачи [7] длиной $\theta = \theta_H \omega'$ (θ_H – значение электрической длины отрезка линии передачи, вычисленное на частоте нормировки ω_H ; $\omega' = \omega/\omega_H$); $k_{11}^{\infty(N)}$, $k_{21}^{\infty(N)}$, $k_{22}^{\infty(N)}$, $k_{11}^0(N)$, $k_{21}^0(N)$, $k_{22}^0(N)$, $k_{11}^{(i/2-1)}$, $k_{21}^{(i/2-1)}$, $k_{22}^{(i/2-1)}$ – вычеты функций $w_{11}(S)$, $w_{21}(S)$, $w_{22}(S)$ относительно полюсов при $S = j \operatorname{tg}(\pi/2)$, $S = j \operatorname{tg}(0)$, $S_{(i/2-1)} = j \operatorname{tg}(\theta_H \omega_{(i/2-1)}/\omega_H)$ соответственно; N – количество элементарных отрезков (целое четное число, большее либо равное 2).

Необходимые и достаточные условия физической реализуемости W -матрицы имеют вид:

$$\begin{aligned} k_{11}^{\infty(N)} \geq 0; k_{22}^{\infty(N)} \geq 0; k_{11}^{\infty(N)} k_{22}^{\infty(N)} - [k_{21}^{\infty(N)}]^2 \geq 0; \\ k_{11}^0(N) \geq 0; k_{22}^0(N) \geq 0; k_{11}^0(N) k_{22}^0(N) - [k_{21}^0(N)]^2 \geq 0; \\ k_{11}^{(i/2-1)} \geq 0; k_{22}^{(i/2-1)} \geq 0; k_{11}^{(i/2-1)} k_{22}^{(i/2-1)} - [k_{21}^{(i/2-1)}]^2 \geq 0, \end{aligned}$$

причем вычеты $k_{21}^{\infty(N)}$, $k_{21}^0(N)$, $k_{21}^{(i/2-1)}$ могут принимать как положительные, так и отрицательные значения.

Реализация W -матрицы в виде СНРЛП (в продольном ее включении между иммитансами генератора и нагрузки) требует наложения определенных условий (ограничений) схемной реализуемости на переменные $k_{pq}^{\infty(N)}$, $k_{pq}^0(N)$, $k_{pq}^{(i/2-1)}$, $pq = 11, 21, 22$.

Рассмотрим общий случай, когда СНРЛП состоит из двух элементарных отрезков одинаковой длины θ с волновыми проводимостями Y_1 и Y_2 , причем к ее входным и к выходным зажимам могут быть подключены разомкнутые и/или закороченные шлейфы с электрической длиной θ . Y -Матрицу такой СНРЛП представим в виде

$$Y = \begin{bmatrix} k_{11}^{\infty} S + k_{11}^0 / S & k_{12}^{\infty} S + k_{12}^0 / S \\ k_{21}^{\infty} S + k_{21}^0 / S & k_{22}^{\infty} S + k_{22}^0 / S \end{bmatrix}.$$

Тогда ограничения на переменные будут иметь следующий вид: $k_{21}^{\infty} = k$; $k_{21}^0 = -k$; $k_{11}^{\infty} k_{22}^{\infty} - (k_{21}^{\infty})^2 \geq 0$; $k_{11}^0 \geq k$; $k_{22}^0 \geq k$, где $k = Y_1 Y_2 / (Y_1 + Y_2)$. При $k_{11}^{\infty} k_{22}^{\infty} - (k_{21}^{\infty})^2 = 0$; $k_{11}^0 = k$; $k_{22}^0 = k$ реализация СНРЛП не содержит шлейфов.

Аналогично, анализируя Y -матрицы СНРЛП, состоящих из четырех и шести элементарных отрезков, можно записать выражения для ограничений в общем виде:

$$\left. \begin{aligned} & k_{21}^0(N) \leq 0; \\ & k_{21}^{(i/2-1)} = (-1)^{(i/2-1)} \frac{k_{21}^0(N)}{2} \sqrt{\frac{\prod_{j \neq i}^j \left\{ S_{(j/2-1)}^4 \left[1 - S_{(i/2-1)}^2 \right]^{(N+2)} \right\}}{\prod_{j \neq i}^j \left[S_{(j/2-1)}^2 - S_{(i/2-1)}^2 \right]^2}}}; \\ & k_{21}^{\infty(N)} = (-1)^{(N/2)} k_{21}^0(N); \\ & k_{11}^0(N) \geq -k_{21}^0(N); k_{22}^0(N) \geq -k_{21}^0(N); \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

$$\left. \begin{aligned}
 k_{22}^{(i/2-1)} &= \frac{\left[k_{21}^{0(N)} \right]^2 \prod_{j \neq i}^j \left\{ S_{(j/2-1)}^4 \left[1 - S_{(i/2-1)}^2 \right]^{(N+2)} \right\}}{4k_{11}^{(i/2-1)} \prod_{j \neq i}^j \left[S_{(j/2-1)}^2 - S_{(i/2-1)}^2 \right]^2}; \\
 k_{22}^{\infty(N)} k_{11}^{\infty(N)} &\geq \left[k_{21}^{0(N)} \right]^2 \prod_i S_{(i/2-1)}^4; \\
 k_{11}^{(0)} = k_{22}^{(0)} = k_{21}^{(0)} &= 0; S_{(0)} = -1; i, j = \overline{2, N}.
 \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

При наложении более жестких ограничений: $k_{11}^{0(N)} = -k_{21}^{0(N)}$; $k_{22}^{0(N)} = -k_{21}^{0(N)}$; $k_{22}^{\infty(N)} k_{11}^{\infty(N)} = \left[k_{21}^{0(N)} \right]^2 \prod_i S_{(i/2-1)}^4$ реализация СНРЛП не содержит шлейфов.

Учет условий технологической реализуемости, т. е. в данном случае ограничений, накладываемых на наибольшее и на наименьшее значения волновых сопротивлений (проводимостей) элементарных отрезков СНРЛП, а также на их перепад, происходит при реализации функции $w_{11}(s)$ по теореме Ричардса [7], заключающейся в последовательном выделении единичного элемента (элементарного отрезка). Данная реализация встраивается в процедуру синтеза, где указанные ограничения учитываются с помощью штрафных функций [8].

Для оценки степени согласования произвольных иммитансов генератора и нагрузки используется рабочий коэффициент преобразования мощности, который определяется как отношение средней мощности, поступающей в нагрузку, к максимально достижимой средней мощности генератора [1]:

$$G(-s^2) = t(s)t^*(s),$$

где $s = j\omega$; $t(s) = \frac{2\sqrt{\operatorname{Re}[w_{\Gamma}(s)]\operatorname{Re}[w_{\text{H}}(s)]}w_{21}(s)}{[w_{\Gamma}(s) + w_{11}(s)][w_{\text{H}}(s) + w_{22}(s)] - w_{21}^2(s)}$ – рабочий коэффициент

преобразования; $w_{\Gamma}(s)$, $w_{\text{H}}(s)$ – иммитансы генератора и нагрузки соответственно; "*" – знак комплексного сопряжения.

Так как задача синтеза достаточно сложна, ее целесообразно решать на ЭВМ с помощью процедур оптимизации. Математическая формулировка задачи оптимизации с использованием минимаксного критерия записывается следующим образом:

$$\min_{\omega \in E_{\omega}} G(\omega, \mathbf{x}) \rightarrow \max, \quad (3)$$

где ω – частота; \mathbf{x} – вектор искомых параметров; E_{ω} – множество рабочих частот, используемых в процессе синтеза.

Задача (3) относится к классу нелинейных многоэкстремальных многопараметрических задач. Ее решение разбивается на два этапа. На первом этапе методом статистических испытаний по наилучшей пробе определяется вектор начальных значений искомых

параметров, а на втором – используется прямой метод поиска (метод Нелдера–Мида) [8]. Накладываемые на задачу ограничения учитываются с помощью штрафных функций.

Проблема выбора структуры функций собственных параметров синтезируемого четырехполюсника и нужных ограничений, которая возникает на начальном этапе синтеза, может быть решена при использовании подхода, предложенного в [9]. Он основан на использовании частотных зависимостей собственных параметров идеального согласующего четырехполюсника. Знание этих зависимостей дает возможность обоснованно выбрать структуру функций и ограничения для реального согласующего четырехполюсника.

В качестве примера, иллюстрирующего работу метода, синтезируем цепь, согласующую иммитансы источника сигнала w_T (рис. 1, а) и нагрузки w_H (рис. 1, б) в полосе частот $\omega'_H \dots \omega'_B = 0 \dots 1$ [3].

Модуль коэффициента отражения синтезируемой цепи независимо от числа элементов составит на нулевой частоте величину $|\Gamma| = 0.275$, что соответствует коэффициенту преобразования мощности $G = 0.924$. Примем эту величину за уровень, который необходимо обеспечить в заданной полосе частот.

Решим задачу синтеза согласующего четырехполюсника с использованием Y -матричного представления.

Исходя из заданных условий, определим структуру функций собственных параметров согласующего четырехполюсника, используя подход [9] с учетом ограничений (1), (2). Тогда наиболее простая структура функций при $N = 2$ будет иметь вид

$$\left. \begin{aligned} y_{11}(S) &= k_{11}^{\infty(2)} S + k_{11}^0(2) / S; \\ y_{22}(S) &= k_{22}^{\infty(2)} S + k_{22}^0(2) / S; \\ y_{21}(S) &= k_{21}^{\infty(2)} S + k_{21}^0(2) / S. \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

Для получения реализации СНРЛП, не содержащей шлейфов, наложим более жесткие ограничения: $k_{11}^0 = -k_{21}^0$; $k_{22}^0 = -k_{21}^0$; $k_{22}^{\infty} k_{11}^{\infty} = (k_{21}^0)^2$.

Реализованная по (4) согласующая цепь может быть представлена СНРЛП в продольном исполнении с двумя элементарными отрезками. С учетом наложенных ограничений запишем (4) в следующем виде:

$$\left. \begin{aligned} w_{11}(S) &= k_{11}^{\infty(2)} S + k_{11}^0(2) / S; \\ w_{22}(S) &= \left\{ \left[k_{11}^0(2) \right]^2 / k_{11}^{\infty(2)} \right\} S + k_{11}^0(2) / S; \\ w_{21}(S) &= k_{11}^0(2) S - k_{11}^0(2) / S. \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

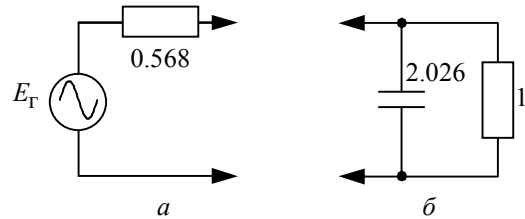


Рис. 1

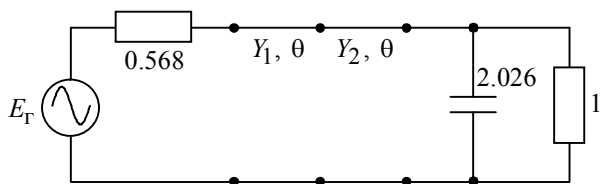


Рис. 2

Далее, подставив (5) в (3) и учтя дополнительно условия технологической реализуемости, после оптимизации и реализации получим структуру согласующей цепи (рис. 2: $Y_1 = 3.2499$; $Y_2 = 0.7843$; $\theta = 0.5497$ при $k_{11}^{\infty(2)} = 2.6181$, $k_{11}^{0(2)} = 0.6318$).

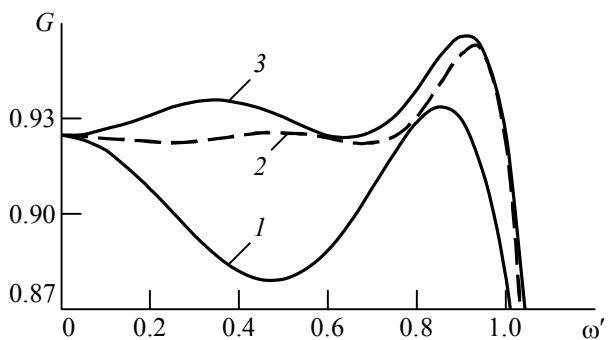


Рис. 3

Частотная зависимость коэффициента преобразования мощности для этой цепи представлена на рис. 3, кривая 1 (достигнутое минимальное значение $G_{\min} = 0.88$).

Поскольку достигнутый результат не удовлетворяет поставленной задаче ($G_{\min} < G$), перейдем к более сложной

структуре функций собственных параметров согласующего четырехполюсника при $N = 4$ и, наложив более жесткие ограничения: $k_{11}^{0(4)} = -k_{21}^{0(4)}$, $k_{22}^{0(4)} = -k_{21}^{0(4)}$, $k_{22}^{\infty(4)} k_{11}^{\infty(4)} = [k_{21}^{0(4)}]^2 S_1^4$, получим реализацию СНРЛП в продольном исполнении с четырьмя элементарными отрезками, не содержащую шлейфов (рис. 4: $Y_1 = 2.4525$; $Y_2 = 0.7912$; $Y_3 = 5.0456$; $Y_4 = 0.5798$; $\theta = 0.525$).

Достигнутое значение $G_{\min} = 0.922$ (см. рис. 3, кривая 2) с приемлемой погрешностью соответствует поставленному требованию.

Для сравнения на рис. 3, кривая 3 дана зависимость, соответствующая согласующей цепи, представленной на рис. 5 ($L_1 = 0.44$; $L_2 = 0.93$; $C_1 = 2.64$) [3]. Достигнутое значение $G_{\min} = 0.924$.

Обсуждение результатов. Из анализа зависимостей 2 и 3, представленных на рис. 3, и соответствующих им согласующих цепей следует, что использование СНРЛП в продольном включении в качестве согласующей цепи не уступает по достигнутому уровню G схеме Т-образного согласователя (рис. 5), хотя и получено за счет некоторого увеличения сложности цепи (количество элементов цепи на рис. 4 на один больше по сравнению с цепью на рис. 5). В рассмотренном случае это усложнение является дополнительной степенью свободы, которая компенсирует ограничения продольной реализуемости СНРЛП (1) (2), накладываемые на решаемую задачу. В результате за счет указанного усложнения цепи получена удобная реализация ШСУ на СНРЛП, что является особенно актуальным в

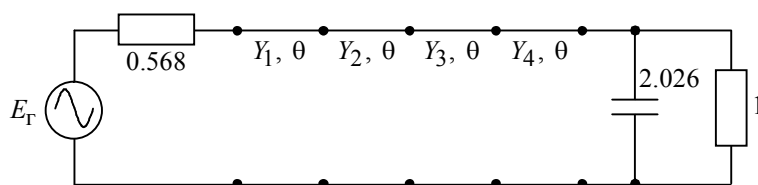


Рис. 4

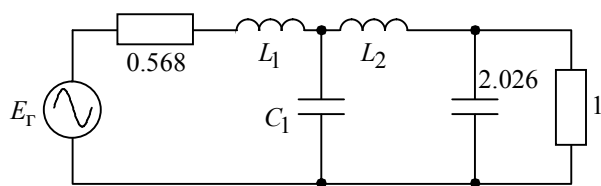


Рис. 5

данной цепи несколько меньше требуемого $G = 0.924$ (см. рис. 3, кривую 1), однако СНРЛП, на которой реализована согласующая цепь, состоит всего из двух элементарных отрезков, что в некоторых случаях может быть оправданно.

Предложенный метод позволяет в рамках классической теории синтеза цепей получить удобную схемную реализацию ШСУ в виде СНРЛП в ее продольном включении между иммитансами генератора и нагрузки. Необходимо заметить, что данный метод позволяет расширить класс синтезируемых цепей за счет возможности введения дополнительных частотных переменных [10] и за счет совместного использования сосредоточенных и распределенных элементов [11], что дает разработчику мощный инструмент и большую гибкость при синтезе ШСУ.

Библиографический список

1. Вай Кайчэнь. Теория и проектирование широкополосных согласующих устройств. М.: Связь, 1978. 288 с.
2. Yarman B. S., Fettweis A. Computer-aided double matching via parametric representation of Brune function // IEEE Trans. on circuits and systems. 1990. Vol. CS-37, № 2. P. 212–222.
3. Девятков Г. Н. Метод синтеза согласующего четырехполюсника при произвольных иммитансах генератора и нагрузки и произвольном типе элементов структуры // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 1980. Т. 23, № 5. С. 21–25.
4. Синтез устройств СВЧ на неоднородных линиях / В. В. Козловский, В. И. Сошников, В. А. Бычковский и др. Киев: Техника, 1991. 160 с.
5. Фельдштейн А. Л., Явич Л. Р. Синтез четырехполюсников и восьмиполюсников на СВЧ. 2-е изд. М.: Связь, 1971. 388 с.
6. Гиллемин Е. А. Синтез пассивных цепей. М.: Связь, 1970. 720 с.
7. Richards P. I. Resistor – transmission – line circuits // Proc. IRE. 1948. Vol. 36. P. 217–220.
8. Химмельблау Д. Прикладное нелинейное программирование. М.: Мир, 1975. 534 с.
9. Девятков Г. Н. Рабочие и собственные параметры реактивного согласующего четырехполюсника // Докл. СО АН ВШ. 2000. № 2. С. 48–52.
10. Таранин С. В., Девятков Г. Н. Обобщенное частотное преобразование для цепей на ступенчато-нерегулярных отрезках линии передачи // Мат-лы седьмой междунар. конф. АПЭП-2008: Новосибирск, 24–26 сент. 2008 г. В 7 т. Новосибирск: Изд-во НГТУ, 2008. Т. 4. С. 70–73.
11. Таранин С. В., Девятков Г. Н. Метод синтеза широкополосных согласующих устройств при произвольных иммитансах генератора и нагрузки // Науч. вест. НГТУ. Новосибирск, 2007. № 2. С. 101–106.

S. V. Taranin, G. N. Devyatkov
Novosibirsk state technical university

A new synthesis method of broadband matching devices on stepped nonuniform sections of transmission line for arbitrary loads

The constraints of network realization of two-port network is presented. It enables to realize matching and filtering devices on stepped nonuniform sections of transmission line more simple. Also, the synthesis method of broadband matching devices for arbitrary loads are presented. The synthesized broadband matching device on stepped nonuniform sections of transmission line are presented.

Nonuniform transmission line, loads matching

Статья поступила в редакцию 27 января 2009 г.

УДК 621.391.15

В. Е. Гантмахер, И. С. Пашков

Новгородский государственный университет им. Ярослава Мудрого

Результаты синтеза ансамблей двоичных последовательностей со свойством "не более одного совпадения", сформированных над простыми полями Галуа

Приведен анализ результатов синтеза оптимальных по объему ансамблей двоичных последовательностей со свойством "не более одного совпадения" при формировании последовательностей на основе одного класса степенных вычетов по простому модулю.

Синтез, двоичные последовательности, ансамбли, корреляционная функция, поля Галуа, вес, пик-фактор

Известно лишь одно регулярное правило формирования ансамблей двоичных последовательностей со свойством "не более одного совпадения" (далее ансамбли) [1]. Но сформированные по этому правилу ансамбли обладают редкой сеткой периодов и относительно малым объемом. В [2] синтезированы большие массивы двоичных последовательностей (ДП) со свойством "не более одного совпадения" над простыми полями Галуа; показана возможность выбора ансамблей из этих массивов, но не решен вопрос оптимизации объемов ансамблей. В [3] найдены границы максимального объема ансамбля и предложена методика оптимизации ансамбля, построенного на основе одного класса степенных вычетов по простому модулю. В [4] разработана программа для ЭВМ, реализующая эту методику.

Настоящая статья посвящена анализу результатов синтеза оптимальных по объему ансамблей, рассчитанных с помощью программы [4].

Пусть θ – первообразный корень простого поля Галуа $GF(p)$, $p = Rd + 1$. Степени $\theta^{mj} \bmod p$, $j = \overline{0, d-1}$ образуют m -й класс степенных вычетов по модулю p . Если m -я двоичная последовательность X формируется по правилу кодирования (ПК):

$$U_x(i) = \begin{cases} 1, & K(i) = m; \\ 0, & K(i) \neq m, \end{cases} \quad (1)$$

где $K(i)$ – функция, определяющая номер класса, которому принадлежит число i , то периодические автокорреляционные функции (ПАКФ) всех d последовательностей, формируемых по ПК (1), одинаковы с точностью до циклического сдвига, а взаимно корреляционные функции (ВКФ) в общем случае разные и определяются таблицей спектров разности классов вычетов (СРКВ) [2]. Задача состоит в том, чтобы отобрать из d последовательностей со свойством "не более одного совпадения" максимальное число $V_{\max}(p, R)$ таких последовательностей, ненормированная ВКФ которых также не превышает единицы. Семейство этих последовательностей будем называть оптимальными по объему ансамблями (оптимальные ансамбли) двоичных последовательностей со свойством "не более одного совпадения".

Авторами статьи выполнен расчет оптимальных ансамблей для полей Галуа с характеристикой $7 \leq p \leq 65519$. Это достаточно большой массив ансамблей, чтобы исследовать результативность методики синтеза, а также свойства синтезированных ансамблей.

Основные характеристики ансамбля и входящих в него двоичных последовательностей: p – период последовательности; R – вес последовательности; $pf = p/R$ – пик-фактор последовательности; $V_{\max}(p, R)$ – максимальный объем ансамбля.

Три первые характеристики связаны примерным соотношением

$$p \approx R \cdot pf, \quad (2)$$

так как $d = (p - 1)/R$.

В [3] найдены верхняя V_B и нижняя V_H границы максимального объема ансамбля. Представляет интерес проверка достоверности этих границ.

Из сопоставления графиков на рис. 1 хорошо видно:

- что и верхняя, и нижняя границы достаточно точно аппроксимируются прямыми линиями;
- с увеличением веса последовательностей угол наклона аппроксимирующих прямых как верхней, так и нижней границ уменьшается;
- с увеличением периода реальные максимальные объемы не пересекают границ, но с изменением веса последовательностей "зазор" между реальными объемами ансамблей и границами изменяется.

На основании изложенного можно сделать вывод, что найденные в [3] границы требуют уточнения с учетом веса ДП синтезируемых сигналов, но для оценочных расчетов границ максимальных объемов ансамблей они применимы.

Из приведенных графиков также следует, что с увеличением пик-фактора объемы ансамблей монотонно увеличиваются. Следовательно, по предложенной в [2], [3] методике можно синтезировать ансамбли произвольных веса и объема.

Представляет интерес оценка оптимального объема ансамбля для заданных веса, пик-фактора или периода последовательностей.

В [3] получены формулы оценки верхней и нижней границ максимального объема ансамбля:

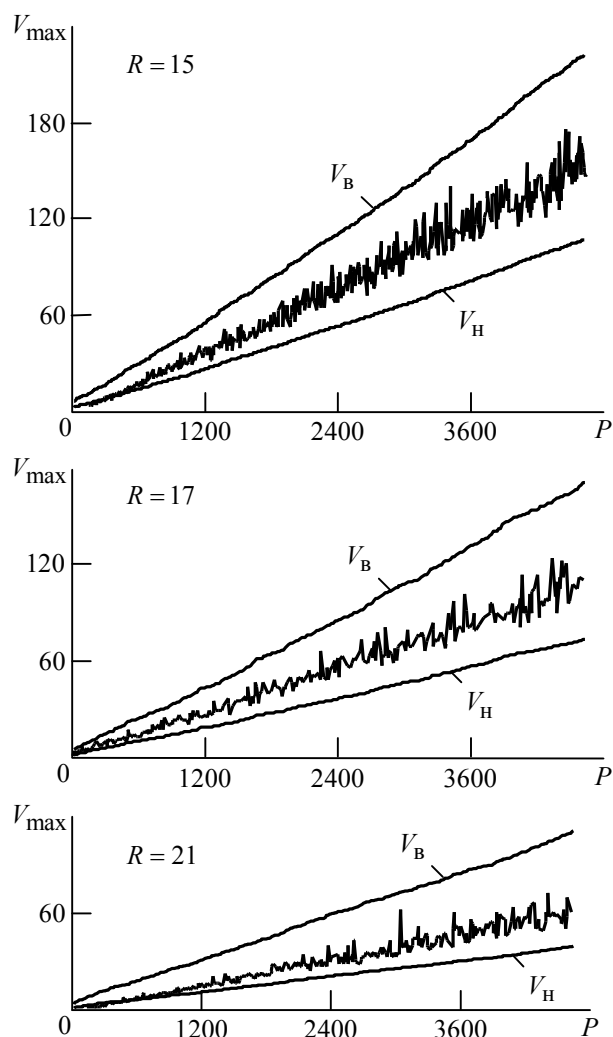


Рис. 1

$$V_B = d/(R-1) = P/(R^2 - 1); V_H = 8d/(R^2 + 7) = 8P/(R^3 + R^2 + 7R + 7)$$

Тогда

$$8d/(R^2 + 7) \leq V_{\max}(p, R) \leq d/(R-1). \tag{3}$$

Неравенство (3) определяет достижимые значения оптимального объема ансамбля для заданных значений R . Так как $pf \approx d$, из этого же неравенства можно найти граничные значения пик-фактора по заданному значению $V_{\max}(p, R)$:

$$V_{\max}(p, R)(R-1) \leq pf \leq (1/8)V_{\max}(p, R)(R^2 + 7). \tag{4}$$

Зависимость объема ансамбля от веса последовательностей при фиксированном пик-факторе представляет ветвь гиперболы. В качестве примера на рис. 2 приведен график зависимости для $pf = 384$. С ростом веса последовательностей при фиксированном пик-факторе объем ансамбля уменьшается обратно пропорционально весу.

Результаты синтеза показывают, что число ансамблей растет пропорционально числу последовательностей d .

На рис. 3 представлен график зависимости числа ансамблей от периода для последовательностей с фиксированным весом $R = 15$. Как видно из графика, разброс значений $V_{\max}(p, R)$ достаточно велик.

Суть исследуемой методики синтеза заключается в отборе $V_{\max}(p, R)$ последовательностей из $d = (p-1)/R$, причем для больших периодов $V_{\max}(p, R) \ll d$. Возникает вопрос о том, является ли ансамбль с максимальным объемом единственным, или из оставшихся $d - V_{\max}(p, R)$ последовательностей можно сформировать другие ансамбли с таким же или незначительно меньшим объемом.

Для решения этого вопроса учтем следующие положения. Во-первых, если последовательности, соответствующие номерам классов $\{m_1, m_2, m_3, \dots, m_{V_m}\}$, представляют собой ансамбль, то согласно [2] любой набор ДП с номерами классов $\{m_1 + \Delta, m_2 + \Delta, m_3 + \Delta, \dots, m_R + \Delta\}$ также является ансамблем. Далее циклически зависимые ансамбли будем называть подобными. Это означает, что каждому ансамблю с максимальным объемом $V_{\max}(p, R)$ соответствует еще d подобных, циклически зависимых ансамблей с таким же

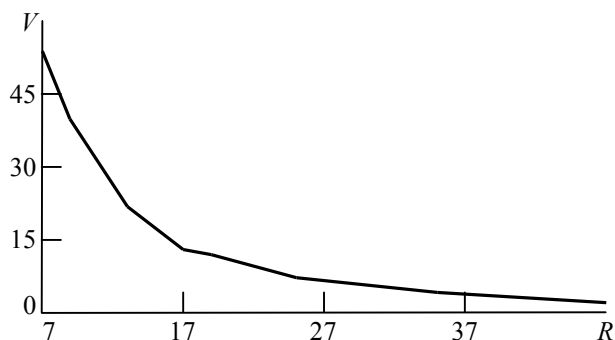


Рис. 2

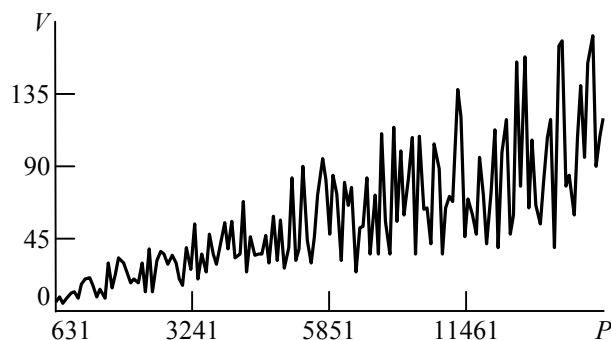


Рис. 3

объемом. Если из d подобных ансамблей исключить те, которые содержат хотя бы одну последовательность с одинаковым номером класса, то оставшиеся ансамбли будут непересекающимися. Обозначим их число $\Lambda(p, R)$. Кроме того, если таблица СРКВ построена по первообразному корню θ , то все первообразные корни θ_l , для которых выполняется равенство

$K(\theta_l) = K(\theta)$, имеют ту же таблицу СРКВ и, следовательно, тот же объем ансамбля. При этом последовательности, входящие в ансамбль, будут иметь структуру, отличающуюся от ДП, сформированных по первообразному корню θ . Такие ансамбли будем называть циклически независимыми. Например, при $p = 7723$, $R = 9$ и $d = 858$, $V_{\max}(7723, 9) = 100$. Циклически независимых ансамблей с таким же объемом 858. Из них непересекающихся $\Lambda(p, R) = 8$. Циклически независимых ансамблей с оптимальным объемом 18.

На рис. 4 представлены кривые графиков зависимости количества циклически независимых ансамблей при $V_{\max}(p, R) = 20$: $V_1(p, R) = 0.9V_{\max} = 18$ и $V_2(p, R) = 0.8V_{\max} = 16$. Из сравнения кривых видно, что, если снизить требования к объему ансамбля, их количество существенно увеличивается.

Проведенный анализ результатов синтеза оптимальных по объему ансамблей двоичных последовательностей со свойством "не более одного совпадения" для характеристик простого поля Галуа $p \leq 65\,519$ показал, что методика синтеза весьма продуктивна. Вес последовательностей $3 \leq R \leq 103$. Оптимальные объемы ансамблей обратно пропорциональны весу и прямо пропорциональны характеристике поля Галуа (периоду последовательностей). Для относительно небольших весов оптимальный объем ансамблей составляет несколько тысяч. Число ансамблей с оптимальным объемом определяется требованиями к циклической и структурной независимости ДП. Ранее определенные границы оптимальных объемов ансамблей требуют уточнения, но могут быть применены для приближенной оценки.

Библиографический список

1. Свердлик М. Б., Мелешкевич А. Н. Синтез ансамблей импульсных последовательностей со свойством "не более одного совпадения" // Радиотехника и электроника. 1976. № 7. С. 1443–1451.
2. Гантмахер В. Е., Быстров Н. Е., Чеботарев Д. В. Шумоподобные сигналы. СПб.: Наука и техника, 2005. 96 с.
3. Пашков И. С., Гантмахер В. Е. Эффективный алгоритм синтеза ансамблей со свойством "не более одного совпадения" над простыми полями Галуа // Современные проблемы радиоэлектроники: сб. науч. тр. Красноярск: ИПК СФУ, 2008. С. 56–59.
4. Пашков И. С., Гантмахер В. Е. Программа по машинному конструированию оптимальных по объему ансамблей двоичных последовательностей со свойством "не более одного совпадения" // Зарег. в Роспатенте. Реестр программ для ЭВМ. Рег. № 2 008 615 954 от 12.12.2008 г.

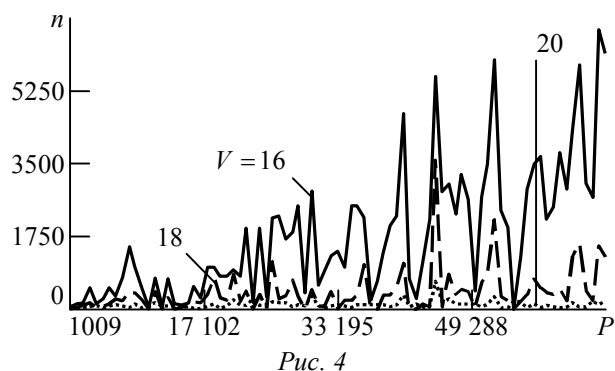


Рис. 4

V. E. Gantmakher, I. S. Pashkov
Yaroslav-the-Wise Novgorod state university

Synthesis results ensembles of binary sequences with characteristic "not more one coincidences" formed on simple Galua fields

Analysis of result synthesis ensembles of binary sequences with characteristic "not more one coincidence" with arbitrarily big volume sequences formed on the base of residue classes on simple module is shown.

Synthesis, binary sequences, ensembles, correlation function, Galois fields, weight, top-factor

Статья поступила в редакцию 26 февраля 2009 г.

УДК 621.391.2

М. А. Райфельд

Новосибирский государственный технический университет

Использование устойчивых показателей зависимости наблюдений при адаптации ранговых критериев

Рассмотрена адаптация непараметрических критериев в условиях зависимых исходных данных. Предложен подход к решению задачи адаптации, заключающийся в использовании специальных показателей зависимости наблюдений, устойчивых к изменению вида распределения исходных данных, к оценке этих показателей и к нахождению распределения рангов с учетом полученных оценок.

Ранг, ранговая статистика, непараметрический алгоритм, достаточная статистика, вариационный ряд, выборка, функция распределения

В научной литературе, посвященной непараметрическим алгоритмам, в качестве их основного недостатка указывается утрата непараметрического свойства (независимости распределения ранговой статистики от вида распределения исходных наблюдений) даже при выполнении условия однородности исходной выборки [1], [2]. Реальные помехи, на фоне которых происходит обнаружение полезного сигнала в системах радиолокации, навигации, связи, являются процессами с зависимыми отсчетами. Таким образом, использование ранговых обнаружителей полезного сигнала (распределение которого отличается например, сдвигом или масштабом от распределения помехи) по критерию Неймана – Пирсона в условиях помех с зависимыми отсчетами невозможно, поскольку не удастся стабилизировать вероятность ложной тревоги при гипотезе H_0 . Тем не менее некоторые полезные робастные свойства ранговых статистик (например, их инвариантность к монотонным нелинейным преобразованиям) заставляют искать возможности стабилизации вероятности ложной тревоги и в условиях зависимости наблюдений [3].

Ранговые обнаружители Неймана – Пирсона обычно строятся на основе двухвыборочного рангового критерия. Одна из выборок исходных наблюдений $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_m\}$ называется рабочей и может состоять из смеси полезного сигнала и шума (альтернатива H_1) либо содержать только шумовые отсчеты (гипотеза H_0). Другая выборка

$X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ называется опорной и содержит только шум. При построении решающего правила на основе наблюдений указанных двух выборок строится общий вариационный ряд и находятся ранги элементов рабочей выборки $R_y = \{R_{y_1}, R_{y_2}, \dots, R_{y_m}\}$. Далее вычисляется ранговая статистика $S = f(R_y)$, где $f(\cdot)$ – какая-либо функция от рангового вектора рабочей выборки. Например, широко распространенная на практике ранговая статистика Вилкоксона вычисляется с помощью правила $S = \sum_{i=1}^m R_{y_i}$. Процедура принятия решения сводится к сравнению значения статистики S с порогом обнаружения.

Если рабочая и опорная выборки состоят из независимых отсчетов, распределение ранговой статистики S при гипотезе не зависит от вида распределения исходных наблюдений. Указанное свойство статистики S позволяет заранее выбрать определенный порог обнаружения и стабилизировать вероятность ложной тревоги F на заданном уровне.

Проблема при использовании рангового критерия имеет место, когда наблюдения выборок оказываются зависимыми. Достаточно распространенным подходом к преодолению указанной проблемы является адаптация алгоритма принятия решения по обучающей выборке наблюдений, содержащей лишь зависимые отсчеты помехи. Адаптация решающего правила обычно сводится к коррекции (в сторону ужесточения по сравнению со случаем независимых отсчетов) порога принятия решения с целью сохранения на заданном уровне вероятности ложной тревоги непараметрического правила [3]. Для эффективной коррекции порога необходимо получение оценки распределения ранговой статистики S зависимых наблюдений при гипотезе H_0 по исходным данным. Очевидно, что распределение ранговой статистики определяется многомерным распределением рангового вектора $P(R_y)$.

Рассмотрим достаточно распространенные частные случаи, когда рабочая выборка Y состоит из единственного ($m = 1$) элемента y , независимого от элементов опорной выборки X , либо ранговая статистика S строится на основе рангов m независимых элементов y_i , составляющих рабочую выборку Y . В последнем случае ранг каждого из элементов рабочей выборки y_i вычисляется для "своей" опорной выборки $X_i = \{x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}\}$ зависимых отсчетов (элементы различных опорных выборок полагаются независимыми).

Распределение ранговой статистики S в рассматриваемых случаях определяется одномерным распределением ранга элемента y $P(R_y)$ в общем вариационном ряду, составленном из n зависимых отсчетов опорной выборки X и элемента y . Таким образом, задача сводится к оценке распределения $P(R_y)$ в условиях зависимых наблюдений X при гипотезе H_0 , т. е. когда ранжируемый (рабочий) элемент y принадлежит тому же распределению, что и опорная выборка $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$.

Оценка распределения $P(S)$ по зависимым наблюдениям обучающей выборки должна обладать рядом полезных качеств:

- Оценка должна достаточно точно описывать распределение ранговой статистики S не только в "средней части", но и на "хвостах", поскольку типовые значения вероятности ложной тревоги могут составлять порядка $10^{-5} \dots 10^{-8}$. Использование в качестве аппроксимации распределения ранговой статистики (распределения с заведомо более тяжелыми "хвостами") хотя и гарантирует вероятность ложной тревоги F^* , меньшую заданной F , но при этом значительно снижает мощность правила D из-за завышения порога обнаружения. Низкие значения вероятности ложной тревоги ограничивают возможность использования статистического моделирования для оценки порога обнаружения, необходимого для обеспечения заданной вероятности ложной тревоги. Временные затраты на проведение подобного статистического эксперимента, а также объем обучающей выборки, оказываются неприемлемо велики. В ряде случаев необходимо учитывать также невозможность формирования однородной обучающей выборки необходимого размера из-за нестационарности получаемых данных.

- Поскольку вид распределения исходных наблюдений в задачах, использующих непараметрические подходы, обычно неизвестен либо может меняться в процессе наблюдения, оценка распределения ранговой статистики должна обладать определенной устойчивостью к данным условиям наблюдения.

Подобные требования можно предъявить и к оценкам одномерного распределения ранга $P(R_y)$, изучению которых и посвящена настоящая статья. Исходя из указанных качеств оценки распределения ранга $P(R_y)$, при гипотезе H_0 для ее нахождения может быть применен следующий эвристический подход. Введем показатель "степени зависимости" исходных наблюдений Θ (скалярный либо векторный), значение которого слабо зависит от вида распределения исходных наблюдений. Найдем функциональную зависимость рангового распределения от этого показателя: $P(R_y/\Theta)$. Выполнение условия слабой зависимости показателя Θ от вида распределения исходных наблюдений представляется важным, поскольку, если оно не выполняется, то зависимость распределения ранга от вида распределения исходных наблюдений передается опосредованно через этот показатель.

Если распределение исходных наблюдений гауссовское, то очевидным показателем "степени зависимости" отсчетов является коэффициент корреляции ρ . Оценка ρ вычисляется по выборке исходных наблюдений в соответствии с правилом

$$\hat{\rho} = \frac{1}{(n-1)} \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (x_i - M_X)(x_{i+1} - M_X)}{\sigma_X^2}, \quad (1)$$

где M_X – оценка среднего значения наблюдений выборки; σ_X^2 – оценка ее дисперсии.

Оценкой коэффициента корреляции по обучающей выборке в соответствии с (1) и коррекцией порога обнаружения в соответствии с величиной $\hat{\rho}$ обеспечивается стабильность вероятности ложной тревоги F . Поскольку увеличение корреляции исходных наблюдений приводит к уменьшению "эффективного" объема выборки и как следствие к утяжелению "хвостов" распределения ранговой статистики, то для стабилизации F в этом случае необходимо изменять порог обнаружения в сторону его повышения [3].

Если многомерное распределение исходных наблюдений отличается от гауссовского, коэффициент корреляции ρ уже не является исчерпывающей характеристикой зависимости отсчетов выборки и не может быть использован для коррекции порога обнаружения ранговой статистики. Для иллюстрации этого утверждения рассмотрим следующий пример. Сформируем общую выборку X из n коррелированных отсчетов гауссовского марковского процесса в соответствии с правилом

$$X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}; x_1 = \xi_1, \dots, x_i = \rho x_{i-1} + \sqrt{1 - \rho^2} \xi_i, \dots, \quad (2)$$

где $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_i, \dots, \xi_n$ – отсчеты гауссовского некоррелированного шума $N(0,1)$.

Далее применим нелинейное монотонное преобразование к отсчетам указанной последовательности. Воспользуемся монотонно возрастающими нелинейными функциями типа $y = x^k$, где k – нечетное целое число, например $k = 3$ и $k = 5$. Применение такого типа нелинейного преобразования трансформирует гауссовское распределение исходных наблюдений. Если теперь воспользоваться правилом (1) для нахождения оценок $\hat{\rho}$ одношагового коэффициента корреляции исходных наблюдений ρ , то они окажутся смещенными в область меньших значений этого параметра. Для иллюстрации указанной закономерности после соответствующего нелинейного преобразования исходного марковского гауссовского сигнала (2) были получены оценки $\hat{\rho}$ в соответствии с правилом (1) при различных значениях одношаговой корреляции. Результаты этого статистического эксперимента сведены в таблицу.

Нелинейное преобразование данных с использованием монотонно возрастающей функции не влияет на значения рангов элементов выборки и на распределение ранговых статистик. Таким образом, для сохранения вероятности ложной тревоги на заданном уровне адаптация порога обнаружения при степени нелинейности $k = 1, 3$ и 5 должна осуществляться с применением одного и того же значения ρ , соответствующего первой строке таблицы. Использование заниженных значений оценок одношаговой корреляции при коррекции порога приведет к увеличению вероятности ложной тревоги. Приведенные результаты заставляют искать отличные от ρ характеристики зависимости негауссовских наблюдений, пригодные к использованию в случае ранговых статистик, а также способы построения их оценок.

В соответствии с достаточно тривиальным подходом [3], [4] зависимость исходных наблюдений можно описывать в

ρ	$\hat{\rho}$		ρ	$\hat{\rho}$	
	$k = 3$	$k = 5$		$k = 3$	$k = 5$
0.1	0.05	0.01	0.7	0.57	0.4
0.2	0.12	0.04	0.8	0.7	0.5
0.3	0.25	0.085	0.9	0.83	0.7
0.4	0.27	0.11	0.95	0.9	0.82
0.5	0.34	0.2	0.99	0.98	0.95
0.6	0.47	0.3	–	–	–

терминах уменьшения эффективного объема выборки X . Суть данного подхода заключается в следующем. Для выборки зависимых наблюдений X размера n отсчетов можно указать такое эквивалентное значение размера $n_{\text{эф}} \leq n$ выборки $X_{\text{эф}}$ независимых наблюдений, вариационный ряд которой содержит столько же информации о распределении исходных наблюдений, сколько ее содержит вариационный ряд, составленный из n отсчетов выборки зависимых наблюдений. При этом величину $\eta = n/n_{\text{эф}}$, $\eta \in [1, n]$, можно рассматривать как степень уменьшения эффективного объема выборки вследствие зависимости ее отсчетов. Очевидно, что указанная характеристика зависимости устойчива по отношению к виду исходного распределения наблюдений: ее значение не изменится, например при монотонном нелинейном преобразовании данных.

Простейший способ моделирования уменьшения эффективного объема выборки по сравнению с исходным объемом состоит в представлении выборки объема n в виде $n_{\text{эф}}$ независимых отсчетов, каждый из которых дублируется $\eta - 1$ раз. Таким образом, $n_{\text{эф}} = n/\eta$. В этом случае значение η имеет смысл количества зависимых отсчетов, содержащих столько же информации о данном распределении наблюдений, сколько ее содержится в одном независимом отсчете. Ранг R_y наблюдения y в вариационном ряду, составленном из n зависимых наблюдений X , в рамках данной модели может принимать значения $0, \eta, 2\eta, \dots, n$, а его распределение задается выражением

$$P(R_y) = \begin{cases} \eta/(n + \eta), & R_y = 0, \eta, 2\eta, \dots, n; \\ 0, & R_y \neq 0, \eta, 2\eta, \dots, n. \end{cases} \quad (3)$$

Вид этого распределения приведен на рис. 1 (распределение 1).

При независимых наблюдениях выборки X , т. е. при $\eta = 1$, формула (3) трансформируется в выражение

$$P(R_y) = \begin{cases} 1/(n + 1), & 0 \leq R_y \leq n; \\ 0, & R_y < 0, R_y > n. \end{cases} \quad (4)$$

Вид распределения, соответствующего выражению (4), приведен также на рис. 1 (распределение 2).

Описанная модель влияния зависимости исходных наблюдений на распределение рангов (уменьшение эффективного размера выборки) плохо согласуется с получаемыми в статистическом эксперименте закономерностями, характерными для наиболее часто используемых на практике моделей сигналов с зависимыми отсчетами. В частности, если имеется выборка $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, состоящая из n отсчетов, распределение которой описывается гауссовской марковской моделью (2), то распределение ранга наблюдения y , независимого от выборки X , в вариационном ряду, составленном из элементов X , имеет вид, изображенный на рис. 2 (данное распределение получено методом статистического моделирования для различных параметров ρ марковской модели). Очевидно, что распределения ранга, приведенные на рис. 1 и 2, имеют мало общего.

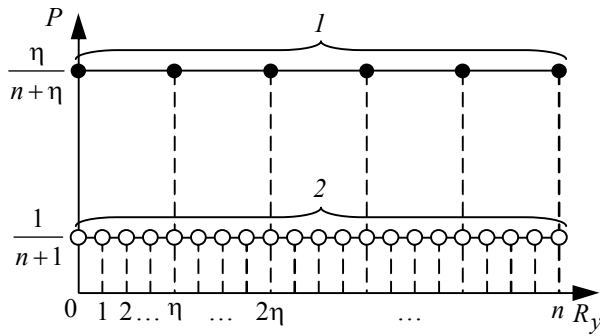


Рис. 1

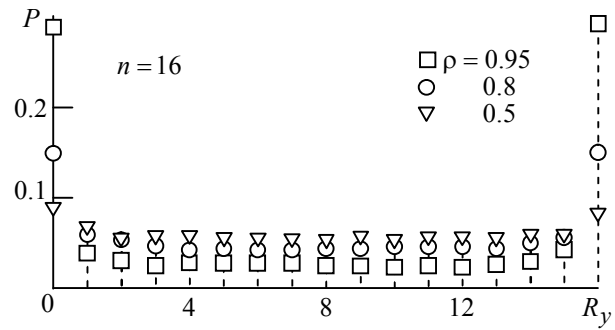


Рис. 2

Автором статьи предлагается несколько иная модель учета зависимости исходных наблюдений, характеризующаяся показателем, устойчивым к виду их распределения, и позволяющая получать более "адекватные" распределения ранга. Ключевым для этой модели является предположение о случайной длине группы совпадающих наблюдений. При этом условное распределение исходных наблюдений, следующих одно за другим, представляется в виде

$$P(x_i/x_{i-1}) = \alpha \delta(x_i - x_{i-1}) + (1 - \alpha)P(x_i), \quad (5)$$

где α – действительное число из интервала $[0,1]$; $\delta(\cdot)$ – δ -функция; $P(x_i)$ – одномерная плотность вероятности исходных наблюдений. Таким образом, при $\alpha = 1$ получается выборка, состоящая из совпадающих отсчетов, а при $\alpha = 0$ – выборка независимых наблюдений. Используя выражение (5) для представления многомерного распределения $P(x_1, x_2, \dots, x_n)$, можно записать:

$$P(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(x_1)P(x_2/x_1)P(x_3/x_2, x_1) \dots P(x_n/x_{n-1}, x_{n-2}, \dots, x_1).$$

Аппроксимируем это распределение односвязной марковской моделью. Имеем:

$$P(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(x_1)P(x_2/x_1)P(x_3/x_2) \dots P(x_n/x_{n-1}). \quad (6)$$

Подставив выражение (5) в (6), получим:

$$P(x_1, x_2, \dots, x_n) = P(x_1) [\alpha \delta(x_2 - x_1) + (1 - \alpha)P(x_2)] [\alpha \delta(x_3 - x_2) + (1 - \alpha)P(x_3)] \times \dots [\alpha \delta(x_n - x_{n-1}) + (1 - \alpha)P(x_n)]. \quad (7)$$

Модель (5) можно усложнить и сделать m -связной, если предположить, что

$$P(x_i/x_{i-1}, x_{i-2}, \dots, x_{i-m}) = \alpha_1 \delta(x_i - x_{i-1}) + \alpha_2 \delta(x_i - x_{i-2}) + \dots + \alpha_m \delta(x_i - x_{i-m}) + (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_m)P(x_i),$$

однако в дальнейшем ограничимся случаем односвязной модели (5).

Очевидно, что в рассматриваемом случае модель повторения наблюдений является рандомизированной и управляется единственным параметром α . Можно показать, что любое временное сечение процесса $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$, соответствующего модели (5), имеет плотность $P(x)$. При этом корреляционная функция процесса $R(k) = \overline{x_i x_{i-k}}$ экспоненциальна: $R(k) = \alpha^k \sigma_x^2$.

Найдем распределение ранга отсчета y в выборке X в предположении, что X описывается многомерным распределением (7). Предположим также, что элемент y , распределение ранга которого необходимо найти, является независимым по отношению к выборке X . Распределение ранга R_y можно представить в виде

$$P(R_y) = \sum_j \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^y \dots \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^y P(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n P(y) dy. \quad (8)$$

Сумма по j в выражении (8) учитывает все возможные комбинации пределов интегрирования, приводящих к рангу y , равному R_y . Общее количество таких комбинаций при независимых наблюдениях определяется числом сочетаний $C_n^{R_y}$.

Выражение (8) с учетом (7) можно представить в виде

$$P(R_y) = \sum_j \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^y \dots \int_{-\infty}^y \int_{-\infty}^y P(x_1) [\alpha \delta(x_2 - x_1) + (1 - \alpha) P(x_2)] \times \\ \times [\alpha \delta(x_3 - x_2) + (1 - \alpha) P(x_3)] \dots [\alpha \delta(x_n - x_{n-1}) + (1 - \alpha) P(x_n)] dx_1 dx_2 \dots dx_n P(y) dy.$$

В результате вычисления интегралов приходим к следующему выражению для распределения $P(R_y)$ (рис. 3):

$$P(R_y) = \begin{cases} \sum_{l=0}^{n-1} \frac{C_{n-1}^l \alpha^l (1-\alpha)^{n-l-1}}{(n-l+1)}, & R_y = 0, n; \\ \frac{1}{n-1} \sum_{l=0}^{n-1} \frac{(n-l-1) C_{n-1}^l \alpha^l (1-\alpha)^{n-l-1}}{(n-l+1)}, & 1 \leq R_y \leq n-1. \end{cases} \quad (9)$$

Можно отметить значительное сходство распределений, приведенных на рис. 2 и 3, что говорит об адекватности предлагаемой модели описания рангов зависимых наблюдений. В предельном случае, если вероятность возникновения совпадений отсчетов в выборке равна нулю ($\alpha = 0$), распределение ранга R_y оказывается равномерным (4). В другом предельном

случае при $\alpha = 1$ $P(R_y) = 1/2$. В результате сравнения графиков, приведенных на рис. 2 и 3, можно сделать вывод о возможности адекватного представления распределения рангов гауссовского марковского сигнала распределением рангов, полученным для модели многомерного распределения исходных наблюдений, задаваемой выражением (5).

Модель (5) имеет ряд преимуществ

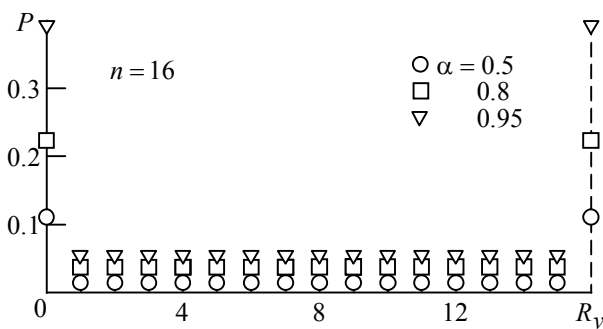


Рис. 3

перед гауссовской марковской моделью (2) при описании распределения рангов зависимых наблюдений для оценки распределения рангов. К ним относятся, во-первых, отсутствие ограничений на вид распределения исходных наблюдений $P(x)$, во-вторых, неизменность параметра α , описывающего степень зависимости, при изменении вида распределения исходных наблюдений $P(x)$, вызванном, например монотонным нелинейным преобразованием, и, в-третьих, наличие возможности точного вычисления распределения ранга.

Рассмотрим теперь задачу оценивания параметра α , описывающего степень зависимости наблюдений в выборке в соответствии с моделью (5). Оценка максимального правдоподобия (МП-оценка) α может быть получена на основе многомерного условного распределения ранга $P(R_{y_1}, R_{y_2}, \dots, R_{y_m} / \alpha)$. Предполагается, что ранги наблюдений y_1, y_2, \dots, y_m вычисляются для "своих" опорных выборок X_1, X_2, \dots, X_m одинакового объема. Также предполагается, что отсчеты каждой из опорных выборок $X_i = \{x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{in}\}$ независимы по отношению к наблюдению y_i , независимы и наблюдения различных опорных выборок. В этом случае распределение $P(R_{y_i})$ вычисляется в соответствии с выражением (9). Если наблюдения y_1, y_2, \dots, y_m независимы, условное распределение $P(R_{y_1}, R_{y_2}, \dots, R_{y_m} / \alpha)$ можно представить в виде

$$P(R_{y_1}, R_{y_2}, \dots, R_{y_m} / \alpha) = P(R_{y_1} / \alpha) P(R_{y_2} / \alpha) \dots P(R_{y_m} / \alpha) = \\ = [f(\alpha)]^{k_1} [1 - 2f(\alpha)]^{m - k_1 - k_2} [f(\alpha)]^{k_2} = [f(\alpha)]^{k_1 + k_2} [1 - 2f(\alpha)]^{m - k_1 - k_2},$$

где в соответствии с (9) $f(\alpha) = \sum_{l=0}^{n-1} \frac{C_{n-1}^l \alpha^l (1-\alpha)^{n-l-1}}{(n-l+1)}$; $k = k_1 + k_2$ – количество циклов наблюдения, в которых ранг получил одно из крайних значений $R_y = 0$ (с общим числом таких исходов k_1) или $R_y = n$ (с общим числом k_2).

Статистики k_1 и k_2 можно представить в виде $k_1 = \sum_{i=1}^m \delta_0(R_{y_i} - n)$ и $k_2 = \sum_{i=1}^m \delta_0(R_{y_i})$,

где $\delta_0(\cdot)$ – цифровая дельта-функция. Таким образом,

$$P(R_{y_1}, R_{y_2}, \dots, R_{y_m} / \alpha) = \\ = [f(\alpha)]^{\sum_{i=1}^m [\delta_0(R_{y_i} - n) + \delta_0(R_{y_i})]} [1 - 2f(\alpha)]^{m - \sum_{i=1}^m [\delta_0(R_{y_i} - n) + \delta_0(R_{y_i})]}.$$

Из этого выражения по теореме о факторизации [2] следует, что достаточной статистикой для параметра α является величина $k = \sum_{i=1}^m [\delta_0(R_{y_i} - n) + \delta_0(R_{y_i})] = k_1 + k_2$. Распределение достаточной статистики подчиняется биномиальному закону и определяется выражением $P(k/\alpha) = C_m^k [2f(\alpha)]^k [1 - 2f(\alpha)]^{m-k}$.

С учетом данного выражения МП-оценка α вычисляется следующим образом:

$$\hat{\alpha} = \arg \max_{\alpha} P(k/\alpha) = \arg \max_{\alpha} \left\{ C_m^k \left[2 \sum_{l=0}^{n-1} \frac{C_{n-1}^l \alpha^l (1-\alpha)^{n-l-1}}{(n-l+1)} \right]^k \left[1 - 2 \sum_{l=0}^{n-1} \frac{C_{n-1}^l \alpha^l (1-\alpha)^{n-l-1}}{(n-l+1)} \right]^{m-k} \right\}. \quad (10)$$

Поскольку параметр α непрерывен в диапазоне $[0,1]$, найти его оценку $\hat{\alpha}$ (максимум выражения (10)) можно в результате определения корня уравнения $\partial P(k/\alpha)/\partial \alpha = 0$. В результате дифференцирования получим алгебраическое уравнение, корнем которого является $\hat{\alpha}$:

$$\sum_{l=0}^{n-1} \frac{C_{n-1}^l \alpha^l (1-\alpha)^{n-l-1}}{(n-l+1)} = (k-1)/[2(m-2)].$$

Это уравнение можно решить, например графическим методом.

Библиографический список

1. Гаек Я., Шидак З. Теория ранговых критериев. М.: Наука, 1971. 375 с.
2. Леман Э. Теория точечного оценивания. М.: Наука, 1991. 448 с.
3. Дейхин Л. Е., Райфельд М. А., Спектор А. А. Адаптивное ранговое обнаружение объектов на изображениях с коррелированным фоном // Радиотехника и электроника. 1989. Т. 34, № 10. С. 211–219.
4. Райфельд М. А. Непараметрический метод адаптации алгоритма Вилкоксона при коррелированных наблюдениях. // Статистические методы обработки изображений: межвуз. сб. науч. тр. / Новосиб. гос. техн. ун-т. Новосибирск, 1993. С. 12–16.

M. A. Rajfeld
Novosibirsk state technical university

Using robust characteristics of samples dependence for rank criterion adaptation

Adaptation of nonparametric criteria in the conditions of samples dependence is considered. The approach to the adaptation problem decision, consisting in use of special indicators of the supervision dependence steady against change of a kind of distribution of the initial data, to an estimation of these indicators and to a finding of distribution of ranks taking into

Rank, rank statistic, nonparametric test, sufficient statistic, variation series, sample, distribution function

Статья поступила в редакцию 14 февраля 2009 г.

М. Е. Шевченко

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ"

Алгоритм совместного обнаружения и оценивания параметров источников радиоизлучения

Представлен алгоритм совместного обнаружения и оценивания параметров множества источников радиоизлучений (ИРИ) и излучаемых ими сигналов при трехэлементной антенной решетке. Алгоритм относится к классу ESPRIT-алгоритмов, основанных на формировании сигнального подпространства из наблюдаемых данных. Представленный алгоритм, в отличие от существующих, позволяет оценивать форму сигналов ИРИ и их параметры в условиях неопределенности сигнально-помеховой обстановки. Приведены результаты исследования алгоритма по модельным и по реальным сигналам.

Радиомониторинг, источники радиоизлучения, азимут, угол места, обнаружение, оценивание, форма сигнала, антенная решетка, сигнальное подпространство

Основная задача панорамного радиомониторинга состоит в оценке частоты и в оценке угловых координат (азимута и угла места) множества источников радиоизлучения (ИРИ). Интерес представляет также определение типа сигнала.

В настоящей статье представлен алгоритм совместного обнаружения и оценивания частоты, азимута, угла места и формы сигналов от множества ИРИ, сигнальные составляющие которых присутствуют в наблюдаемых данных. Алгоритм разработан на основе ESPRIT-подхода [1], [2] к задаче синтеза алгоритмов определения направлений ИРИ и принципа инвариантности [3] для преодоления априорной неопределенности уровня аддитивного шума. ESPRIT-Подход (Estimation signal parameters via rotational invariance techniques) заключается в разделении сигнального и шумового подпространств на основе принятых данных, а также в формировании требуемых оценок на основе сигнального подпространства с учетом инвариантности антенной решетки к сдвигу.

Модели антенной решетки и сигнально-помеховой обстановки. Антенная решетка (АР) (рис. 1) состоит из трех всенаправленных антенн, расположенных в вершинах равностороннего треугольника. Длины сторон треугольника равны Δ , причем $\Delta f_{\max} / c < 0.5$, где f_{\max} – максимальная частота из диапазона принимаемых сигналов. Виртуальная линия, соединяющая антенны Y и X , ориентирована по направлению "север-юг" (антенна Y расположена севернее антенны X).

Пеленг θ_k отсчитывается против часовой стрелки между направлением на ИРИ и направлением на север. Азимут θ_{a_k} отсчитыв-

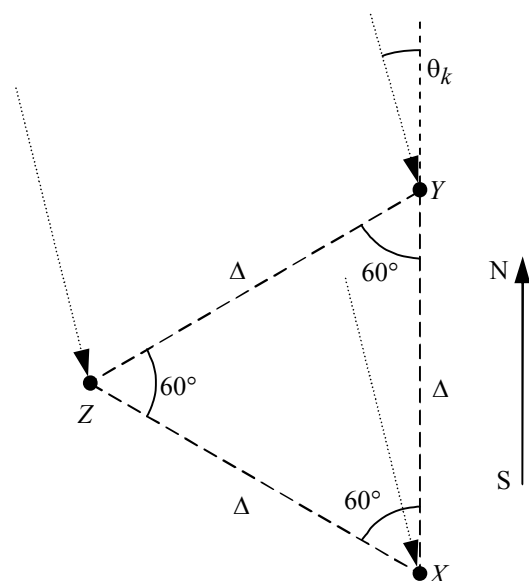


Рис. 1

вается по часовой стрелке от направления на север. Поэтому $\theta a_k = -\theta_k$.

Наблюдаемыми данными являются выборки $\mathbf{x} = (x_0, \dots, x_{N-1})$, $\mathbf{y} = (y_0, \dots, y_{N-1})$, $\mathbf{z} = (z_0, \dots, z_{N-1})$, полученные дискретизацией процессов, принятых элементами АР X , Y , Z соответственно, с частотой P . Отсчеты выборок записываются в виде

$$x_i = x(i/P) = \sum_{k=1}^d b_k s_k(i/P) \exp[j2\pi f_k(i/P)] + \xi_x(i/P);$$

$$y_i = y(i/P) = \sum_{k=1}^d b_k s_k(i/P) \exp[j2\pi f_k(i/P)] \exp(j\gamma_{xy_k}) + \xi_y(i/P);$$

$$z_i = z(i/P) = \sum_{k=1}^d b_k s_k(i/P) \exp[j2\pi f_k(i/P)] \exp(j\gamma_{xz_k}) + \xi_z(i/P),$$

где d – неизвестное число ИРИ; b_k , f_k – амплитуда и несущая частота сигнала k -го ИРИ соответственно; $\mathbf{s}_k = \{s_k(i/P), \dots, s_k[(N-1)/P]\}$ – выборка из комплексной огибающей $s_k(t)$ сигнала k -го ИРИ, причем $\int_0^T [s_k(t)]^2 dt = 1$; γ_{xy_k} , γ_{xz_k} – фазовые сдвиги между сигналами k -го ИРИ в антеннах X, Y и X, Z соответственно, обусловленные разностью хода между элементами АР; ξ_x , ξ_y , ξ_z – выборки аддитивного шума в антеннах X, Y и Z соответственно.

При синтезе алгоритма предполагалось выполнение условия узкополосности принимаемых радиосигналов, поэтому $s_k[t - \tau_{xy(xz)}] \cong s_k(t)$, где $\tau_{xy(xz)}$ – задержка распространения сигнала между антеннами X и Y (X и Z). Фазовый сдвиг между i -м и $(i+n)$ -м отсчетами, принадлежащими принятому сигналу от k -го ИРИ в каждой из выборок, равен $2\pi f_k n/P$. Фазовые сдвиги γ_{xy_k} , γ_{xz_k} выражаются через пеленг θ_k и угол места β_k k -го ИРИ как $\gamma_{xz_k} = (2\pi/c)[f_k \Delta \cos(60 - \theta_k) \cos \beta_k]$ и $\gamma_{xy_k} = (2\pi/c)(f_k \Delta \cos \theta_k \cos \beta_k)$. Выборки из аддитивного шума

$$\xi_x = \left[\xi_x\left(\frac{0}{P}\right), \dots, \xi_x\left(\frac{N-1}{P}\right) \right];$$

$$\xi_y = \left[\xi_y\left(\frac{0}{P}\right), \dots, \xi_y\left(\frac{N-1}{P}\right) \right];$$

$$\xi_z = \left[\xi_z\left(\frac{0}{P}\right), \dots, \xi_z\left(\frac{N-1}{P}\right) \right],$$

присутствующие в наблюдаемых данных, полагаются взаимно независимыми с гауссовской маргинальной плотностью распределения с неизвестной дисперсией.

На основе такой постановки задачи с применением обобщенного критерия наименьших квадратов, ESPRIT-подхода, методов линейной алгебры и принципа инвариантности разработан алгоритм совместного обнаружения и оценивания параметров ИРИ, который оценива-

ет число ИРИ \hat{d} , формирует совместные оценки частоты \hat{f}_k , пеленга $\hat{\theta}_k$, угла места $\hat{\beta}_k$ и формы сигнала \hat{s}_k .

Алгоритм совместного обнаружения и оценивания. Включает следующие этапы.

1. Формирование матрицы наблюдений

$$R = \begin{bmatrix} X \\ Y \\ Z \end{bmatrix}; \quad X = \begin{bmatrix} x_0 & x_1 & \dots & x_{N-n-1} \\ x_1 & x_2 & \dots & x_{N-n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n-1} & x_n & \dots & x_{N-1} \end{bmatrix}; \quad Y = \begin{bmatrix} y_0 & y_1 & \dots & y_{N-n-1} \\ y_1 & y_2 & \dots & y_{N-n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ y_{n-1} & y_n & \dots & y_{N-1} \end{bmatrix};$$

$$Z = \begin{bmatrix} z_0 & z_1 & \dots & z_{N-n-1} \\ z_1 & z_2 & \dots & z_{N-n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{n-1} & z_n & \dots & z_{N-1} \end{bmatrix}; \quad n \geq d.$$

2. Вычисление корреляционной матрицы $RR = R(R^*)^T$ ("*" – знак комплексного сопряжения; "T" – знак транспонирования).

3. Разложение матрицы $RR = E \text{diag}(\Lambda)(E^*)^T$ по собственным числам $\Lambda = (\lambda_0, \dots, \lambda_{d-1}, \dots, \lambda_{3n-1})$, $\lambda_0 > \lambda_{d-1} > \lambda_{3n-1}$ и собственным векторам $E = \{E_1 \ E_2 \ \dots \ E_{3n-1}\}$.

4. Оценка количества ИРИ \hat{d} сравнением собственных чисел с порогом $C_\alpha = C'_\alpha \hat{\sigma}_\xi$, определяемым уровнем вероятности ложной тревоги α (C'_α – параметр, зависящий от размера выборки N и параметра алгоритма n ; $\hat{\sigma}_\xi$ – состоятельная и эффективная оценка уровня шума).

5. Выделение из пространства собственных векторов $E = (E_S, E_\xi)$ сигнального подпространства $E_S = (E_{s_x} \ E_{s_y} \ E_{s_z})^T$ образованного векторами, соответствующим \hat{d} собственным числам, превысившим порог C_α .

6. Получение оценок угловых параметров ИРИ. Для этого требуется:

6.1. Сформировать матрицу $E_{SS} = (E_{s_x} \ E_{s_y} \ E_{s_z})$ и вычислить корреляционную матрицу

$$EE = (E_{SS}^*)^T E_{SS} = \begin{bmatrix} EE_{11} & EE_{12} & EE_{13} \\ EE_{21} & EE_{22} & EE_{23} \\ EE_{31} & EE_{32} & EE_{33} \end{bmatrix},$$

из которой создать матрицы

$$EE_{xy} = \begin{bmatrix} EE_{11} & EE_{12} \\ EE_{21} & EE_{22} \end{bmatrix} \text{ и } EE_{xz} = \begin{bmatrix} EE_{11} & EE_{13} \\ EE_{31} & EE_{33} \end{bmatrix}.$$

6.2. Найти матрицы собственных векторов

$$E\Gamma_{\mathbf{xy}} = \begin{bmatrix} E\Gamma_{\mathbf{xy}11} & E\Gamma_{\mathbf{xy}12} \\ E\Gamma_{\mathbf{xy}21} & E\Gamma_{\mathbf{xy}22} \end{bmatrix} \text{ и } E\Gamma_{\mathbf{xz}} = \begin{bmatrix} E\Gamma_{\mathbf{xz}11} & E\Gamma_{\mathbf{xz}12} \\ E\Gamma_{\mathbf{xz}21} & E\Gamma_{\mathbf{xz}22} \end{bmatrix}$$

матриц $EE_{\mathbf{xy}}$ и $EE_{\mathbf{xz}}$. Вычислить $\Psi_{\mathbf{xy}} = -E\Gamma_{\mathbf{xy}12}E\Gamma_{\mathbf{xy}22}^{-1}$, $\Psi_{\mathbf{xz}} = -E\Gamma_{\mathbf{xz}12}E\Gamma_{\mathbf{xz}22}^{-1}$. Разложить $\Psi_{\mathbf{xy}} = T(\mathbf{xy})\widehat{\Gamma}_{\mathbf{xy}}T^{-1}(\mathbf{xy})$ и $\Psi_{\mathbf{xz}} = T(\mathbf{xz})\widehat{\Gamma}_{\mathbf{xz}}T^{-1}(\mathbf{xz})$ по собственным числам $\widehat{\Gamma}_{\mathbf{xy}} = \text{diag}(\widehat{\Gamma}_{\mathbf{xy}1}, \dots, \widehat{\Gamma}_{\mathbf{xy}\widehat{d}})$, $\widehat{\Gamma}_{\mathbf{xz}} = \text{diag}(\widehat{\Gamma}_{\mathbf{xz}1}, \dots, \widehat{\Gamma}_{\mathbf{xz}\widehat{d}})$ и векторам, составляющим матрицы $T(\mathbf{xy})$ и $T(\mathbf{xz})$.

6.3. Сопоставить собственные числа $\Psi_{\mathbf{xy}}$ и $\Psi_{\mathbf{xz}}$ изменением порядка следования собственных векторов в $T(\mathbf{xz})$ при сохранении порядка следования векторов в $T(\mathbf{xy})$. Для этого вычислить корреляционную матрицу $TT = [T^*(\mathbf{xy})]^T T(\mathbf{xz})$. Определить M_i – номер столбца максимального элемента каждой $i = \overline{0, \widehat{d} - 1}$ строки матрицы TT . Привести порядок следования собственных векторов в $T(\mathbf{xz})$ к порядку их следования в $T(\mathbf{xy})$, соответственно изменив и порядок следования собственных чисел $\widehat{\Gamma}'_{\mathbf{xz}} = \text{diag}(\widehat{\Gamma}'_{\mathbf{xz}1}, \dots, \widehat{\Gamma}'_{\mathbf{xz}\widehat{d}})$, $\widehat{\Gamma}'_{\mathbf{xz}i} = \widehat{\Gamma}_{\mathbf{xz}M_i}$ так, что $\Psi_{\mathbf{xz}} = T(\mathbf{xy})\widehat{\Gamma}'_{\mathbf{xz}}T^{-1}(\mathbf{xy})$.

7. Получение оценок частоты. Для этого требуется:

7.1. Создать матрицы $U1(E_{s\mathbf{x}})$, $U2(E_{s\mathbf{x}})$, $U1(E_{s\mathbf{y}})$, $U2(E_{s\mathbf{y}})$, $U1(E_{s\mathbf{z}})$, $U2(E_{s\mathbf{z}})$,

$$\text{где } U1(U) = \begin{bmatrix} U_{0,0} & \dots & U_{0,\widehat{d}-1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ U_{n-2,0} & \dots & U_{n-2,\widehat{d}-1} \end{bmatrix} \text{ и } U2(U) = \begin{bmatrix} U_{1,0} & \dots & U_{1,\widehat{d}-1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ U_{n-1,0} & \dots & U_{n-1,\widehat{d}-1} \end{bmatrix}.$$

7.2. Вычислить корреляционные матрицы

$$UU(E_{s\mathbf{x}}) = \left\{ [U1(E_{s\mathbf{x}})]^* \right\}^T U2(E_{s\mathbf{x}}); \quad UU(E_{s\mathbf{y}}) = \left\{ [U1(E_{s\mathbf{y}})]^* \right\}^T U2(E_{s\mathbf{y}});$$

$$UU(E_{s\mathbf{z}}) = \left\{ [U1(E_{s\mathbf{z}})]^* \right\}^T U2(E_{s\mathbf{z}}).$$

7.3. Разложить матрицы

$$UU(E_{s\mathbf{x}}) = T(E_{s\mathbf{x}})\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{x}})T^{-1}(E_{s\mathbf{x}}); \quad UU(E_{s\mathbf{y}}) = T(E_{s\mathbf{y}})\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{y}})T^{-1}(E_{s\mathbf{y}});$$

$$UU(E_{s\mathbf{y}}) = T(E_{s\mathbf{y}})\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{y}})T^{-1}(E_{s\mathbf{y}})$$

по собственным числам

$$\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{x}}) = \text{diag}[\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{x}})_1, \dots, \widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{x}})_{\widehat{d}}], \quad \widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{y}}) = \text{diag}[\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{y}})_1, \dots, \widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{y}})_{\widehat{d}}],$$

$$\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{z}}) = \text{diag}[\widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{z}})_1, \dots, \widehat{\Phi}(E_{s\mathbf{z}})_{\widehat{d}}]$$

и векторам $T(E_{s\mathbf{x}})$, $T(E_{s\mathbf{y}})$, $T(E_{s\mathbf{z}})$.

7.4. Сопоставить (аналогично п. 6.3) полученные наборы собственных векторов $T(E_{sx})$, $T(E_{sy})$ и $T(E_{sz})$ собственным векторам $T(\mathbf{x}_y)$ и изменить порядок следования собственных векторов $T(E_{sx}) \rightarrow T(\mathbf{x}_y)$, $T(E_{sy}) \rightarrow T(\mathbf{x}_y)$, $T(E_{sz}) \rightarrow T(\mathbf{x}_y)$.

8. Получение матриц $\hat{\Phi}'(E_{sx})$, $\hat{\Phi}'(E_{sy})$, $\hat{\Phi}'(E_{sz})$ в соответствии с измененным порядком следования собственных чисел и вычисление оценки частоты:

$$\hat{f}_k = \text{median} \left\{ f_k [\hat{\Phi}'(E_{sx})], f_k [\hat{\Phi}'(E_{sy})], f_k [\hat{\Phi}'(E_{sz})] \right\}$$

по трем независимым оценкам частот

$$f_k [\hat{\Phi}'(E_{sx})] = (P/2\pi) \arg [\hat{\Phi}'_k(E_{sx})];$$

$$f_k [\hat{\Phi}'(E_{sy})] = (P/2\pi) \arg [\hat{\Phi}'_k(E_{sy})];$$

$$f_k [\hat{\Phi}'(E_{sz})] = (P/2\pi) \arg [\hat{\Phi}'_k(E_{sz})].$$

9. Вычисление оценок азимута:

$$\hat{\theta}_{a_k} = -\arctg \left[\frac{\arg(\hat{\Gamma}'_{zx_k}) - 0.5 \arg(\hat{\Gamma}'_{xy_k})}{\sqrt{0.75} \arg(\hat{\Gamma}'_{xy_k})} \right]$$

и угла места:

$$\hat{\beta}_k = \arccos \left[\sqrt{\frac{[\arg(\hat{\Gamma}'_{xz_k}) - 0.5 \arg(\hat{\Gamma}'_{xy_k})]^2 + \arg^2(\hat{\Gamma}'_{xy_k})}{0.75(2\pi\Delta f_k/c)}} \right], k = 1, \hat{d}.$$

10. Вычисление оценки формы сигнала: $\hat{\mathbf{s}} = (\hat{s}_1 \dots \hat{s}_{\hat{d}}) = R^T E_s^* T^*(\mathbf{x}_y)$.

Результатами действия алгоритма являются совместные оценки $(\hat{f}_k, \hat{\theta}_{a_k}, \hat{\beta}_k, \hat{s}_k)$, $k = 1, \hat{d}$, частоты, азимута, угла места и формы сигнала как функции временных отсчетов.

Исследование алгоритма. Результаты работы алгоритма получены для модельной сигнально-помеховой обстановки и обработкой записей реальных сигналов при размере выборки $N = 4096$ и параметре алгоритма $n = 600$. Шум моделировался гауссовским случайным процессом с нулевым средним и дисперсией σ^2 . В табл. 1 приведены параметры пяти ИРИ с относительными частотами $f_{ok} = f_k/P$ и отношением "сигнал/шум" $q_k^2 = b_k^2/\sigma^2$, $k = 1 \dots 5$. При заданных значениях отношения "сигнал/шум" вероятность обнаружения превышает уровень 0.9 при вероятности ложной тревоги 0.001. Суммарный амплитудный спектр

Таблица 1

ИРИ	f_o	θ_{a_o} ...	β_o ...	q_o^2 , дБ	Сигнал
1	15.5	25	45	20	ЛЧМ
2	50.4	15	45	17	АМ
3	75.5	30	45	17	Немодулированный
4	90.5	45	45	17	То же
5	110.6	210	45	17	- -

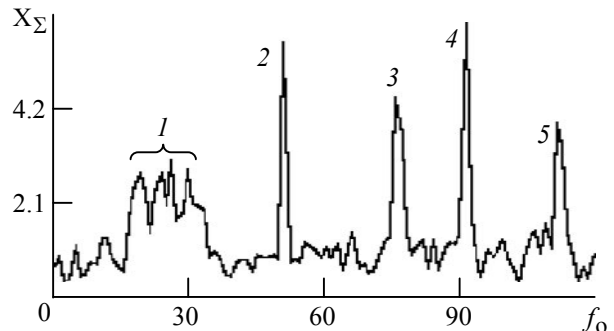


Рис. 2

Таблица 2

ИРИ	\hat{f}_0	$\hat{\theta}_a, \dots^\circ$	$\hat{\beta}, \dots^\circ$
1a	22.6	27.0	36.17
1б	28.5	27.2	48
1в	29.5	25.7	39.3
2	50.04	21	58.3
3	75.7	31.3	54.2
4	89.9	42.1	47.4
5	109	211.3	31.34

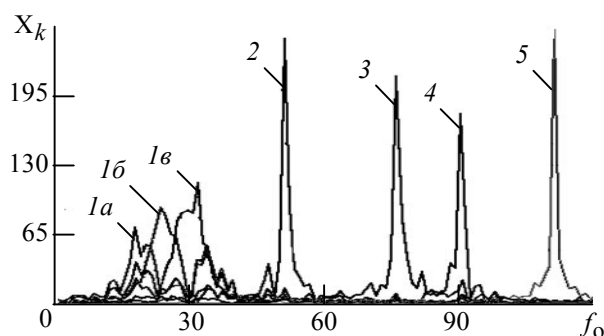


Рис. 3

наблюдаемых данных от трех антенн показан на рис. 2. Номерами указаны спектры сигналов, соответствующие каждому ИРИ.

В табл. 2 приведены сформированные алгоритмом оценки частоты, азимута и угла места. На рис. 3 изображены спектры оценок формы сигнала, соответствующие каждому ИРИ.

Из табл. 2 и рис. 3 видно, что для ИРИ1, излучающего ЛЧМ-сигнал, алгоритм сформировал три близкие оценки частоты, азимута, угла места. Также получены три оценки формы сигнала, в результате сложения которых образован сигнал, квадратурная составляющая которого изображена на рис. 4.

На рис. 5 приведена оценка мгновенной частоты (кривая 1) суммарного сигнала после низкочастотной фильтрации и заложенный при моделировании ЛЧМ-сигнала закон изменения частоты (кривая 2). Видно, что восстановленный закон изменения частоты практически соответствует заданному¹.

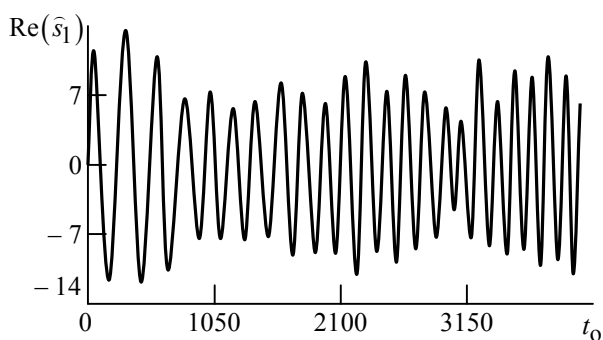


Рис. 4

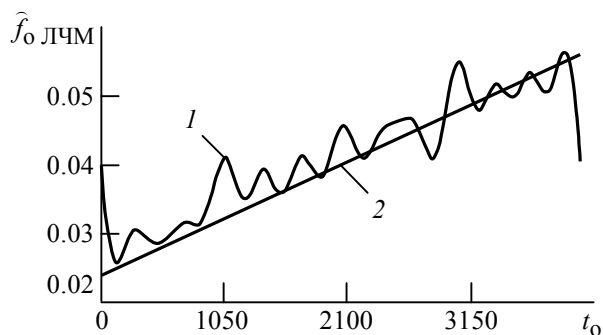


Рис. 5

Результаты работы алгоритма по записям реальных сигналов. На рис. 6 приведен суммарный амплитудный спектр фрагмента записи длительностью 25.6 мс. Запись сделана в полосе 100 кГц, центральная частота 7040 кГц, частота дискретиза-

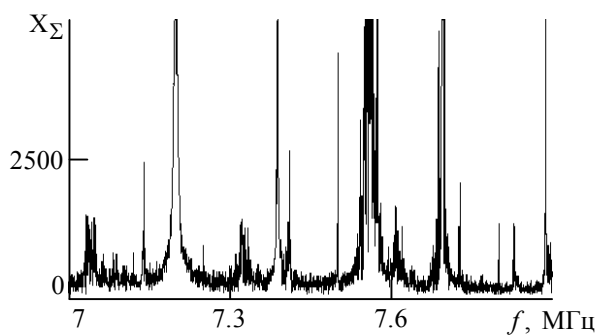


Рис. 6

¹ На рис. 4 и 5 по осям абсцисс отложено относительное время – номер отсчета в выборке оценки сигнала, умноженный на отношение $N/(N-n)$ за счет изменения размера выборки.

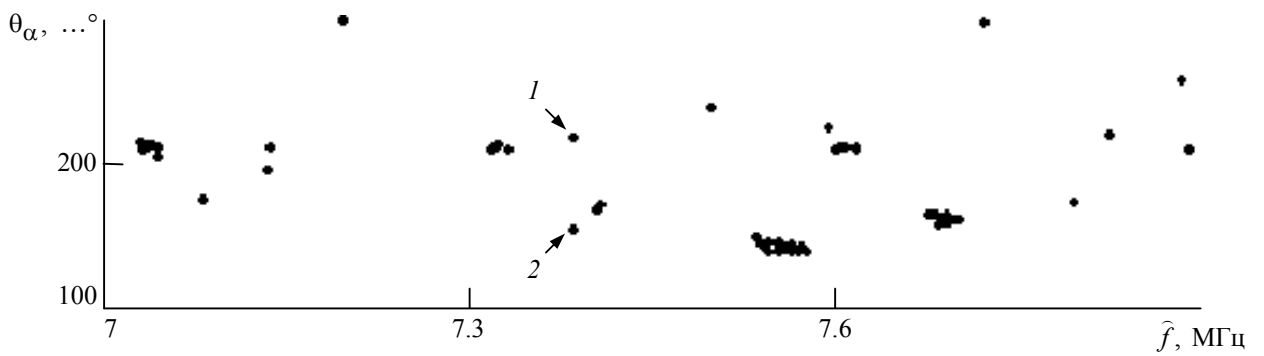


Рис. 7

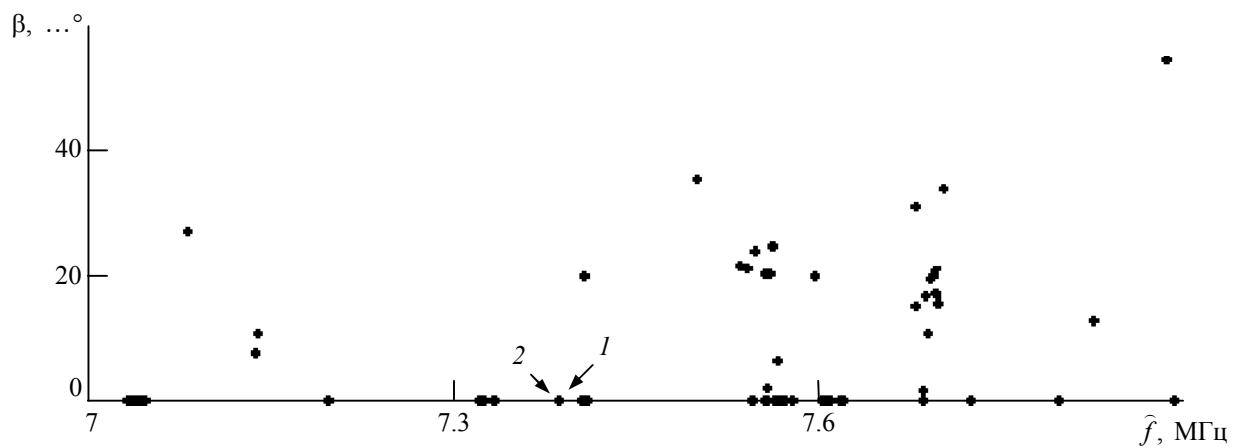


Рис. 8

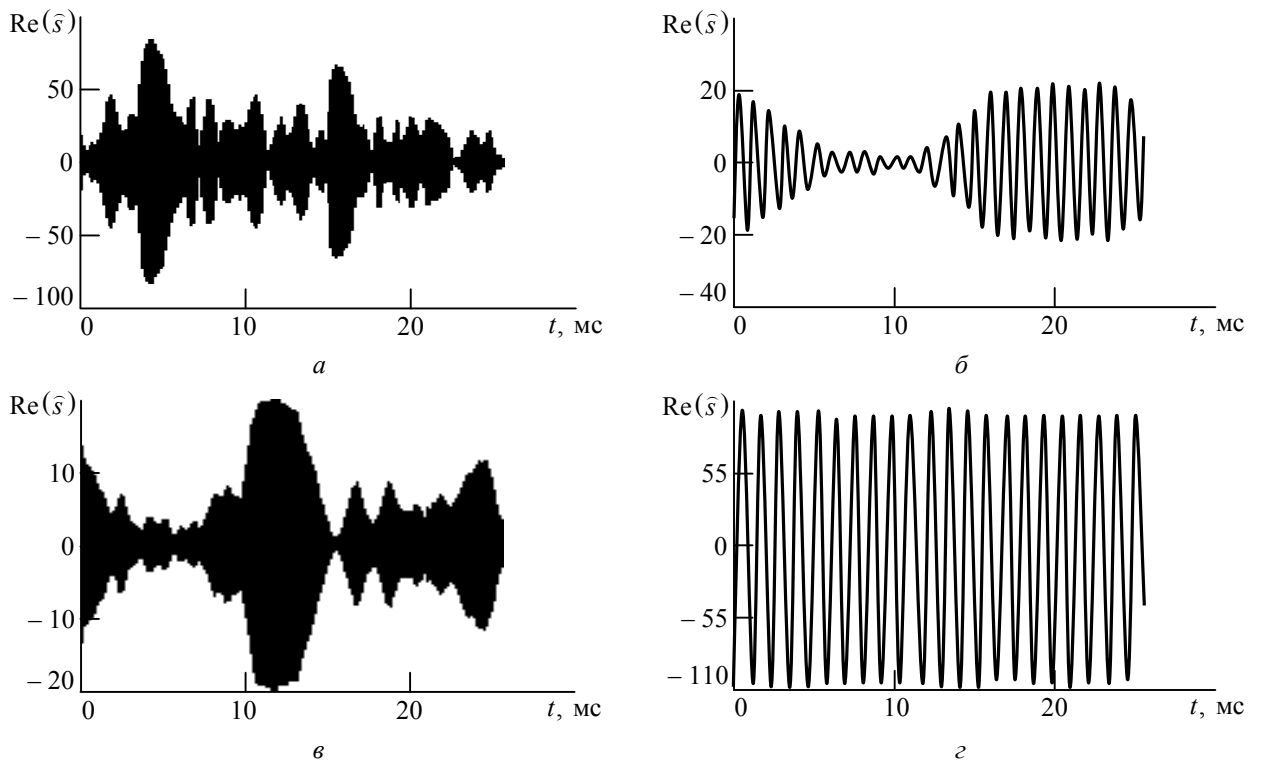


Рис. 9

ции 160 кГц. Расстояние между антеннами 10 м. Выполнены предварительная калибровка и коррекция амплитудно-частотных и фазовых характеристик трактов.

По результатам обработки получены частотно-азимутальная панорама (рис. 7) и панорама "угол места – частота" (рис. 8). Для 19 обнаруженных ИРИ сформированы оценки формы сигнала. В качестве примера на рис. 9, *а–г* приведены оценки формы сигнала для обнаруженных ИРИ. Параметры сигнала, представленного на рис. 9, *а*: $\hat{f}_0 = 7\,003\,581$ Гц, $\hat{\theta}_a = 209^\circ$, $\hat{\beta} = 0^\circ$. На рис. 9, *б* представлена оценка формы сигнала с параметрами $\hat{f}_0 = 7\,038\,862$ Гц, $\hat{\theta}_a = 218^\circ$, $\hat{\beta} = 0^\circ$. Рис. 9, *в* представляет оценку сигнала, имеющего параметры $\hat{f}_0 = 7\,056\,095$ Гц, $\hat{\theta}_a = 139^\circ$, $\hat{\beta} = 0^\circ$. На рис. 9, *г* представлена оценка формы сигнала с параметрами $\hat{f}_0 = 7\,038\,977$ Гц, $\hat{\theta}_a = 154^\circ$, $\hat{\beta} = 0^\circ$ ².

Из рис. 7 и 8 видно, что алгоритм различил сигналы двух ИРИ 1 и 2, близкие по частоте, но различающиеся по угловым координатам. Различие по частоте составляет примерно 115 Гц.

Точность всех оценок, в особенности оценки формы сигнала, зависит от параметра *n* алгоритма. Чем больше *n*, тем точнее формируется оценка. Однако с увеличением *n* существенно возрастают вычислительные затраты алгоритма.

С помощью представленного алгоритма можно формировать совместные оценки частоты, угловых координат и излучаемых сигналов ИРИ с различными несущими частотами. Увеличение количества элементов АР при соответствующем алгоритме позволит различать и формировать оценки ИРИ с одинаковыми несущими частотами.

Библиографический список

1. Roy R., Kailath T. ESPRIT-Estimation of signal parameters via rotational invariance techniques // IEEE Trans. on ASSP. 1989. Vol. 37, № 7. P. 984–995.
2. Lemma A. N., Veen van der A. J. Analysis of joint angle-frequency estimation using ESPRIT // IEEE Trans. on sign. proc. 2003. Vol. 51, № 5. P. 1264–1283.
3. Богданович В. А., Вострецов А. Г. Теория устойчивого обнаружения, различения и оценивания сигналов. М.: Физмалит, 2003. 316 с.

M. E. Schevchenko
Saint-Petersburg state electrotechnical university "LETI"

Algorithm of joint detection and estimation of a radio emission sources parameters

The of joint detection and estimation algorithm of set of radio emission sources parameters and their signals under three-element array is presented. The algorithm concerns to a class of ESPRIT-algorithms based on signal subspace formation from the observable data. Presented algorithm, unlike existing, allows to estimate the signals form of radio emission sources and their parameters in uncertainty signal/noise conditions. The simulation results and real signals processing by algorithm are included.

Radio monitoring, radio emission sources, azimuth, elevation, detection, estimation, signal form, array, signal subspace
Статья поступила в редакцию 16 марта 2009 г.

² Для удобства регистрации сигналы перенесены в низкочастотную область спектра.



УДК 621.391.2:519.24

И. О. Мартухович, А. А. Спектор

Новосибирский государственный технический университет

Байесовская классификация сейсмоактивных объектов на основе корреляционных признаков

Рассматривается проблема классификации сейсмоактивных объектов при их регистрации сейсмической локационной системой. Предложен и исследован метод, основанный на байесовском принципе и использовании элементов нестационарной корреляционной функции в качестве признаков классификации. Экспериментально установлена достаточно высокая эффективность метода при простоте рабочих алгоритмов, существенной для практического использования в системах реального времени.

Сейсмические системы охраны, классификация сигналов, корреляционные признаки

Для решения задач охраны объектов часто прибегают к использованию сейсмических систем [1]–[3]. Их важными достоинствами являются полная скрытность, обусловленная пассивным характером работы и отсутствием видимых элементов конструкции; возможность зафиксировать нарушителя с упреждением; потенциальная способность решать такие задачи анализа объекта, как его обнаружение, оценку параметров движения вплоть до построения траектории, определение типа (классификация). Решение этих задач достигается применением в составе сейсмической системы охраны (ССО) цифровых вычислительных устройств, позволяющих использовать современные методы обработки сигналов. Случайный характер не только сейсмических помех (фона), но и сигналов, вызванных сейсмической активностью объектов анализа, предопределяет использование статистических подходов. Имеющиеся публикации затрагивают вопросы построения математических моделей сигналов и помех [2]–[5], обнаружения сигналов сейсмических объектов [6], некоторые аспекты оценки координат [7]. Работы, посвященные классификации объектов по их сейсмическим сигналам, неизвестны. Вместе с тем, характерные особенности сигналов, вызванных сейсмическим воздействием объектов разных типов, свидетельствуют об их значительных различиях. Это создает предпосылки к развитию методов, направленных на решение задачи классификации сейсмоактивных объектов.

Наиболее важными в практическом отношении классами являются одиночный человек, группа людей, автомобиль. Иногда возникает интерес к выделению объектов, относящихся к классам крупных животных, мелких животных, тяжелого транспортного средства, летательного аппарата и др. В настоящей статье рассматривается байесовский классификатор, использующий в качестве признаков элементы корреляционных функций сейсмических сигналов.

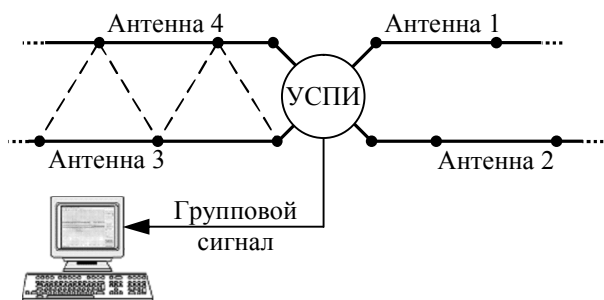


Рис. 1

Краткое описание стационарной ССО и постановка задачи классификации. Характерная структура стационарной ССО приведена на рис. 1. Ее основными элементами являются сейсмические антенны 1–4, устройство сбора и передачи информации УСПИ, компьютер. Чувствительные элементы – сейсмические датчики (на рис. 1 показаны точками), погружаемые в

грунт на охраняемом участке. На их выходах при сейсмическом воздействии образуются аналоговые электрические сигналы, поступающие по кабелю в УСПИ. Здесь происходит их усиление и преобразование в цифровую форму, после чего в упакованном формате они передаются по линии связи в компьютер для выполнения анализа.

Одной из задач, следующих за обнаружением сейсмоактивного объекта, является принятие решения о его типе, т. е. идентификация полученного сейсмического сигнала с одним из известных классов. Характерные признаки того или иного класса содержат сигналы каждого датчика, где произошло обнаружение. Поэтому первичная классификация может быть выполнена на базе анализа сигнала одиночного датчика. Применив далее вторичную обработку, на базе множества первичных решений можно сформировать окончательное решение. В настоящей статье рассматривается первичная классификация.

Пусть $x(i) = x_i, i = \overline{1, I}$ – полученный с выхода сейсмического датчика отрезок цифрового сигнала, используемый при первичной классификации. Не уменьшая общности, можно использовать любой другой сигнал $y(i) = y_i, i = \overline{1, I}$, если он получен из исходного $x(i)$ каким-либо обратимым преобразованием. Воспользуемся в качестве такого преобразования процедурой адаптивного выбеливания, которая является составной частью обнаружения сейсмоактивных объектов [6] и оценки траектории их движения [7]. В ее основе лежит модель линейного предсказания, которую можно применить как для сигнала сейсмического фона, так и для сигналов наблюдаемых объектов, и которая имеет рекуррентный вид:

$$x_i = \sum_{j=1}^J a_j x_{i-j} + y_i. \quad (1)$$

Порядок модели J определяет глубину предсказания, коэффициенты $a_j, j = \overline{1, J}$ зависят от текущего состояния сейсмической среды и находятся путем обучения системы классификации в реальном времени при работе сейсмической системы, а y_i имеет физический смысл ошибки предсказания, являясь "белым" гауссовским шумом [8]. При адаптивном выбеливании обучение выполняется по сигналу сейсмического фона (что обычно легко реализуется, так как при редко появляющихся в поле зрения ССО сейсмоактивных объектах большую часть наблюдения составляют сигналы фона).

Применив преобразование вида

$$y_i = x_i - \sum_{j=1}^J a_j x_{i-j}, \quad (2)$$

вытекающее из (1), получим сигнал n_i , имеющий характер "белого" шума, если исходное наблюдение было сейсмическим фоном. Корреляционная функция $B_y(\tau) = E\{y_i, y_{i\pm\tau}\} = D_y \delta(\tau)$ имеет вид δ -функции ($E\{\cdot\}$ – оператор математического ожидания, а D_y – дисперсия сейсмического фона после выбеливания). В тех случаях, когда на интервале анализа $i \in \overline{1, I}$ отдельные участки сигнала вызваны сейсмическим воздействием движущихся объектов, преобразование (2) на этих участках не приводит к декорреляции, из-за чего сигнал в целом имеет меняющуюся корреляционную функцию. При этом характер ее изменений содержит в себе индивидуальные черты класса, к которому принадлежит сейсмоактивный объект. Далее предлагается классификатор, в котором в качестве признаков используются множества локальных фрагментов корреляционной функции выбеленного сигнала, а правило классификации основывается на байесовском принципе.

Байесовский алгоритм классификации на основе корреляционных признаков. Формирование классификационных признаков поясним на примере преобразованного сигнала $Y = \{y_i, i \in \overline{1, I}\}$, вызванного движением человека. Образец сигнала представлен на рис. 2. Для каждого из отрезков сигнала, выделяемых при помощи показанных на рисунке "окон" (помечены горизонтальными скобками с номерами $n = 1, 2, \dots, N$), вычисляется оценка начального участка (для малых значений сдвига $|\tau| \leq \tau_m$) нормированной корреляционной функции:

$$R_y^*(n, \tau) = B_y^*(n, \tau) / B_y^*(n, 0), \quad \tau = 0, 1, \dots, \tau_m,$$

где $B_y^*(p, \tau) = \frac{1}{I_\Omega} \sum_{i \in \Omega_p} y_i y_{i\pm\tau}$ – оценка корреляционной функции на множестве отсчетов

$Y_n = \{y_i, i \in \Omega_n\}$, наблюдаемых в пределах n -го положения "окна" Ω_n ; I_Ω – число точек в окне.

Признаками для классификации являются все вычисленные величины, совокупность которых образует двумерное дискретное поле: $z_{n,\tau} = R_y^*(n, \tau)$, $n = \overline{1, N}$, $\tau = \overline{0, \tau_m}$, причем, поскольку в силу принятой нормировки $z_{n,0} = 1$ для всех n и всех классов объектов, при классификации фактически используется укороченное множество $z_{n,\tau}$, $n = \overline{1, N}$, $\tau = \overline{1, \tau_m}$. На рис. 3 приведены три образца этого поля в виде яркостных картин, соответствующих наблюдению человека, автомобиля и сейсмического фона. Яркости в различных точках рисунков пропорциональны значениям корреляционной функции

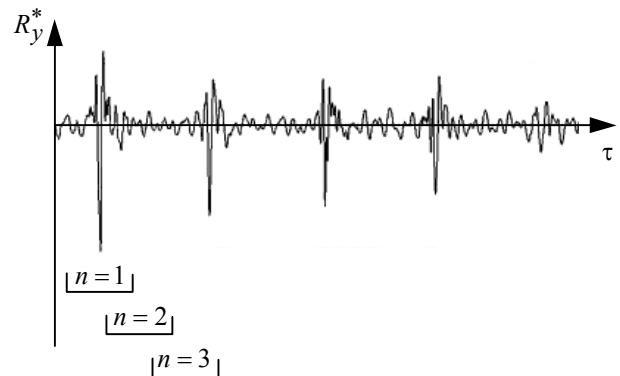


Рис. 2

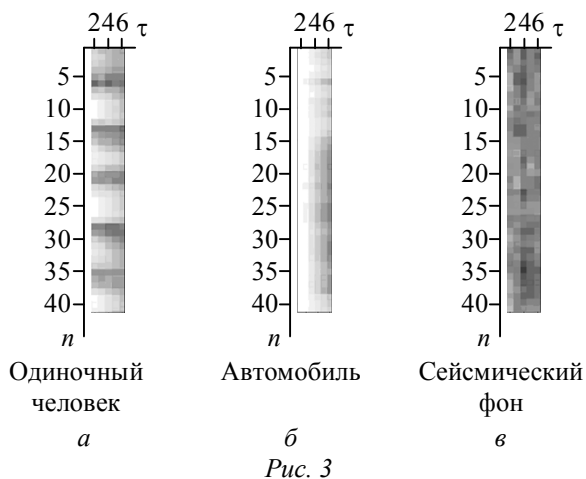


Рис. 3

ции $z_{n,\tau} = R_y^*(n, \tau)$, $n = \overline{1, N}$, $\tau = \overline{0, \tau_m}$. Уровень белого соответствует $z_{n,\tau} = 1$, уровень черного соответствует $z_{n,\tau} = 0$.

Характерной чертой поля признаков для сейсмического фона (рис. 3, в) являются малые значения $z_{n,\tau}$ при всех $\tau > 0$, что вызвано упоминавшимся ранее δ -образным видом теоретической корреляционной функции сейсмического фона, прошедшего выбеливание. В отличие от этого корреляционная функция сигнала

автомобиля при ненулевых значениях временного сдвига τ сохраняет достаточно большие значения при всех значениях параметра n . Причиной этого является неполное выбеливание сигнала автомобиля, поскольку обучение при выбеливании выполнялось по сейсмическому фону. В целом изображение на рис. 3, б, как и на рис. 3, в, имеет однородный характер, где отсутствуют какие-либо проявления неоднородности вдоль направления n . В отличие от этого корреляционное поле признаков для одиночного человека (рис. 3, а) содержит ярко выраженную периодичность вдоль направления n , вызванную периодичностью ударов по грунту при движении (шагов). В процессе выбеливания участки сейсмического сигнала в паузах между шагами (участки фона) преобразуются в "белый" шум (на рис. 3, а им соответствуют темные горизонтальные полосы с малыми значениями $z_{n,\tau}$). Участки сейсмического сигнала, соответствующие воздействию шагов, оказываются окрашенными, им соответствуют относительно высокие значения корреляции $z_{n,\tau}$ (светлые горизонтальные полосы на рис. 3, а).

Таким образом, качественный анализ полей признаков показывает, что в них проявляются индивидуальные черты, свойственные сейсмоактивным объектам различных классов. Пусть случайное поле $z_{n,\tau}$ подчиняется гауссовскому распределению в силу того, что его значения образованы суммированием большого числа слагаемых при вычислении корреляционной функции. Считаем значения поля признаков некоррелированными, принимая тем самым простейший вариант модели и обеспечивая простоту вычислений, выполняемых при практической реализации алгоритма классификации для его работы в реальном масштабе времени. Характеристики данного алгоритма не достигают предельных значений, однако интерес к нему оправдан, если вероятности ошибок классификации находятся в области приемлемых для практического применения значений.

Положим, что математическое ожидание $m_\tau^{(k)}$ и дисперсия $d_\tau^{(k)}$ поля признаков k -го класса изменяются с изменением параметра временного сдвига τ и не зависят от номера окна n . Имеющееся при этом различие в поведении признаков полей вдоль направления n будет проявляться в значениях параметров $m_\tau^{(k)}$ и $d_\tau^{(k)}$, используемых для описания соответствующих классов объектов.

При этих условиях совместное распределение всех величин $Z = \left\| z_{n,\tau}, n = \overline{1, N}, \tau = \overline{1, \tau_m} \right\|$, составляющих признаковое пространство, имеет вид

$$p^{(k)}(Z) = (2\pi)^{-N\tau_m/2} \prod_{n=1}^N \prod_{\tau=1}^{\tau_m} [d_{\tau}^{(k)}]^{-1/2} \exp \left\{ - [z_{n,\tau} - m_{\tau}^{(k)}]^2 / 2d_{\tau}^{(k)} \right\}. \quad (3)$$

Параметрами данного распределения, полностью характеризующими k -й класс объектов, являются величины $m_{\tau}^{(k)}$ и $d_{\tau}^{(k)}$, $\tau = \overline{1, \tau_m}$, т. е. эталонное описание каждого класса задается всего $2\tau_m$ значениями этих моментов и, следовательно, является достаточно экономичным. В процессе классификации статистика (3) (или любая ее монотонная функция) вычисляется для всех эталонных классов, а решение принимается в пользу того из них, для которого значение статистики максимально.

Экспериментальные исследования. Экспериментальные исследования алгоритма классификации выполнялись с использованием аппаратуры ССО "Азимут-1", являющейся разработкой ФГУП ПО "Север" (г. Новосибирск) при участии Новосибирского государственного технического университета, создавшего математическое и программное обеспечение. В настоящее время это изделие используется на ряде объектов в различных регионах России, что дает возможность создавать базы данных с сейсмическими сигналами, записанными в процессе реальной работы.

Одной из задач подготовки алгоритма к функционированию является нахождение параметров $m_{\tau}^{(k)}$ и $d_{\tau}^{(k)}$, $\tau = \overline{1, \tau_m}$, для всех k , определяющих эталонные описания классов. Для этого выполняются классифицированные статистические эксперименты, в ходе которых для сейсмоактивных объектов различных классов вычисляются реализации признакового поля $z_{n,\tau}$, служащие исходными данными для получения оценок указанных параметров. В табл. 1 приведены их значения для ряда сейсмоактивных объектов, полученные описанным способом.

Значения параметров из табл. 1 $m_{\tau}^{(k)}$ и $d_{\tau}^{(k)}$ были использованы при испытаниях предложенного алгоритма классификации. Рабочие испытания проводились на сигналах реальных ССО, полученных при наблюдении объектов трех классов: одиночного человека, группы людей

Таблица 1

Эталонный параметр		Класс объектов						
		Одиночный человек	Группа людей	Автомобиль	Сейсмический фон	Крупное животное (лошадь)	Мелкое животное (лиса, собака)	
τ	1	$m_{\tau}^{(k)}$	0.64157	0.71191	0.79897	0	0.48139	0.77526
	2		0.43299	0.40252	0.36004	0	-0.3161	0.40547
	3		0.22045	0.063999	-0.10794	0	-0.57278	0.20523
	4		0.014614	0.15911	-0.41803	0	-0.29415	0.12701
	5		-0.059069	0.27991	-0.49687	0	0.092865	0.025309
τ	1	$d_{\tau}^{(k)}$	0.066214	0.040921	0.0020987	0.002	0.014255	0.0090035
	2		0.059511	0.049387	0.015517	0.002	0.041094	0.044821
	3		0.061964	0.059742	0.034543	0.002	0.032104	0.053934
	4		0.049316	0.041152	0.034312	0.002	0.034514	0.06641
	5		0.030203	0.04679	0.017256	0.002	0.077732	0.083899

Таблица 2

Класс объекта	Количество экспериментов	Количество правильных решений классификатора
Одиночный человек	58	56
Группа людей	26	24
Автомобиль	16	15

и автомобиля. При этом программное обеспечение классификатора учитывало в себя все шесть классов, представленных в табл. 1. Результаты испытаний приведены в табл. 2. Как видно из табл. 2, относительное число ошибочных решений не превышает 8%, что свидетельствует о достаточно высокой эффективности развитого метода классификации.

Представленные в статье результаты подтверждают принципиальную возможность использования сейсмических волн для определения типа объектов, являющихся их источником. Метод, развитый в работе, ориентирован на использование достаточно простой математической модели, что приводит к простому в вычислительном отношении алгоритму, демонстрирующему вместе с тем достаточно высокие характеристики качества. Простота вычислений, реализующих предложенный алгоритм, делает возможным его использование в действующих и в создаваемых ССО, где обязательным условием является обработка сигналов в реальном масштабе времени.

Библиографический список

1. Введенский Б. С. Периметровые охранные системы фирмы Geoguir // Системы безопасности, связи и телекоммуникаций. 1999. № 27. С. 3–52.
2. Дудкин В. А. Варианты построения пассивных сейсмических локаторов, основанных на измерении временных задержек // Современные технологии безопасности. 2005. № 4. С. 15–17.
3. Магауенов Р. Г. Системы охранной сигнализации: основы теории и принципы построения: учеб. пособие. М.: Горячая линия – Телеком, 2008. 496 с.
4. Иванов В. А., Онуфриев Н. В. Развитие принципов адаптации сейсмических средств охраны участков местности // Радиотехника. 2005. № 3. С. 97–99.
5. Крюков И. Н. Математическая модель подсистемы обнаружения сейсмических средств обнаружения территориально-распределенных радиотехнических систем охраны // Радиотехника. 2005. № 3. С. 84–87.
6. Райфельд М. А., Спектор А. А. Обнаружение сигналов движущегося человека в сейсмической системе наблюдения // Автометрия. 2005. Т. 41, № 6. С. 88–97.
7. Спектор А. А., Филатова С. Г. Оценка временного положения импульсов в сейсмических системах наблюдения на основе марковской фильтрации // Автометрия. 2008. Т. 44, № 4. С. 68–74.
8. Виттих В. А., Сергеев В. В., Соيفер В. А. Обработка изображений в автоматизированных системах научных исследований. М.: Наука, 1982. 216 с.

I. O. Martukhovich, A. A. Spector
Novosibirsk state technical university

Bayesian classification of seismic activity objects founded on analysis of correlation features

The problem of seismic activity objects classification in view of registering them by the seismic location system has been examined. The method which is based on Bayesian concept and application of nonpermanent correlation function by way of classification features has been offered and researched. For the practical using in real time systems it has been coordinated sufficiently high method's efficiency under the work algorithm simplicity.

Seismic intrusion alarm system, signal classification, correlation signs

Статья поступила в редакцию 6 февраля 2009 г.

УДК 621.375.134

А. В. Белов, Т. В. Сергеев

Институт экспериментальной медицины РАМН

Д. Г. Пуликов

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ"

Активный RC режекторный фильтр с перестраиваемой величиной добротности

Разработан способ построения активного RC-режекторного фильтра (РФ) с перестраиваемой величиной добротности без влияния на другие параметры. Рассмотрены основные способы повышения добротности. Предложены структурная и принципиальная схемы РФ, реализующие предлагаемый способ. Приведены расчеты и результаты компьютерного моделирования рассмотренных РФ в программе MicroCap 8.

Активный RC-фильтр, частотная режекция, перестраиваемый режекторный фильтр

Режекторные фильтры (РФ) широко применяются в системах связи, а также в различных измерительных приборах для удаления из обрабатываемого сигнала определенных частотных составляющих.

Среди известных активных RC-фильтров РФ занимают особое положение, они гораздо меньше распространены и описаны. Это отчасти связано с тем, что среди набора фильтров второго порядка, предложенных Sallen & Key в 1954 г., они не были представлены. Другой причиной является то, что основой построения РФ являлось применение 2Т-моста, трудоемкого в производстве и эксплуатации, поскольку он требует очень точного поддержания номиналов резисторов и конденсаторов. Так, например, для ослабления входного сигнала на частоте режекции более 40 дБ резисторы в 2Т-мосте должны быть взаимно согласованы с точностью 0.1 %, а конденсаторы с точностью 1%. Поскольку собственная добротность 2Т-моста мала ($Q = 0.25$), то в известных схемах для повышения величины добротности и обеспечения управления ее значением, как правило, применялась регулируемая положительная обратная связь, получаемая с помощью дополнительного усилителя и потенциометра.

Схемотехнические решения РФ во многом определяются его рабочим частотным диапазоном. В настоящей статье рассматриваются РФ, работающие в частотном диапазоне 1...10 000 Гц.

Целью авторов статьи являлась разработка способа построения активных RC-РФ с возможностью перестройки величины добротности без влияния на другие параметры.

Передаточная функция РФ имеет вид

$$K_{\text{РФ}}(p) = \frac{p^2 + \omega_0^2}{p^2 + p\omega_0(1/Q_{\text{РФ}}) + \omega_0^2} \quad (1)$$

где p – оператор Лапласа; ω_0 – циклическая частота режекции; $Q_{\text{РФ}}$ – добротность РФ.

Частотно-селективные звенья можно получать с помощью RLC-элементов. В частотном диапазоне 1...10 000 Гц целесообразно применять частотно-зависимые RC-звенья, поскольку

в рассматриваемом частотном диапазоне L-элементы для обеспечения необходимых значений индуктивности требуют значительных габаритных размеров. Только на основе пассивных RC-звеньев, содержащих два конденсатора, передаточную функцию вида (1) не получить. Однако с их помощью можно реализовать звено, имеющее передаточную функцию

$$K_T(p) = \frac{p^2 + k_n p \omega_0 + \omega_0^2}{p^2 + k_d p \omega_0 + \omega_0^2},$$

по своим свойствам наиболее близкую к передаточной функции (1).

В качестве частотно-задающего элемента целесообразно использовать RC Т-мост. Выбор Т-мостов в качестве частотно-селективной сети обусловлен следующими факторами:

- возможностью использования менее прецизионных резисторов и конденсаторов (резисторы должны быть согласованы с точностью 1%, а конденсаторы – с точностью 5%);
- возможностью изменения селективных свойств за счет выбора определенных попарных соотношений между резистивными и реактивными элементами Т-моста;
- использованием меньшего количества конденсаторов (два вместо трех в 2Т-мосте).

Существует всего три вида RC Т-мостов (рис. 1, а–в). Общее обозначение Т-моста в виде трехполюсника с выводами А, В, С показано на рис. 1, г. Т-Мост в режиме корректирующего ослабляющего фильтра обычно имеет вход А, выход В и третий вывод С – общий провод.

Передаточные функции представленных Т-мостов схожи между собой, они описаны в [1]. Поэтому далее подробно рассмотрен только один вариант Т-моста (рис. 1, в). Его передаточная функция имеет вид

$$K(p) = \frac{p^2 + p \frac{(C_5 + C_6)\sqrt{R_6}}{\sqrt{R_5 C_5 C_6}} \frac{1}{\sqrt{R_5 R_6 C_5 C_6}} + \frac{1}{R_5 R_6 C_5 C_6}}{p^2 + p \frac{C_5 R_5 + C_6 R_5 + C_6 R_6}{\sqrt{R_5 R_6 C_5 C_6}} \frac{1}{\sqrt{R_5 R_6 C_5 C_6}} + \frac{1}{R_5 R_6 C_5 C_6}}.$$

Циклическая частота режекции Т-моста равна $\omega_{реж} = 1/(R_5 R_6 C_5 C_6)$. При условиях $R_5 = R_6 = R$; $C_5 = C/n$, $C_6 = nC$ частота режекции Т-моста равна $f_{реж} = 1/(2\pi\sqrt{R^2 C^2}) = 1/(2\pi RC)$. При $C_5 = C_6 = C$ (т. е. при $n = 1$) и $R_5 = R_6 = R$ передаточная функция Т-моста примет вид

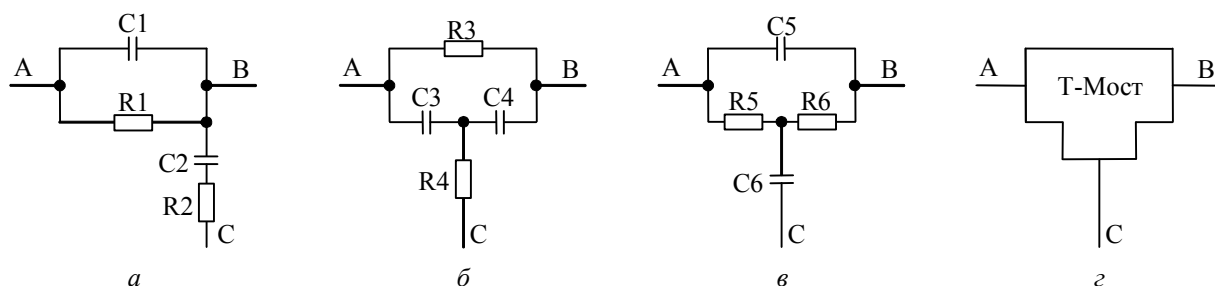


Рис. 1

$$K(p) = \frac{p^2 + p(2/RC) + (1/R^2C^2)}{p^2 + p(3/RC) + (1/R^2C^2)}$$

При фиксированной частоте режекции $f_{\text{реж}}$ варьирование величины n позволяет изменять величину ослабления выходного напряжения Т-моста.

Амплитудно-частотные характеристики (АЧХ) Т-моста по схеме на рис. 1, в при изменении n в диапазоне 1...20 приведены на рис. 2. При увеличении значения n обеспечивается бóльшая глубина затухания, сопровождаемая снижением добротности.

Пассивный РФ характеризуется двумя параметрами: частотой режекции $f_{\text{реж}}$, определяющей частоту режекции всего фильтра, и коэффициентом передачи на частоте режекции $K_{f_{\text{реж}}} = K_{\omega_0}$, определяющего параметры цепи обратной связи.

Повышение добротности исходного РФ может осуществляться различными способами. Наиболее простым является включение на вход исходного неинвертирующего РФ дополнительного корректирующего фильтра (КФ), являющегося амплитудным корректором и имеющего частоту подъема коэффициента усиления, совпадающую с частотой режекции [2].

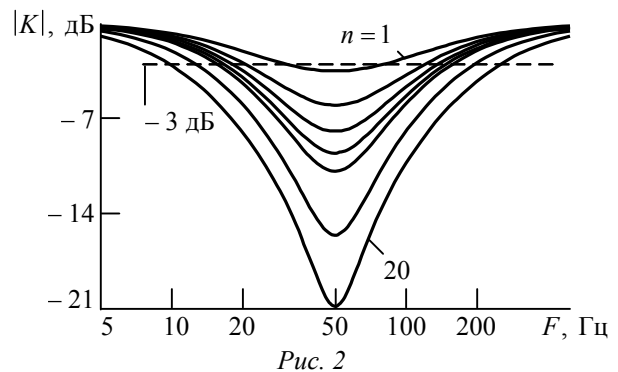
При последовательном включении КФ с передаточной функцией

$$K_{\text{КФ}}(p) = \frac{p^2 + p\omega_{0\text{КФ}}(1/Q_{\text{и}}) + \omega_0^2}{p^2 + p\omega_{0\text{КФ}}(1/Q_{\text{р}}) + \omega_0^2}$$

($\omega_{0\text{КФ}}$ – резонансная циклическая частота КФ; $Q_{\text{и}}$ и $Q_{\text{р}}$ – добротности исходного РФ и результирующего РФ соответственно, причем $Q_{\text{р}} = kQ_{\text{и}}$, $k > 1$) и исходного РФ с передаточной функцией (1) низкодобротные полюсы знаменателя передаточной функции исходного РФ компенсируются нулями числителя КФ. Полиномом знаменателя передаточной функции результирующего $K_{\text{р}}(p)$ РФ становится полином знаменателя КФ, имеющего бóльшую добротность, что и обеспечивает повышение добротности результирующего РФ:

$$K_{\text{р}}(p) = \left[\frac{p^2 + \omega_0^2}{p^2 + p\omega_0(1/Q_{\text{и}}) + \omega_0^2} \right] \left[\frac{p^2 + p\omega_0(1/Q_{\text{и}}) + \omega_0^2}{p^2 + p\omega_0(1/Q_{\text{р}}) + \omega_0^2} \right] = \frac{p^2 + \omega_0^2}{p^2 + p\omega_0(1/Q_{\text{р}}) + \omega_0^2}$$

Недостатком такого решения является необходимость использования дополнительных реактивных элементов в частотно-избирательных цепях КФ, что усложняет и удорожает РФ. Кроме того, усложняется настройка величины добротности из-за необходимости регулировки большого числа элементов, а это делает практически невозможным оперативную регулировку добротности РФ.



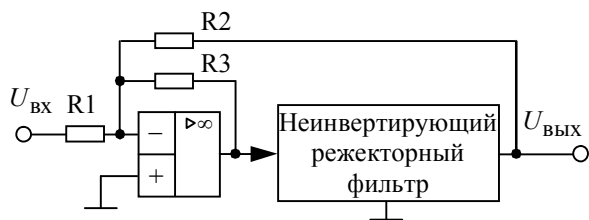


Рис. 3

Известны также режекторные фильтры, повышение величины добротности у которых достигается за счет введения в исходный РФ частотно-независимой положительной обратной связи (ПОС) [3], [4] в селективную цепь на основе Т- или 2Т-мостов.

РФ с 2Т-мостом и частотно-независимым резистивным делителем [5] позволяет регулировать добротность, но компоненты 2Т-моста требуют тщательного подбора и поддержания точных значений номиналов резисторов и конденсаторов, что усложняет и удорожает производство РФ. Кроме того, повышение добротности за счет введения фиксированной ПОС в частотно-селективную цепь Т-моста не позволяет регулировать добротность РФ в процессе эксплуатации и повышает уровень шумов фильтра.

Схема РФ по патенту США № 4 242 642 [6] (рис. 3) решает задачу повышения величины добротности за счет обеспечения многопетлевой обратной связи. Достоинствами этого РФ являются:

- исключение дополнительных реактивных элементов, усложняющих настройку фильтра;
- использование для подстройки величины добротности только отрицательной обратной связи.

Передаточная функция РФ по схеме на рис. 3 имеет вид

$$K(p) = -K_0 \frac{p^2 + \omega_0^2}{p^2 + p\omega_0 / [Q_n (1 + R_3/R_2)] + \omega_0^2}, \quad (2)$$

где

$$K_0 = -(R_3/R_1) / (1 + R_3/R_2) \quad (3)$$

– коэффициент передачи на постоянном токе и при $\omega \rightarrow \infty$.

Из (2) имеем

$$Q_p = Q_n (1 + R_3/R_2). \quad (4)$$

Из формулы (4) следует, что регулирование величины добротности можно обеспечить изменением величины резистора R3 при фиксированном R2. Однако такая регулировка вызывает изменение коэффициента передачи на нулевых и высоких частотах K_0 (3), для поддержания которого на прежнем уровне следует изменять сопротивление резистора R1. Необходимость одновременной регулировки параметров двух элементов схемы является ее недостатком.

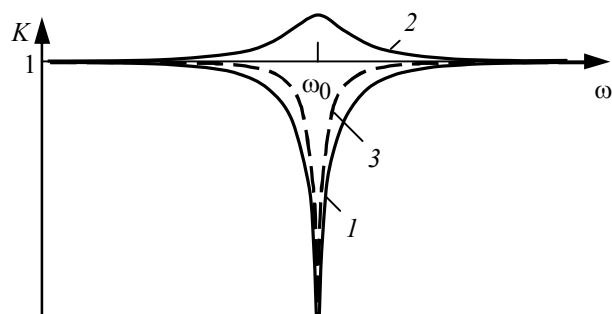


Рис. 4

является ее недостатком.

На рис. 4 приведены логарифмическая АЧХ исходного неинвертирующего РФ с низкой добротностью (кривая 1), корректирующего фильтра на входе исходного неинвертирующего РФ (кривая 2) и АЧХ результирующего РФ с повышенной добротностью (кривая 3).

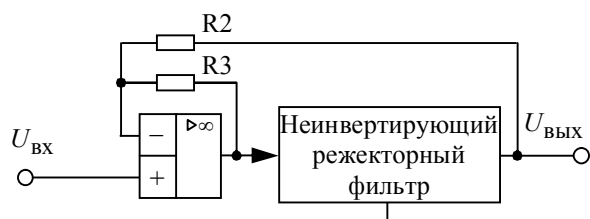


Рис. 5

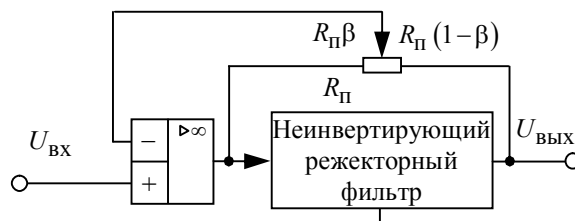


Рис. 6

Перевод входного сигнала на неинвертирующий вход операционного усилителя позволяет исключить из схемы РФ на рис. 3 входной резистор R1 (рис. 5). Оставшиеся два резистора R2 и R3 могут быть заменены одним потенциометром R_{Π} , что дает схему результирующего РФ, разработанного авторами настоящей статьи (рис. 6). В состав фильтра входят дифференциальный операционный усилитель, неинвертирующий РФ второго порядка и резистивный делитель на основе R_{Π} .

Передаточная функция разработанного РФ имеет вид

$$K_p(p) = \frac{p^2 + \omega_0^2}{p^2 + (p\omega_0)/[Q_n/(1-\beta)] + \omega_0^2}, \quad (5)$$

где $\beta = R_3/R_{\Pi}$; $R_{\Pi} = R_2 + R_3$.

Из рассмотрения уравнения (5) можно сделать следующие выводы

- добротность фильтра зависит только от коэффициента β ;
- коэффициент передачи на постоянном токе равен единице и не зависит от величины β .

Достоинствами рассмотренного фильтра являются повышение добротности исходного неинвертирующего РФ второго порядка с обеспечением ее оперативной подстройки регулировкой одного элемента, а также исключение влияния изменения величины добротности на коэффициент передачи фильтра на постоянном токе.

Работу регулируемого активного RC-РФ можно описать следующим образом. При положении движка на левом краю потенциометра, т. е. при соединении выхода операционного усилителя с его инвертирующим входом, коэффициент передачи операционного усилителя равен единице (ОУ работает в режиме повторителя напряжения). В результате весь фильтр с учетом работы повторителя напряжения становится РФ с исходной (начальной) величиной добротности Q_n .

При перемещении движка к середине потенциометра (когда сопротивления левой и правой частей потенциометра равны) вблизи частоты режекции коэффициент передачи сигнала с неинвертирующего входа на выход операционного усилителя оказывается близким к двум, что снижает динамический диапазон входного сигнала.

Увеличение частотно-зависимого напряжения на входе исходного РФ компенсирует снижение его усиления, возникающее за счет малого значения исходной величины добротности Q_n , что приводит к увеличению добротности всего РФ.

При указанном положении движка потенциометра и частоте входного сигнала, меньшей частоты режекции f_0 , на выходе всего фильтра имеется напряжение с фазовым

сдвигом в сторону отставания от входного сигнала, а при частоте входного сигнала, большей частоты режекции, – в сторону опережения.

При больших расстройках относительно частоты режекции в обе стороны разность фаз выходного и входного напряжений стремится к нулю, т. е. при этом выходное напряжение всего фильтра будет находиться в той же фазе, что и входное. В этих условиях на правом выводе потенциометра (см. рис. 6) напряжение будет в той же фазе, что и на левом выводе, причем напряжения равны по амплитуде, поэтому ток через потенциометр протекать не будет.

В результате, на всех трех выводах потенциометра при больших расстройках частоты входного напряжения будет действовать одинаковое напряжение вследствие "виртуального нуля" напряжения между входами операционного усилителя. Из этого следует, что коэффициент передачи равен единице.

Можно также сделать вывод, что перемещение движка потенциометра на частотах, достаточно удаленных от частоты режекции, не влияет на коэффициент передачи РФ.

На основании предложенного подхода разработан и запатентован РФ, позволяющий независимо от других параметров фильтра менять добротность в широких пределах [7].

Библиографический список

1. Синтез активных RC-цепей. Современное состояние и проблемы / под ред. А. А. Ланнэ. М.: Связь, 1975. 296 с.
2. Кисель В. А. Аналоговые и цифровые корректоры: справ. М.: Радио и связь, 1986. 184 с.
3. Мошиц Г., Хорн П. Проектирование активных фильтров. М.: Мир, 1984. 340 с.
4. Активные избирательные устройства радиоаппаратуры / под ред В. В. Масленникова. М.: Радио и связь, 1987. 268 с.
5. Соклоф С. Аналоговые интегральные схемы. М.: Мир, 1988. 560 с.
6. US Pat. 4,242,642. МПК Н 03 F 1/34. Pole quality factor (Q) enhancement technique for notch filters / Laker K. R., Tow J. Publ. Dec. 30, 1980.
7. Пат. РФ на полезную модель 59911. МПК: H03H7/12. Регулируемый активный режекторный фильтр / А. В. Белов, Д. Г. Пуликов, Т. В. Сергеев. (РФ). Оpubл.: 27.12.2006. Бюл. № 36.

A. V. Belov, T. V. Sergeev
Institute of experimental medicine RAMS
D. G. Pulikov
Saint-Petersburg state electrotechnical university "LETI"

Active RC notch filter with tunable of the reactance value

The way of construction active RC notch filter (NF) with overhauled of reactance magnitude without agency on other parameters is developed. The basic ways of reactance raise are observed. The structural and basic circuit designs of the NF realizing the offered way are offered. Calculations and results of computer modeling of the observed NF in program MicroCap 8 are resulted.

Active RC-filter, frequency rejection, variable notch filter

Статья поступила в редакцию 20 марта 2009 г.



Телевидение и обработка изображений

УДК 615.471.03:616-072/073

Р. Е. Быков, Л. А. Манило

Санкт-Петербургский государственный электротехнический
университет "ЛЭТИ"

Г. В. Папаян

Санкт-Петербургский государственный медицинский университет

Канг Ук, Бэ Су-Джин, В. Б. Березин

Корейский электротехнический исследовательский институт,
Республика Корея

Визуализация данных в спектрозональных телевизионных системах

Рассмотрены методы представления данных в спектрозональных телевизионных системах. На примере спектрозональной системы с четырьмя спектральными каналами регистрации рассмотрены принципы построения систем, использующих цветовые признаки и сегментирование информативных объектов. Приведены данные о применении рассмотренной системы в биологическом эксперименте.

Спектрозональные телевизионные системы, визуализация изображений, цветовая фильтрация, анализ цветных изображений

Синтез спектрозональной системы анализа изображений и выбор методов оптической и цифровой обработки видеосигналов определяются целевым назначением проектируемого устройства. При этом, как правило, производятся выбор количества спектральных зон регистрации Ω , спектральных характеристик чувствительности преобразователей $\varepsilon_i(\lambda)$, метризация рабочего пространства анализатора (перевод нечисловой информации о цветности в числовую) и построение решающих правил. Для исследования серии сформированных спектрозональных изображений при визуальном и при автоматическом анализе могут использоваться различные методы [1].

При визуальном анализе с использованием цветного дисплея можно применить оптическое или цифровое совмещение двух или трех изображений различных спектральных зон, окрашенных в определенные цвета, т. е. аддитивное формирование цветного изображения в условных или естественных цветах. Анализ изображений при использовании трех спектральных зон ($\Omega = 3$) может быть осуществлен колориметрическими методами. При реализации подобного автоматического спектрозонального регистратора не накладывается особых ограничений на вид функции $\varepsilon_i(\lambda)$ и их положение по спектру (например, они могут охватывать инфракрасную, ультрафиолетовую и другие области спектра). Выбор Ω и функций $\varepsilon_i(\lambda)$ в этом случае определяется задачами исследований.

При $\Omega > 3$ задача формирования цветного изображения требует выбора способа представления данных четвертой и последующих спектральных зон (начиная с последова-

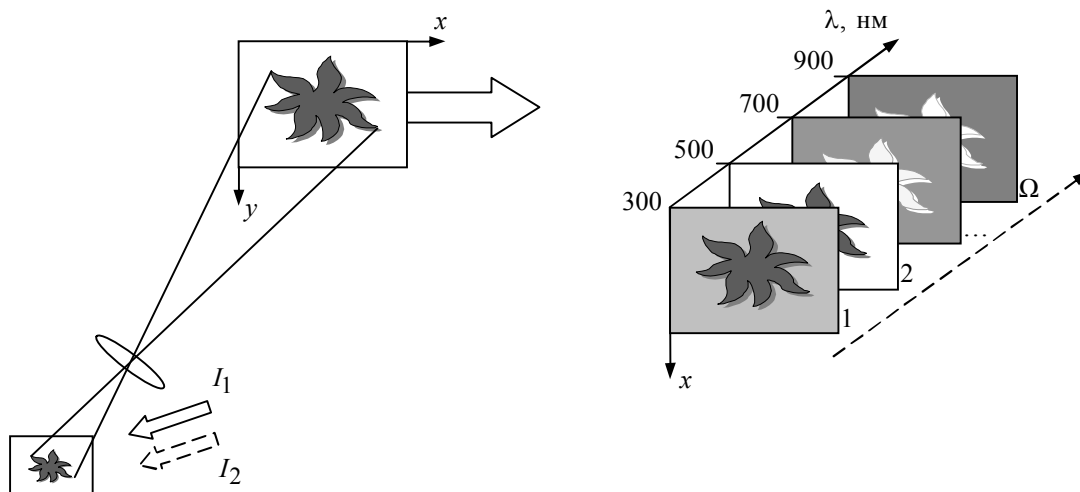


Рис. 1

тельного просмотра отдельных изображений (рис. 1, 1, 2, ..., Ω) и кончая использованием сложных алгоритмов формирования результирующего изображения на базе отдельных спектрозональных изображений). Отдельные изображения исследуемого объекта в различных спектральных зонах во времени могут формироваться как одновременно, так и последовательно, например изменением спектрального состава источника освещения (I_1 или I_2 на рис. 1) с последующим совмещением формируемых изображений.

В прикладных системах часто используют серийные видеокамеры, предназначенные для формирования цветного изображения, и различные процедуры формирования сигналов изображения дополнительных каналов регистрации [1], [2]. В качестве последних могут рассматриваться каналы, чувствительные в инфракрасной, ультрафиолетовой или в других областях спектра, а также полученные в результате особого способа освещения и регистрации излучения от объекта (флуоресценция, поляризация и др.). Дополнительный канал также может формироваться в выходном изображении на базе нескольких исходных спектрозональных изображений. Алгоритм формирования изображения в этом случае, как правило, основан на использовании нескольких заданных признаков (цветность, яркость, текстура и др.) [2].

Цветность и яркость являются признаками, которые относятся к каждому элементу изображения (пикселю), в то время как текстура, размеры, форма границы и ряд других признаков относятся к группам элементов или к участкам изображения. Это накладывает особые условия на процедуры использования указанных признаков. Динамические характеристики (распределение скоростей, векторов движения, форма траектории и др.), как правило, относятся к группе кадров. Это также накладывает определенные ограничения на формирование группы признаков, используемых для выделения "зоны интереса". В большинстве прикладных исследований рассматривается многоклассовая задача (число классов больше двух).

Выбор числа признаков и оптимизация вида решающих правил часто не приводят к требуемому качеству распознавания объектов в поле изображения. Это связано с тем, что выбранные признаки отбираются интуитивно или опытным путем и не несут существенной для распознавания информации. Вопрос формирования признакового пространства,

позволяющего оптимизировать процедуру построения решающих правил, подробно рассмотрен в работах [3], [4].

Представление данных в спектрональных системах при $\Omega = 3$. Математическое определение цвета и цветности можно использовать для отображения спектральных характеристик излучения в пространствах, подобных цветовым [5]. Формирование таких пространств основано на том, что для каждой функции $W(\lambda)$, отражающей спектральный состав излучения, как и в колориметрии, с помощью фиксированной непрерывной финитной функции $\varepsilon_i(\lambda)$ можно найти число m_i , принадлежащее некоторому множеству M :

$$m_i(W, \varepsilon_i) = \int_0^{\infty} W(\lambda) \varepsilon_i(\lambda) d\lambda. \quad (1)$$

Поскольку $W(\lambda)$ – фиксированная и интегрируемая на конечном интервале функция, а также в силу финитности $\varepsilon_i(\lambda)$, интеграл (1) может быть взят по некоторому конечному интервалу. Если $i = 1, 2$, то функции $W(\lambda)$ можно сопоставить двухмерное число $m\{m_1, m_2\}$, если $i = \overline{1, 3}$, то трехмерное: $m\{m_1, m_2, m_3\}$. При $i = \Omega$ имеем $m\{m_1, m_2, \dots, m_{\Omega}\}$. Выбор конечного набора функций $\varepsilon_i(\lambda)$ приводит к классификации спектров излучений в Ω -мерном пространстве $M^{\Omega}\{m_1, m_2, \dots, m_{\Omega}\}$ или, после нормировки по величине входной энергии, в пространстве $M^{\Omega-1}$ с координатами

$$\bar{m}_i = \frac{\int_0^{\infty} W(\lambda) \varepsilon_i(\lambda) d\lambda}{\sum_{i=1}^{\Omega} \int_0^{\infty} W(\lambda) \varepsilon_i(\lambda) d\lambda},$$

где $\sum_{i=1}^{\Omega} \int_0^{\infty} W(\lambda) \varepsilon_i(\lambda) d\lambda = m_1 + m_2 + \dots + m_{\Omega}$.

При таком подходе функцию $W(\lambda)$ можно рассматривать как линейный функционал на некотором пространстве функций. Набор функций $\varepsilon_i(\lambda)$ можно выбрать различным образом. При зафиксированном наборе функций $\varepsilon_i(\lambda)$, $i = \overline{1, \Omega}$, множество функций $W(\lambda)$ отображается в пространстве M^{Ω} , образуя бесконечное счетное множество $f: W \rightarrow M^{\Omega}$.

Базисом пространства M^{Ω} может быть система любых линейно-независимых векторов. Выбор базиса позволяет реализовать отображение $f_{\Omega}: M^{\infty} \rightarrow M^{\Omega}$ или, при введении нормировки, $f_{\Omega-1}: M^{\infty} \rightarrow M^{\Omega-1}$. Так как число спектральных элементов $\Omega < \infty$, то полным прообразом каждого элемента из $M^{\Omega-1}$ является совокупность всех спектраль-

ных характеристик, приводящих к равным \bar{m}_i . Объединением в один класс всех элементов из M^∞ , образы которых в $M^{\Omega-1}$ совпадают, реализуется некоторое разбиение спектральных характеристик излучения на классы.

При формировании изображения на трехцветном дисплее число входных сигналов, а следовательно, и спектральных зон $\Omega_{\text{вх}}$, должно быть той же величины, что и в колориметрии: $\Omega = 3$. В этом случае, как было показано, не накладывається особых ограничений на вид функций $\varepsilon_i(\lambda)$ и на их положение на спектре. Как отмечено, выбор Ω и функций $\varepsilon_i(\lambda)$ определяется задачами исследований. При реализации автоматического спектрального регистратора $\varepsilon_i(\lambda)$ – это спектральные характеристики преобразователей изображения.

Таким образом, каждый элемент выбранного цветового (рабочего) пространства, описываемого трехсигнальной моделью с основными цветами M_1, M_2, M_3 , отображает все вариации спектральных характеристик, несмещающие его в рассматриваемой системе оценивания спектрального распределения энергии излучения. Принятую систему можно использовать для классификации спектров излучения различных участков исследуемого изображения. При изучении изображений измерения преследуют цель наиболее полного отображения информации и простой интерпретации полученных результатов. При решении данных задач определяющее значение, как это следует из теории функционального анализа, имеет метризация "запаса точек" m_i, m_j, m_n рабочего пространства.

При оценке цветовых ощущений оказалось удобным использовать равноконтрастную диаграмму цветности, расстояния между точками на которой соответствуют степени различия в цветовых ощущениях [1]. При построении автоматических систем, чувствительных к спектральным параметрам поля изображения, в большинстве случаев отсутствует необходимость базироваться на различиях, адекватных цветовым ощущениям. При выбранных спектральных характеристиках преобразователей изображения реакция автоматической системы может быть связана непосредственно с относительными изменениями

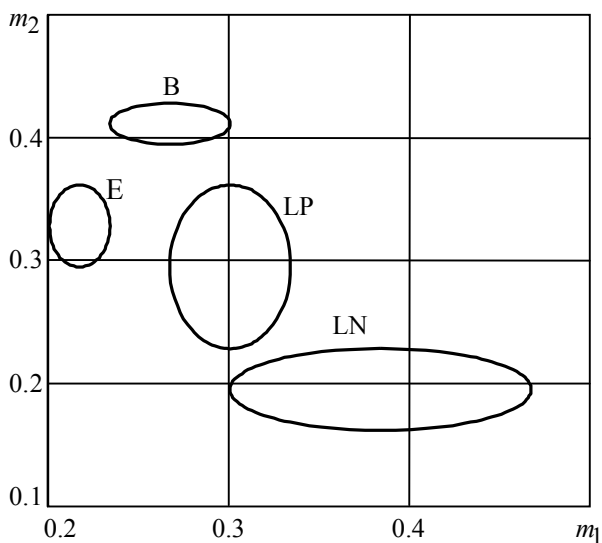


Рис. 2

ми цветоделенных сигналов. В этом случае требования равноконтрастности оказываются неоправданными. Рабочим пространством может служить колориметрическая система трехзонального преобразователя изображения $M(m_1, m_2)$, где $m_1 = E_1 / (E_1 + E_2 + E_3)$; $m_2 = E_2 / (E_1 + E_2 + E_3)$; E_1, E_2, E_3 – сигналы изображения соответствующих преобразователей.

В качестве примера на рис. 2 приведены реальные цветовые характеристики участков четырех фрагментов в мазке крови человека – E (эритроцита), LP (плазмы лейкоцита), LN

(ядра лейкоцита) – нанесенном на стеклянную подложку В. Результаты представлены в виде λ -эллипсов, построенных на основе статистических исследований при принятии гипотезы о нормальности распределений: $P(\lambda) = 0.865$. Приведенные данные используют при выборе решающего правила в спектрозональном автоматическом телевизионном классификаторе форменных элементов крови человека. Наряду с цветовыми характеристиками в классификаторе, как правило, используют геометрические, топологические и амплитудные признаки.

Выбор рабочего пространства спектрозональных анализаторов изображения определяется задачами исследования или измерения. Связь между свойствами рабочего пространства анализатора и физическими характеристиками изучаемых сцен устанавливается для каждой конкретной системы ее характеристиками. При проведении однотипных исследований используют стандартизацию этих характеристик.

Представление данных в спектрозональных системах при $\Omega > 3$. При $\Omega > 3$ необходимо выбрать способ представления данных четвертой и других дополнительных спектральных зон. Один из вариантов такого представления может состоять в локальной замене (полной или частичной) в цветном изображении определенных участков фрагментами изображения дополнительных зон их совмещением (возможно с весовыми коэффициентами) или замещением с помощью ключа KEY (рис. 3). При необходимости выделенный участок изображения можно обрабатывать независимо от основной части поля изображения. Эффективным вариантом представления спектрозональных данных является использование в дополнительном канале фильтрации видеосигналов цветности [1], [2], [5].

Конкретизируем задачу применительно к достаточно распространенной схеме регистрации, включающей два трехзональных преобразователя изображения (например, две видеокамеры цветного телевидения) VC_1 и VC_2 (рис. 3). Видеокамера VC_1 используется для формирования сигналов цветного изображения. В таком формирователе сигналов изображения можно использовать спектральные характеристики трехзональной системы как совпадающей с колориметрической, так и отличной от нее. Для общности обозначим эти сигналы E_1, E_2, E_3 (рис. 3). Для формирования сигнала в дополнительном канале регистрации E_4 используем источник сигналов цветного изображения VC_2 .

Рассмотрим задачу обнаружения и селекции объектов заданной цветности в изображении, формируемом источником VC_2 , с целью совмещения их с изображением, формируемым источником VC_1 (пример конкретной задачи такого типа будет приведен далее). Задача решается применением цифрового фильтра цветности FC, формирующего ключевой сигнал

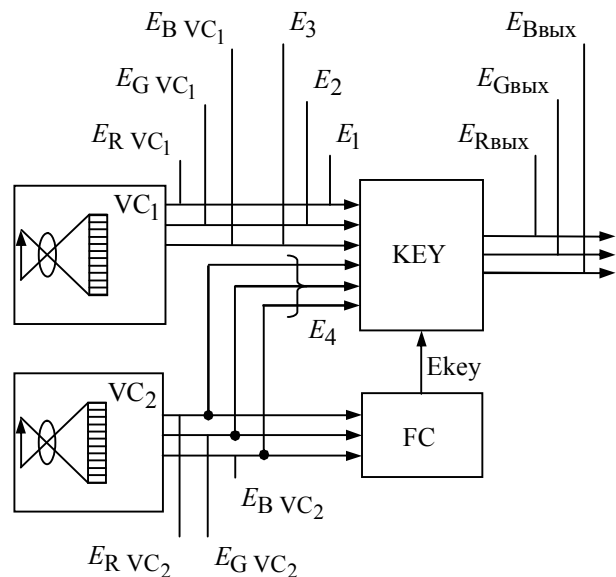


Рис. 3

E_{key} для управления коммутатором сигналов изображения KEY. На выходе спектральной системы образуются сигналы изображения $E_{R_{ВЫХ}}$, $E_{G_{ВЫХ}}$, $E_{B_{ВЫХ}}$, несущие информацию о содержании входного изображения: $\{E_{R_{ВЫХ}}, E_{G_{ВЫХ}}, E_{B_{ВЫХ}}\} = f\{E_1, E_2, E_3\}$.

Формирование ключевого сигнала. Центральным звеном системы является формирователь ключевого сигнала E_{key} (рис. 3). В окрестности любой точки цветовой диаграммы может быть задана область в общем случае произвольной формы, выделяющая из всего пространства цветности подпространство $P(m_0, \delta)$. В частности, в качестве такой области может быть выбрана прямоугольная область:

$$P(m_0, \delta) = \{m: m_0 \in M, (m_{10} - \delta) < m_i < (m_{10} + \delta); (m_{20} - \delta) < m_2 < (m_{20} + \delta)\}.$$

Фильтр цветности FC разделяет пространство цветности на два подпространства: $H \subset M$ и $M \setminus H$ (разность M и H). Основными характеристиками фильтра наряду с координатами его центра m_{10} , m_{20} являются форма границы и размеры окна. Границы H выбираются в зависимости от конкретных задач с учетом статистики распределения цветности в исследуемых изображениях.

Для описания фильтра цветности введем двоичную переменную $Y(m)$ и соответствующий ей во временной области сигнал $E_y(t)$:

$$Y(m) = \begin{cases} 1, & m \in H, \\ 0, & m \notin H; \end{cases} \quad E_y(t) = \begin{cases} 1, & m(t) \in H, \\ 0, & m(t) \notin H. \end{cases}$$

Фильтр цветности FC в многоспектральной системе (см. рис. 3) выделяет элементы изображений, цветность которых соответствует области, заданной окном H . Сигнал E_y может использоваться для формирования ключевого сигнала E_{key} , управляющего коммутатором сигналов изображения KEY (рис. 3), передающим на выход сигналы E_1 , E_2 , E_3 при $E_y(t) = 1$, соответствующие участкам изображения, для которых цветность $m \in H$. Сигнал E_y может использоваться также для построения гистограмм распределения элементов изображения по цветности или непосредственно для формирования зон, занятых элементами заданной цветности, и в других целях.

Для прямоугольного окна цветности без границы двузначный предикат $Y(m)$ представим в виде

$$Y(m) = \bigcap_{i=1}^4 Y_i(m) = \Pr[(a_{11}m_1 + a_{12}m_2 + a_{13} > 0) \cap (a_{21}m_1 + a_{22}m_2 + a_{23} > 0) \cap (a_{31}m_1 + a_{32}m_2 + a_{33} > 0) \cap (a_{41}m_1 + a_{42}m_2 + a_{43} > 0)] = 1, \quad (2)$$

где $Y_i(m)$ – решающие двухзначные предикаты, соответствующие четырем прямым, образующим окно; $\Pr[\cdot]$ – отображение, ставящее в соответствие истинным предикатам зна-

чение $Y(m) = 1$, а ложным $Y(m) = 0$; a_{ip} – коэффициенты, описывающие прямые – границы окна цветности ($i = \overline{1,4}$ – номер границы; $p = \overline{1,3}$).

Коэффициенты a_{ip} могут быть рассчитаны через координаты вершин окна m_a, m_b, m_c, m_d . Например для окна с координатами вершин $m_a = (0.3; 0.4)$, $m_b = (0.4; 0.3)$, $m_c = (0.35; 0.25)$, $m_d = (0.25; 0.35)$ (рис. 4), расчет в соответствии с выражениями (2) дает $Y(m) = [(0.7 - m_1 - m_2 > 0) \cap (m_1 + m_2 - 0.6 > 0) \cap (0.1 - m_1 - m_2 > 0) \cap (m_1 - m_2 + 0.1 > 0)] = 1$.

В случае дихотомии (разделения диаграммы на две полуплоскости)

$$Y(m) = (a_1 m_1 + a_2 m_2 + a_3 > 0) = 1.$$

Если выражение (2) представить через сигналы преобразователей изображения, то

$$Y(m) = \bigcap_{i=1}^4 (a_{i1} E_1 + a_{i2} E_2 + a_{i3} E_\Sigma > 0) = 1, \text{ где } E_\Sigma = E_1 + E_2 + E_3.$$

Построение фильтра цветности с помощью операций суммирования и определения знака суммарного сигнала сопоставлением с порогом позволяет реализовать его программно или простыми техническими средствами.

С помощью набора фильтров цветности $1, 2, \dots, i, \dots, N$ могут быть сформированы двоичные сигналы изображения $Y(t)$, соответствующие более сложным по форме окнам в плоскости цветовой диаграммы.

Визуализация спектрозональных изображений на базе фильтрации по цветности. Выделение изображения объектов, расположенных на относительно однородном по цветности фоне, широко используется в устройствах цветовой рирпроекции [6], при обнаружении и измерении параметров объектов с заданными спектральными характеристиками [7] и др. Рассмотрим применение метода к решению более сложных задач, возникающих при спектрозональной регистрации биологических изображений, в частности в дерматологической практике. Оптические методы исследования, в том числе флуоресцентная диагностика, позволяют выявлять патологические участки ткани по изменению яркости и спектральных характеристик свечения.

Все ткани под действием ультрафиолетового или синего света в той или иной степени обладают способностью к флуоресценции. Это свойство используется для оценки функционального состояния органов и диагностики ряда заболеваний. Флуоресценция кожи может быть обусловлена как эндогенными веществами, вызывающими автофлуоресценцию ткани, так и введенными в организм извне флуоресцентными красителями, которые обуславливают способность к вторичной флуоресценции. Введение флуоресцентных красителей в кровеносную систему позволяет следить за циркуляцией крови и герметичностью сосудов, а при-

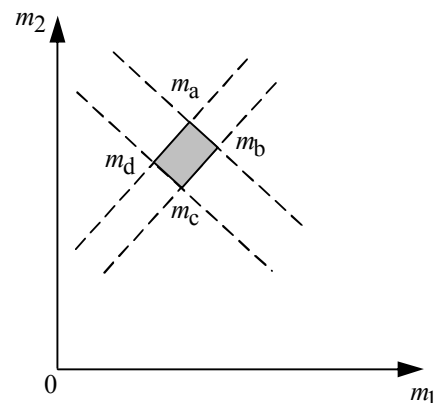


Рис. 4

менение специальных флуоресцентных маркеров, накапливающихся в опухолевых тканях, – решать задачи ранней диагностики онкологических заболеваний.

Базой для проведения модельных экспериментов явился флуоресцентный видеодерматоскоп, предназначенный для диагностики кожных заболеваний [8]. Флуоресцентное изображение кожи в этом приборе формируется в нескольких спектральных зонах. Прибор обеспечивает получение высококачественного колориметрически точного телевизионного изображения в видимой части спектра при освещении исследуемого участка кожи белым светом. Для этого используется RGB-видеокамера VC_1 , формирующая цветоделенные сигналы $E_{R VC_1}$, $E_{G VC_1}$, $E_{B VC_1}$ (см. рис. 3). Заметим, что формально преобразователь такого типа можно отнести к спектральному ($\Omega = 3$). В процессе эксперимента имелась возможность изменения спектральной характеристики любого из каналов регистрации по желанию экспериментатора.

Устройство представляет собой компактный ручной прибор со встроенным светодиодным осветителем, цветной телевизионной камерой с прогрессивным сканированием и цифровым выходом. Видеосигналы регистрируются и обрабатываются на компьютере. Прибор позволяет проводить количественную оценку яркостных и цветовых особенностей объекта. Флуоресцентное изображение регистрируется второй камерой VC_2 , формирующей цветоделенные сигналы $E_{R VC_2}$, $E_{G VC_2}$, $E_{B VC_2}$ ³. Имелась возможность совмещать изображения регистрируемого участка, полученные в белом свете, и в свете флуоресценции (микширование). В этом случае происходило суммирование (при необходимости с использованием весовых коэффициентов) сигналов, соответствующих двум изображениям. Однако визуальный анализ результирующего изображения при этом затруднен вследствие разрушения цветовой и морфологической картин изображения исследуемого участка, полученных в белом свете.

Применение рассмотренной методики представления данных нескольких спектральных изображений позволяет произвести селекцию интересующих исследователя объектов по цветности и совместить их с изображением исследуемого участка, полученного в белом свете. Преобразование цветоделенных сигналов $E_{R VC_2}$, $E_{G VC_2}$, $E_{B VC_2}$, формирующих четвертый канал регистрации в свете флуоресценции, с помощью фильтра цветности FC позволяет сформировать ключевой сигнал E_{key} , обеспечивающий с помощью ключа КЕУ замену сигналов изображения E_1 , E_2 , E_3 на сигнал E_4 на участках изображения, имеющих цветность, заданную одним фильтром цветности или несколькими.

В качестве примера на рис. 5 представлены монохромные варианты изображений исследуемого участка кожи человека, полученные в белом свете (рис. 5, а), в свете флуоресценции (рис. 5, б) и изображение, полученное с использованием преобразований, произведенных по схеме, представленной на рис. 3 (рис. 5, в). Для наглядности на рис. 5, в преоб-

³ В использованном в эксперименте приборе флуоресцентное изображение и изображение в белом свете формировались одной камерой последовательно с использованием процессора памяти на кадр.

разованиям подвергнута только левая половина поля изображения (заклученная в фигурные скобки), а правая половина включает лишь фоновое изображение (без включения информативных фрагментов флуоресцентного изображения).

Целью прикладной части исследования явилось выявление мест возможной колонизации бактерий *P. acnes*, которые по современным представлениям вызывают угревую болезнь (аспе) – одно из самых распространенных заболеваний кожи. Бактерии *P. acnes* вырабатывают порфирины, обладающие характерной оранжево-красной собственной флуоресценцией, которая может служить индикатором их присутствия. Применение метода анализа цветных флуоресцентных цифровых изображений кожи с успехом используется для обнаружения проблемных зон кожи и для оценки эффективности терапии [9].

Картина, регистрируемая в белом свете (рис. 5, а), позволяет видеть (в виде темных пятен) только места расположения сальных фолликулов, в которых возможна колонизация бактерий различной природы. Картина, регистрируемая в свете флуоресценции, позволяет обнаружить аномальное оранжево-красное свечение на некоторых участках кожи (рис. 5, б), предположительно связанных порфириновой флуоресценцией *P. acnes*. Но только из совмещенной картины, представленной на рис. 5, в, однозначно следует, что такое аномальное свечение находится в местах расположения фолликул, а это является еще одним подтверждением их бактериальной природы, вызванной наличием *P. acnes*.

Предложенный метод представления данных в спектрональных телевизионных системах позволяет совместить морфоло-

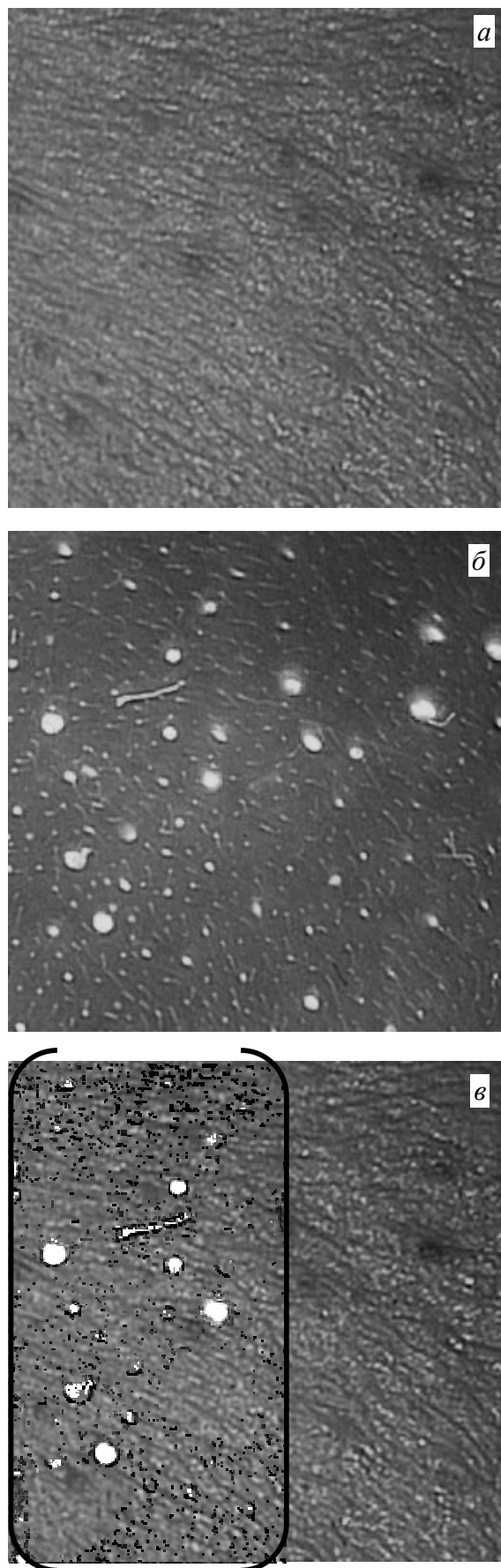


Рис. 5

гическую информацию об объекте, получаемую в обычном отраженном свете, с биохимической информацией, которую дает регистрация в свете флуоресценции. Цветовые признаки могут быть дополнены морфологическими данными (размеры, форма, текстура и др.), в целях повышения избирательности процедуры селекции и эффективности анализа изображения. Рассмотренная методика имеет большое значение для диагностики многих заболеваний, в том числе при обнаружении злокачественных опухолей на ранних стадиях.

Предложенный в работе подход к решению задачи визуализации спектрально-цветных изображений, основанный на использовании цветовых признаков для селекции информативных участков изображения и совмещении их с фоновым изображением исследуемого участка, полученного в белом свете, позволяет в интерактивном режиме одновременно визуализировать информативные участки нескольких спектрально-цветных изображений. Экспериментальные исследования рассматриваемого метода на примере исследования биологических микрообъектов привели к положительным результатам.

Библиографический список

1. Быков Р. Е. Основы телевидения и видеотехники: учебник для вузов. М: Горячая линия–Телеком. 2006. 399 с.
2. Бочко В. А., Быков Р. Е. Многоспектральная интерактивная система обнаружения и измерения параметров объектов // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 1998. Вып. 1. С. 50–54.
3. Манило Л. А. Упорядочение спектральных признаков по эмпирическим оценкам межгруппового расстояния в задачах классификации биосигналов // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2006. Вып. 3. С. 20–29.
4. Манило Л. А. Преобразование пространства спектральных признаков с использованием весовых функций в задачах распознавания сигналов // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2007. Вып. 2. С. 37–42.
5. Быков Р. Е., Гуревич С. Б. Анализ и обработка цветных и объемных изображений. М.: Радио и связь, 1984. 248 с.
6. Быков Р. Е., Игнатъева Н. В. Метод и экспериментальная система цветовой рипроекции // Техника кино и телевидения. 1981. № 11. С. 52–55.
7. Быков Р. Е. Спектральные характеристики и построение цветовых пространств // Исследование Земли из космоса. 1991. № 1. С. 84–88.
8. Флуоресцентный видеодерматоскоп / Канг Ук, Г. В. Папаян, Бэ Су-Джин и др. // Опт. журн. 2008. Т. 75, № 1. С. 32–38.
9. Оценка эффективности наружной терапии акне путем анализа цветных флуоресцентных изображений кожи / Г. В. Папаян, Н. Н. Петрищев, Е. Р. Аравийская и др. // Актуальные проблемы лазерной медицины: сб. науч. тр.; под ред. Н. Н. Петрищева / СПбГМИ. СПб., 2006. С. 201–210.

R. E. Bykov, L. A. Manilo
Saint-Petersburg state electrotechnical university "LETI"
G. V. Papayan
Saint-Petersburg state medical institute
Kang Uk, Bae Soojin, V. B. Berezin
The Korean electrotechnical research institute, Republic Korea

Visualization of data in multispectral television systems

Data presentation methods in multispectral television systems are considered. On an example multispectral systems with four spectral channels of registration are considered principles of construction of the systems using colors data and segmentation of informative objects. Data about application of the considered system in biological experiment are cited.

Multispectral television systems, visualization of images, a color filtration, the analysis of color images

Статья поступила в редакцию 12 января 2009 г.



К дискуссии о выборе метода разделения сигналов в новом поколении радиointерфейса ГЛОНАСС

На основе численного анализа подтверждена теоретически предсказуемая нецелесообразность совмещения методов кодового и частотного разделений сигналов в новом поколении радиointерфейса системы ГЛОНАСС.

Спутниковые радионавигационные системы, GPS, ГЛОНАСС, m -последовательность, ансамбль Касами, разделение сигналов, помеха множественного доступа

Спутниковые радионавигационные системы (СРНС) стали неотъемлемым атрибутом цивилизации XXI в. Диапазон их практических применений давно вышел из первоначально очерченных рамок и охватил многие сферы повседневной жизнедеятельности и бытовых нужд человека. В то же время десятилетия опытной и штатной эксплуатации СРНС GPS/ГЛОНАСС вскрыли и те резервы, утилизация которых обрела реальные перспективы благодаря недавним технологическим достижениям. Результатом этого явились инициативы по модернизации радиointерфейсов СРНС за счет пополнения перечня передаваемых космическими аппаратами (КА) сигналов новыми, заметно улучшающими тактические и экономические характеристики систем. Так, спутники поколения Block II-R СРНС GPS, запускаемые с 2005 г., уже излучают сигналы нового формата L2C; в ближайшие годы в эфир должны выйти модернизированный гражданский сигнал L1C основного диапазона L1 GPS, а также сигнал нового аэронавигационного диапазона L5 [1]–[3].

Расширение номенклатуры сигналов планируется и в следующем поколении радиointерфейса ГЛОНАСС. При этом встает весьма непростой вопрос о том, что предпочесть в новых форматах передачи: традиционное для системы ГЛОНАСС частотное разделение сигналов или принятое в системе GPS, а вслед за ней и в европроекте Galileo, кодовое разделение. В первом варианте дальномерные сигналы всех спутников имеют идентичную кодовую структуру и отличаются друг от друга лишь поднесущей (литерой), тогда как во втором разделение сигналов КА обеспечивается не их взаимным сдвигом по частоте, а индивидуальностью модулирующих или кодовых последовательностей⁴. При лимитированной общей полосе, занимаемой системой, кодовое разделение потенциально и технологически выгоднее частотного, однако возможный переход к нему вызывает у некоторых отечественных разработчиков опасения, что столь радикальный шаг замедлит осуществление текущих программ развития СРНС ГЛОНАСС.

⁴ В качестве объединяющего термина, подчеркивающего однозначность закрепления за каждым КА специфического сигнала в обоих случаях, сигнал КА будем именовать сигнатурой.

Основным критерием качества разделения сигнатур является уровень помех множественного доступа (ПМД), создаваемых сторонними сигналами на выходе коррелятора, настроенного на сигнал избранного КА. В пределах фиксированного спектрального ресурса потенциальный минимум ПМД ограничен снизу известной границей Велча, которая в классе бинарных сигнатурных ансамблей достигается на множествах Касами, бент-функций, множествах Камалетдинова и др. [4], [5]. В ходе дискуссии по указанной проблеме иногда выдвигается мнение, что для достижения предельных показателей разделения сигналов КА следовало бы прибегнуть к частотно-кодовому уплотнению, сочетающему частотный сдвиг сигналов КА со специфическим кодированием каждого из них. С точки зрения теории подобная позиция лишена оснований, так как согласно изложенному кодовое разделение в принципе уже способно понизить ПМД до потенциального минимума. Для количественного подкрепления этого прогноза в настоящей статье на примере ансамбля Касами приводятся результаты численного анализа, наглядно свидетельствующего о деградации качества разделения сигналов при попытке комбинирования кодового уплотнения с частотным.

Уровень ПМД. Поскольку дальномерный сигнал является последовательностью стандартных импульсов (чипов), комплексная огибающая сигнала k -го КА независимо от способа разделения может быть представлена как

$$\dot{S}_k(t) = \sum_{i=-\infty}^{\infty} a_{k,i} S_0(t - i\Delta), \quad (1)$$

где ..., $a_{k,-1}$, $a_{k,0}$, $a_{k,1}$, ... = ± 1 – бинарная кодовая последовательность длины N , манипулирующая чипы k -го сигнала; $S_0(t)$ – комплексная огибающая чипа, далее принимаемая прямоугольной и действительной с длительностью, равной периоду повторения чипов Δ .

Чтобы оценить уровень ПМД, создаваемой l -м сигналом, сдвинутым по времени и по частоте на τ и на F соответственно, приемнику k -го сигнала, найдем двумерную взаимную корреляционную функцию (ДВКФ) k -го и l -го сигналов на периоде повторения $T = N\Delta$:

$$\begin{aligned} R_{kl}(\tau, F) &= \int_0^T \dot{S}_k(t) \dot{S}_l^*(t - \tau) \exp(-j2\pi Ft) dt = \\ &= \sum_{s=-\infty}^{\infty} \sum_{i=0}^{N-1} a_{k,i} a_{l,s} \int_{-\infty}^{\infty} S_0(t - i\Delta) S_0(t - s\Delta - \tau) \exp(-j2\pi Ft) dt, \end{aligned} \quad (2)$$

где пределы суммирования по i обусловлены выходом $S_0(t - i\Delta)$ за окно $[0, T]$ при $i < 0$ и $i \geq N$, а интегрирование можно распространить на всю ось времени, поскольку ввиду ограничения, наложенного на значения i , это даст тот же результат, что и интегрирование в окне $[0, T]$.

Заменой переменной $t = \theta + i\Delta$ интеграл в (2) преобразуется к виду

$$\int_{-\infty}^{\infty} S_0(\theta) S_0\{\theta - [\tau - (i - s)\Delta]\} \exp(-j2\pi F\theta) d\theta \exp(-j2\pi iF\Delta),$$

где произведение первых двух сомножителей есть не что иное, как двумерная автокорреляционная функция (ДАКФ) чипа $S_0(t)$

$$R_0(\tau_1, F) = \int_{-\infty}^{\infty} S_0(t) S_0(t - \tau_1) \exp(-j2\pi Ft) dt \quad (3)$$

в точке $[\tau - (i - s)\Delta, F]$. Тем самым (2) представляется как

$$\begin{aligned} R_{kl}(\tau, F) &= \sum_{s=-\infty}^{\infty} \sum_{i=0}^{N-1} a_{k,i} a_{l,s} \exp(-j2\pi i F \Delta) R_0[\tau - (i - s)\Delta, F] = \\ &= \sum_{r=-\infty}^{\infty} R_{ckl}(r, F\Delta) R_0(\tau - r\Delta, F), \end{aligned} \quad (4)$$

где последнее равенство следует из замены $i - s = r$, а

$$R_{ckl}(r, \delta) = \sum_{i=0}^{N-1} a_{k,i} a_{l,i-r} \exp(-j2\pi i \delta) \quad (5)$$

– ДВКФ кодовых последовательностей $\{a_{k,i}\}$ и $\{a_{l,i}\}$ при сдвиге на r позиций и фазовом набеге $\delta = F\Delta$ на чип.

Представим задержку τ как $\tau = m\Delta + \tau_0$, где m – целое, а τ_0 принадлежит интервалу $[0, \Delta)$. Поскольку $R_0(\tau, F)$ обращается в ноль при $|\tau| > \Delta$, в (4) останутся лишь два ненулевых слагаемых, соответствующих $r = m$ и $r = m + 1$, так что

$$R_{kl}(\tau, F) = R_{ckl}(m, F\Delta) R_0(\tau_0, F) + R_{ckl}(m + 1, F\Delta) R_0(\tau_0 - \Delta, F). \quad (6)$$

Как видно из (6), для вычислительно экономного расчета ДВКФ сигналов (1) при любых сдвигах следует вначале найти массив значений ДВКФ кодовых последовательностей (5), а затем осуществить интерполяцию согласно (6) для нужного значения τ_0 . ДАКФ (3) для прямоугольного чипа

$$R_0(\tau_1, F) = \begin{cases} \int_{\tau_1}^{\Delta} \exp(-j2\pi Ft) dt, & \tau_1 \geq 0; \\ \int_0^{\Delta + \tau_1} \exp(-j2\pi Ft) dt, & \tau_1 < 0 \end{cases} = \frac{\sin[\pi F(\Delta - |\tau_1|)]}{\pi F} \exp[-i\pi F(\Delta + \tau_1)]. \quad (7)$$

Равенство (6) совместно с (5), (7) позволяет рассчитать уровни ПМД для произвольных сигнатурных ансамблей при любых взаимных частотных расстройках.

Наибольшей полнотой обладает описание ПМД с помощью гистограмм, т. е. распределений частот тех или иных значений ПМД в определенных зонах плоскости (τ, F) . С учетом случайного характера взаимных временных сдвигов сигналов КА естественно принять за протяженность такой зоны по оси τ период сигнала $T = N\Delta$. Для выявления же зависимости интенсивности ПМД от диапазона частотных расстройек в качестве представи-

тельных можно выбрать диапазоны ± 1 и ± 5 кГц. Помимо гистограммного описания важны и стандартные интегральные характеристики ансамблей, а именно максимальный

$$\rho_{\max} = (1/N) \max_{\tau, F} |R_{kl}(\tau, F)| \quad (8)$$

и среднеквадратический

$$\rho_{\text{rms}} = \sqrt{\frac{1}{m_t N^2} \sum_{\tau, F} |R_{kl}(\tau, F)|^2} \quad (9)$$

уровни ПМД, где m_t – общее число точек в исследуемой области задержек и частотных расстройек.

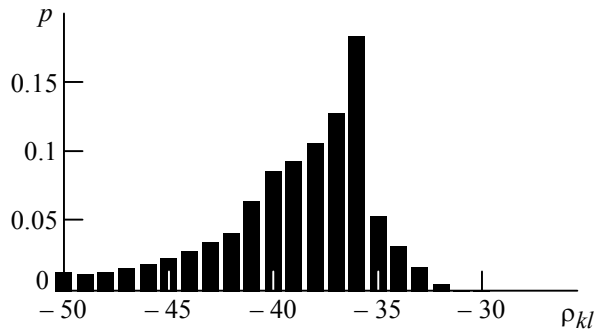
Согласно некоторым предложениям следующее поколение спутников ГЛОНАСС в дополнение к существующим гражданским сигналам, возможно, будет передавать новые – с разносом литер на $F_0 = 0.423$ МГц и с расширенной полосой $W_0 \approx 8$ МГц, что соответствует длительности чипа $\Delta \approx 2/W_0 \approx 0.25$ мкс. Для традиционного периода дальномерного сигнала $T = 1$ мс; это означает длину кода N около $4 \cdot 10^3$. Имея в виду сформулированную ранее задачу, сопоставим применительно к этим цифрам показатели двух вариантов уплотнения сигналов КА: "чистого" частотного разделения на основе ансамбля частотно-сдвинутых реплик бинарной m -последовательности длины 4095 и альтернативного ансамбля, в котором литерный разнос сигналов КА дополнен их индивидуальным кодированием. Базой для подобного сравнения служат расчеты, выполненные на сетке с шагом 250 Гц по частоте и 0.2 от длительности чипа по задержке.

Частотное разделение. В основе подобного метода лежит передача одной и той же m -последовательности на разных поднесущих [6]. Для генерирования m -последовательности длины $N = 4095$ можно использовать стандартную структуру на основе 12-каскадного регистра сдвига с линейной обратной связью [5], соответствующей любому примитивному полиному 12-й степени, например $f(x) = x^{12} + x^6 + x^5 + x^3 + 1$. Приведенный полином (наряду с несколькими другими) удобен тем, что он минимизирует число отводов в петле обратной связи регистра.

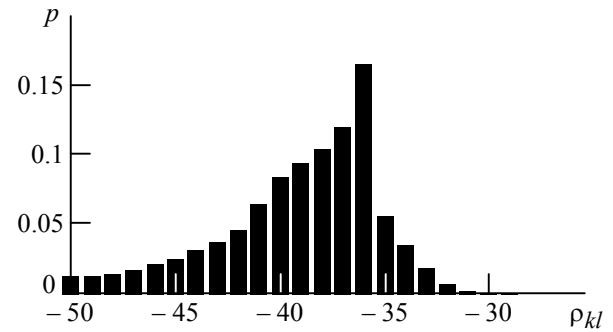
Ансамбль сигнатур на основе частотно-сдвинутых реплик подобной m -последовательности лежит на границе Велча [4], имея потенциально низкий корреляционный пик

$$\rho_{\max} = \sqrt{N+1}/N = 64/4095 \approx 0.0156,$$

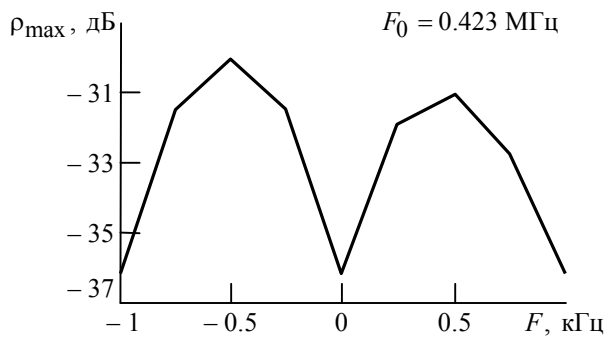
или -36.1 дБ, что на 12 дБ ниже, чем в ансамбле Голда, используемом в GPS, и существенно ниже, чем в ряде модернизированных версий сигналов GPS L1C, L2C, L5. Выигрыш по этому параметру в сравнении с существующим дальномерным сигналом ГЛОНАСС, обусловленный увеличением длины кода с 511 до 4095, составляет порядка 9 дБ. Перенос m -последовательности на литерные поднесущие не влияет на боковые лепестки нормированных автокорреляционных функций (АКФ) всех сигнатур, оставляя их равными $1/N$, т. е. в рассматриваемом случае около -72.2 дБ.



а

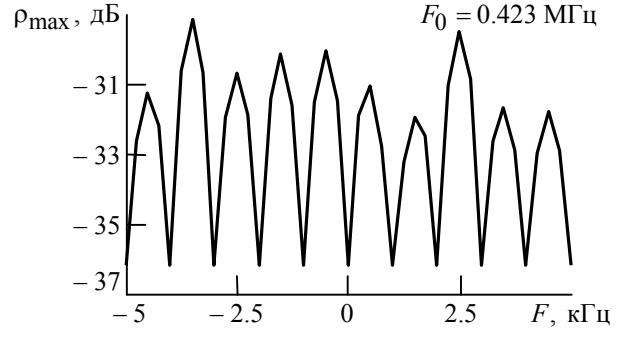


а



б

Рис. 1



б

Рис. 2

На рис. 1 и 2 приведены рассчитанные с помощью (5)–(7) гистограммы значений ПМД ρ_{kl} (рис. 1, а и 2, а) и зависимости максимального выброса ПМД (8) от частотной расстройки (рис. 1, б и 2, б) для рассмотренного сигнатурного ансамбля. В таблице указаны значения максимального и среднеквадратического уровней ПМД. Характер графиков и данные таблицы говорят о весьма слабой зависимости статистики ПМД от ширины зоны частотных расстроек.

Частотно-кодовое разделение. Обратимся теперь к альтернативному ансамблю, в котором сигнатуры наряду с литерными частотами различаются и манипулирующими кодовыми последовательностями. Множество этих последовательностей естественно выбрать лежащим на границе Велча, т. е. оптимальным в смысле минимакса корреляционных выбросов. К числу данных последовательностей относятся ансамбли бинарных последовательностей Касами, существующие для любых длин вида $N = 2^n - 1$, где n четно. Конструкция ансамбля Касами [4], [5] основана на двух m -последовательностях длин $N = 2^n - 1$ и $N_1 = 2^{n/2} - 1$, причем короткая последовательность $\{b_i\}$ однозначно связана с

Параметр	Ансамбль					
	m -Последовательность			Касами		
	Вид разделения					
	частотное			частотно-кодовое		
	Доплеровская полоса, кГц					
	0	± 1	± 5	0	± 1	± 5
ρ_{\max} , дБ	-36.16	-30.03	-29.13	-30.52	-26.50	-26.50
ρ_{rms} , дБ	-37.89	-37.89	-37.89	-37.89	-37.89	-37.89

длинной последовательностью $\{a_i\}$ соотношением децимации с индексом $d = 2^{n/2} + 1$. Последнее означает, что $\{b_i\}$ можно сформировать из последовательности $\{a_i\}$, выбрав каждый d -й элемент последней. Если обе названные m -последовательности последовательности преобразованы к алфавиту ± 1 , N_1 последовательностей Касами получаются посимвольным перемножением длинной m -последовательности на N_1 циклически сдвинутых реплик короткой. Еще одной последовательностью Касами, увеличивающей объем ансамбля до $M = N_1 + 1 = 2^{n/2}$, является сама длинная m -последовательность $\{a_i\}$. В итоге k -я последовательность Касами $a_{k,i}$ записывается как

$$a_{k,i} = \begin{cases} a_i b_{i-k}, & k = 1, 2, \dots, N_1; \\ a_i, & k = M = 2^{n/2}, \end{cases} \quad (10)$$

где $i = \dots, -1, 0, 1, \dots$

Для генерирования ансамбля Касами той же длины $N = 4095$ (см. с. 42) в качестве длинной можно взять прежнюю m -последовательность, задаваемую полиномом $f(x) = x^{12} + x^6 + x^5 + x^3 + 1$. При этом короткая m -последовательность будет однозначно задана примитивным полиномом шестой степени $f(x) = x^6 + x + 1$. В построенном согласно (10) ансамбле окажется $M = N_1 + 1 = \sqrt{N+1} = 64$ сигнатур длины $N = 4095$, каждую из которых можно присвоить конкретному КА.

Если каждую из последовательностей Касами передавать на индивидуальной литерной поднесущей $F_k = k/N\Delta$, последовательность комплексных амплитуд чипов сигнала k -го КА запишется как $a_{k,i} \exp(j2\pi i F_k \Delta)$ и мерой взаимной помехи между сигналами k -го и l -го КА в отсутствие доплеровской расстройки окажется абсолютное значение взаимной корреляционной функции (ВКФ) последовательностей $a_{k,i} \exp(j2\pi i F_k \Delta)$ и $a_{l,i} \exp(j2\pi i F_l \Delta)$:

$$|R_{kl}(m)| = \left| \sum_{i=0}^{N-1} a_{k,i} a_{l,i-m} \exp[j2\pi i (F_k - F_l) \Delta] \right| = \left| \sum_{i=0}^{N-1} a_{k,i} a_{l,i-m} \exp\left[j \frac{2\pi i (k-l)}{N} \right] \right| =$$

$$= \begin{cases} \left| \sum_{i=0}^{N-1} a_i b_{i-k} a_{i-m} b_{i-l-m} \exp[j2\pi i (k-l)/N] \right|, & k, l < M; \\ \left| \sum_{i=0}^{N-1} a_i a_{i-m} b_{i-l-m} \exp[j2\pi i (k-l)/N] \right|, & k = M, l < M; \\ \left| \sum_{i=0}^{N-1} a_i a_{i-m} \right|, & k, l = M, \end{cases} \quad (11)$$

где учтено правило (10), а временной сдвиг между сигналами m как и ранее, округлен до целого числа длительностей чипа.

Суммы в правой части (11) представляют собой преобразования Фурье некоторых последовательностей. Поскольку и $\{a_i a_{i-m}\}$, и $\{b_{i-k} b_{i-l-m}\}$ есть либо циклически сдвинутые длинная и короткая m -последовательности соответственно, либо последовательности из одних единиц, посимвольные произведения в суммах представляют собой либо последовательности Касами, либо короткую последовательность, либо (при $k=l$ и $m=0$) последовательность из одних единиц. Поэтому расчет корреляционных пиков сдвинутых по частоте последовательностей Касами сводится к вычислению спектральных компонент амплитудно-частотного спектра всех последовательностей Касами, а также короткой последовательности.

Остановимся вначале на автокорреляционных свойствах обсуждаемого ансамбля, положив $k=l < M$. Тогда при m , некратном N_1 , из верхней строки (11) следует

$$|R_{kk}(m)| = \left| \sum_{i=0}^{N-1} a_{i-t} b_{i-s} \right|$$

при некоторых целых t, s . Тем самым автокорреляционная функция (АКФ) исследуемого ансамбля совпала с ВКФ длинной и короткой m -последовательностей, максимальный выброс которой после нормировки к $\rho_{ab \max}$ имеет значение [5] $\rho_{ab \max} = (\sqrt{N+1} + 1)/N \approx 1/\sqrt{N}$.

Таким образом, переход от частотного разделения к так называемому частотно-кодovому приводит к резкому росту бокового лепестка АКФ сигнатуры с $1/N$ до $1/\sqrt{N}$. Для $N = 4095$ это возрастание составляет 36.1 дБ.

Для того чтобы оценить влияние отдельного кодирования частотно-сдвинутых сигналов на уровень ПМД, выполнен численный расчет значений ВКФ согласно (11). Помимо

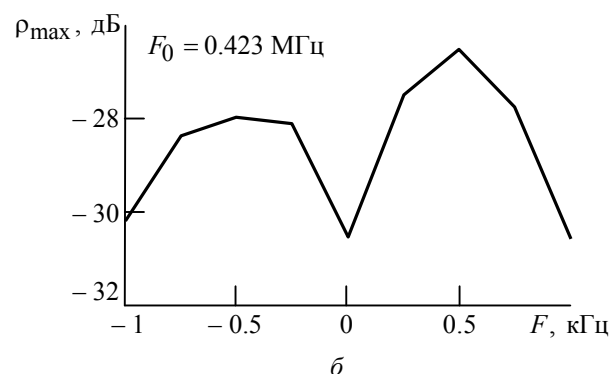
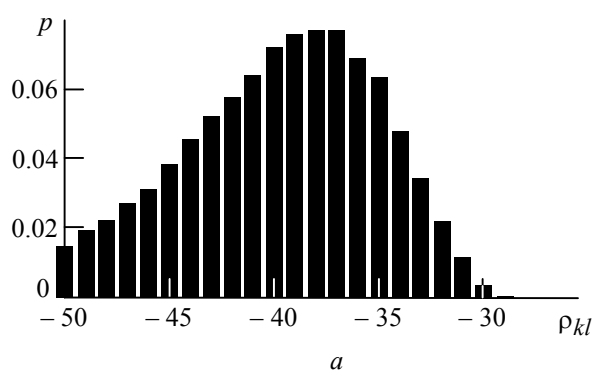


Рис. 3

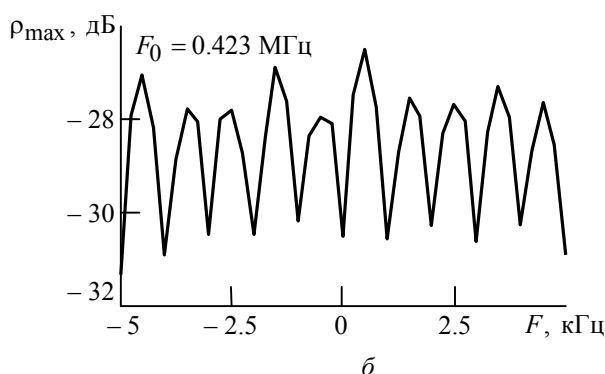
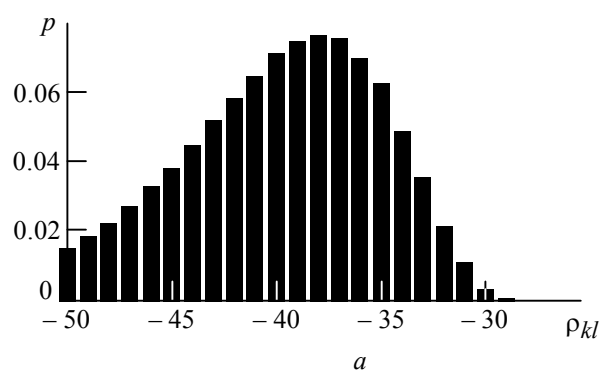


Рис. 4

этого, как и для предыдущего ансамбля, с помощью (5)–(7) были рассчитаны массивы значений ДВКФ в диапазонах доплеровских расстроек ± 1 и ± 5 кГц (рис. 3, *a* и 4, *a* соответственно), а также максимальный (рис. 3, *б* и 4, *б*) (8) и среднеквадратический уровни ПМД (9). Полученные значения ρ_{\max} и ρ_{rms} вновь сведены в таблицу. Следует отметить практическую инвариантность статистики ПМД к ширине зоны частотных расстроек.

Сравнение результатов. Численный анализ подтвердил прогнозировавшиеся изъяны так называемого частотно-кодowego разделения по сравнению со стандартным частотным. Как видно из сопоставления рис. 1 и 2 с рис. 3 и 4, отдельное кодирование сигнатур на разных литерных поднесущих привело к увеличению частоты больших выбросов ПМД и возрастанию его пика. В отсутствие доплеровских расстроек увеличение ρ_{\max} составило порядка 5.5 дБ (см. таблицу). Одновременно резко (на 5.6 дБ) ухудшились автокорреляционные характеристики сигнатур. При наличии доплеровских расстроек разница между уровнями ПМД для сопоставляемых способов разделения несколько снижается, оставаясь тем не менее весьма существенной (3...3.5 дБ).

Проведенное исследование дает основание для недвусмысленного вывода о беспочвенности выдвигаемых предположений о потенциальных выгодах совмещения методов частотного и кодowego разделения в новом поколении радиоинтерфейса СРНС ГЛОНАСС.

Библиографический список

1. Leveson I. Benefits of the new GPS civil signal: the L2C study // Inside GNSS. 2006. Vol. 1, № 5. P. 42–47.
2. Tran M. Performance evaluation of the new GPS L5 and L2 civil (L2C) signals // Navigation. 2004. Vol. 51, № 3. P. 192–212.
3. Description of the L1C signal / J. W. Betz, M. A. Blanco, C. R. Cahn et al. // Proc. ION GNSS 19th International Technical Meeting of the Satellite Division, 26–28 Sept., 2006 / Fort Worth Convention Center. Fort Worth, TX, USA: 2006. P. 2080–2091.
4. Ипатов В. П. Периодические дискретные сигналы с оптимальными корреляционными свойствами. М.: Радио и связь, 1992. 152 с.
5. Ипатов В. П. Широкополосные системы и кодowego разделение сигналов. Принципы и приложения / пер. с англ. М.: Техносфера, 2007. 488 с.
6. Сетевые спутниковые радионавигационные системы / В. С. Шебшаевич, П. П. Дмитриев, Н. В. Иванцевич и др.; под ред. В. С. Шебшаевича. М.: Радио и связь, 1993. 408 с.

D. V. Gayvoronskiy, V. P. Ipatov
Saint-Petersburg state electrotechnical university "LETI"

To the discussion on reasonable signal multiplexing mode in the next generation of air interface GLONASS

Basing on numerical analysis the poor performance is confirmed of the combination of code division and frequency division multiplexing in application to the new generation of air interface GLONASS.

Satellite navigation systems, GPS, GLONASS, *m*-sequence, Kasami set, signal multiplexing, multiple access interference

Статья поступила в редакцию 29 декабря 2008 г.

УДК 621.396.9

А. О. Чемаров
ФГУП НИИ "Вектор"

Квантильная оценка уровня шума периодограммы Бартлетта для частотного радиомониторинга

Разработана и исследована квантильная оценка уровня шума для периодограммы Бартлетта, основанная на сортировке отсчетов периодограммы. Исследование разработанной оценки проведено как аналитически, так и методом статистического моделирования. Продемонстрировано применение разработанной оценки к записям реальных реализаций выходных процессов широкополосного тракта радиоприемного устройства.

Радиомониторинг, периодограмма, уровень шума, минимаксная оценка, квантиль

Задача частотного радиомониторинга состоит в обнаружении и оценивании частот источников радиоизлучения, сигнальные составляющие которых присутствуют в наблюдаемых данных, поступивших от широкополосных трактов радиоприемного устройства.

Оценка уровня шума, присутствующего в наблюдаемых данных, устойчивая в условиях неопределенности заполненности частотного диапазона, требуется для формирования порога обнаружения и оценивания отношения "сигнал/шум".

Цель настоящей статьи состоит в описании процедуры разработки и исследования квантильной оценки (КО) уровня шума δ^2 , применимой в частотной области к периодограмме Бартлетта [1].

Одним из классическим методов оценивания спектральной плотности мощности наблюдаемого процесса из NP наблюдаемых данных является сглаживание выборочного спектра по методу Бартлетта. Усредненная периодограмма Бартлетта получается из P отдельных немодифицированных периодограмм [1] неперекрывающихся сегментов, содержащих каждый N отсчетов наблюдаемых данных:

$$P_B(i) = \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P P_p(i), \quad i = 1, \dots, N, \quad (1)$$

где $P_p(i) = |x_p^*(i)|^2$ – i -й отсчет p -й немодифицированной периодограммной оценки спектральной плотности мощности; $x_p^*(i)$ – отсчет спектральной функции p -го сегмента данных.

Заполненность частотного диапазона определяется как k -я доля отсчетов периодограммы Бартлетта, в которых кроме составляющих шума присутствуют составляющие сигналов:

$$k = N_c / N, \quad (2)$$

где N_c – количество отсчетов, в которых присутствует сигнальная составляющая.

Для i -го отсчета P спектральных функций справедлива модель

$$x_p^*(i) = \begin{cases} \delta_p, & i \notin N_c; \\ \delta_p + a_p, & i \in N_c, \end{cases} \quad (3)$$

где δ_p и a_p – независимые комплексные нормально распределенные центрированные случайные величины со среднеквадратическими отклонениями (СКО) δ и $q\delta$ соответственно (q – отношение "сигнал/шум").

Разработанная оценка удовлетворяет требованиям несмещенности в отсутствие сигналов (при $k = 0$) и минимума максимальной среднеквадратической ошибки. Заполненность частотного диапазона k неизвестна и лежит в диапазоне от 0 до k_{\max} , причем максимальная возможная заполненность k_{\max} может принимать значения от 0 до 0.8. Отношение "сигнал/шум" q – неизвестная величина, принимающая значения от 2 до 100.

КО уровня шума формируется из выборочного квантиля отсчетов периодограммы Бартлетта (1) умножением на соответствующий коэффициент пропорциональности. Оценкой квантиля порядка $\nu = n/N$ является выборочный квантиль периодограммы Бартлетта, т. е. значение n -го отсчета s_n в массиве отсортированных по возрастанию отсчетов периодограммы Бартлетта: $\hat{\delta}_\nu^2 = A_\nu s_n$, где $\hat{\delta}_\nu^2$ – КО порядка ν ; A_ν – коэффициент пропорциональности; $\mathbf{S} = \{s_1, \dots, s_N\}$, $s_n \leq s_m$, $n < m$.

Отсчеты, не содержащие сигнальных составляющих, будут располагаться в основном в начале сортировки, и их значение в большей степени обусловлено уровнем шума δ^2 . Отсчет s_n является случайной величиной, распределение которой зависит от параметров δ , k , q , P , ν и N . Для краткости записи и наглядности несущественные для контекста параметры далее опущены.

С учетом (1) и (2) и с использованием аппроксимации распределения χ^2 при $2P \gg 1$ нормальным распределением [2] маргинальная плотность распределения отсчета периодограммы Бартлетта определена как

$$f_1(z) = \frac{\sqrt{P}(1-k)}{\sqrt{2\pi}\delta^2} e^{-\frac{(z-\delta^2)^2 P}{2\delta^4}} + \frac{\sqrt{Pk}}{\sqrt{2\pi}\delta^2 \sqrt{1+q^4}} e^{-\frac{[z-\delta^2(1+q^2)]^2 P}{2\delta^4(1+q^4)}}. \quad (4)$$

Соответствующая ей функция распределения

$$F_1(z) = (1-k)\Phi\left(\frac{z-\delta^2}{\delta^2/\sqrt{P}}\right) + k\Phi\left[\frac{z-\delta^2(1+q^2)}{\delta^2\sqrt{1+q^4}/\sqrt{P}}\right], \quad (5)$$

где $\Phi(\cdot)$ – интеграл вероятности [3].

Исходя из требования несмещенности для случая $k = 0$, при котором в наблюдаемых данных отсутствуют сигналы, коэффициент пропорциональности A_ν для КО порядка ν удовлетворяет равенству

$$A_\nu = \delta^2 / M(s_n|_{k=0}), \quad (6)$$

где $M(\cdot)$ – математическое ожидание; $M(s_n|_{k=0}) = \delta^2$.

Из (5) и (6) имеем

$$A_v = \delta^2 / F_1^{-1} \Big|_{v, k=0} = [1 + \Phi^{-1}(v) / \sqrt{P}]^{-1}. \quad (7)$$

Распределение выборочного квантиля порядка v асимптотически нормально со средним $F_1^{-1}(v)$ и СКО $\sigma = \sqrt{v(1-v)/N} / f_1[F_1^{-1}(v)]$ [2]:

$$F_{S_n}(z) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \Phi \left\{ f_1[F_1^{-1}(v)] \frac{z - F_1^{-1}(v)}{\sqrt{v(1-v)/N}} \right\}. \quad (8)$$

Из (4), (5), (7) и (8) получим

$$\sigma \left(\frac{\hat{\delta}_v^2}{\delta^2} \right)_{N \gg 1} \approx \frac{\sqrt{v(1-v)/N}}{f_{1\delta}[F_{1\delta}^{-1}(v)] [1 + \Phi^{-1}(v) / \sqrt{P}]}; \quad M \left(\frac{\hat{\delta}_v^2}{\delta^2} \right)_{N \gg 1} \approx \frac{F_{1\delta}^{-1}(v)}{1 + \Phi^{-1}(v) / \sqrt{P}},$$

где $f_{1\delta}(z)$ и $F_{1\delta}(z)$ – плотность и функция распределения нормированного к уровню шума отсчета периодограммы соответственно:

$$f_{1\delta}(z) = \frac{\sqrt{P}(1-k)}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(z-1)^2 P}{2}} + \frac{\sqrt{P}k}{\sqrt{2\pi}\sqrt{1+q^4}} e^{-\frac{[z-(1+q^2)]^2 P}{2(1+q^4)}};$$

$$F_{1\delta}(z) = (1-k) \Phi \left(\frac{z-1}{1/\sqrt{P}} \right) + k \Phi \left[\frac{z-(1+q^2)}{\sqrt{1+q^4}/\sqrt{P}} \right].$$

Относительная среднеквадратическая ошибка КО при $N \gg 1$

$$\xi \approx \sqrt{[M(\hat{\delta}_v^2/\delta^2) - 1]^2 + [\sigma(\hat{\delta}_v^2/\delta^2)]^2}. \quad (9)$$

Анализ (9) показывает, что при $N \gg 1$ относительная ошибка $\xi(k, q, P, v, N)$ зависит от порядка квантильной оценки v и практически не зависит от N , так как в этом случае вклад СКО в ξ пренебрежимо мал по сравнению с вкладом смещения математического ожидания, зависящего от отношения $v = n/N$, а не от N . Поэтому

$$\xi(k, q, P, v, N) \approx \xi(k, q, P, v).$$

Из (5) и (9) следует, что относительная ошибка ξ возрастает с ростом k и достигнет максимума при $k = k_{\max}$:

$$\max \xi(k) \Big|_v = \xi(k_{\max}) \Big|_v, \quad k \in (0, k_{\max}). \quad (10)$$

С увеличением k значение квантиля $F_1^{-1}(v)$ (5) возрастает, что иллюстрируется

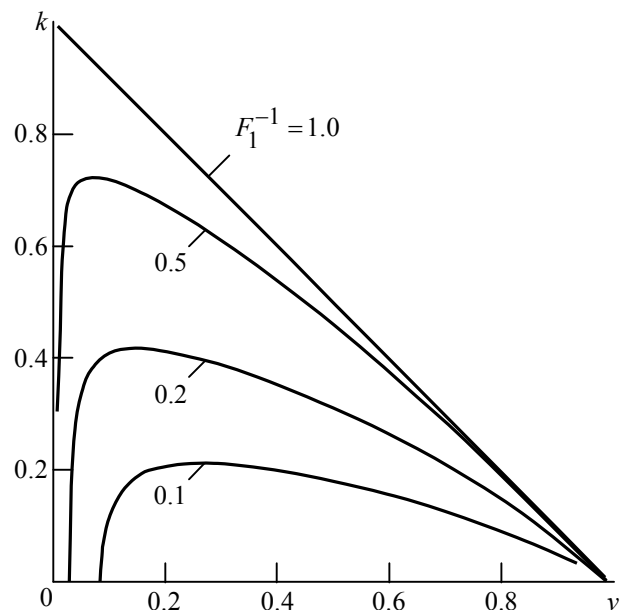


Рис. 1

линиями уровня на рис. 1, полученными численным расчетом по (9) при $P = 10$, $q = 10$. Монотонное возрастание ξ с ростом заполненности k наблюдается при всех значениях порядка КО ν . Резкое возрастание ξ , обусловленное наличием сигналов в k -й части отсчетов, наблюдается при $\nu = 1 - k$.

Зададим минимаксный критерий выбора порядка КО $\nu_{\text{opt}}(k_{\text{max}})|_{q,P}$ при фиксированных q и P и неизвестном $k \in (0, k_{\text{max}})$:

$$\nu_{\text{opt}}(k_{\text{max}})|_{q,P} : \max_{k \in [0, k_{\text{max}}]} \xi(k, \nu_{\text{opt}})|_{q,P} = \min_{\nu \in [0,1]} \max_{k \in [0, k_{\text{max}}]} \xi(k, \nu)|_{q,P} \quad (11)$$

т. е. потребуем, чтобы КО порядка ν_{opt} обеспечивала минимум максимальной относительной ошибки КО уровня шума (9) при любой возможной заполненности частотного диапазона от 0 до k_{max} при выполнении условия (6). С учетом (10)

$$\nu_{\text{opt}}(k_{\text{max}})|_{q,P} : \xi(k_{\text{max}}, \nu_{\text{opt}})|_{q,P} = \min_{\nu \in [0,1]} \xi(k_{\text{max}}, \nu)|_{q,P}.$$

Зависимости порядка оптимальной КО $\nu_{\text{opt}}(k_{\text{max}})|_{q,P}$ от максимальной возможной заполненности k_{max} при различных значениях q и P , полученные численным поиском по (11) и расчетом по (9), показаны на рис. 2. Коэффициент A_ν рассчитывался по (7). Из графика видно, что зависимость $\nu_{\text{opt}}(k_{\text{max}})|_{q,P}$ от q при $P \geq 5$ и $q = 2 \dots 100$ практически отсутствует: $\nu_{\text{opt}}(k_{\text{max}})|_{q,P} \approx \nu_{\text{opt}}(k_{\text{max}})|_P$. Следовательно, если количество элементарных периодограмм P не меньше 5, то при выборе ν_{opt} можно исходить только из максимальной возможной заполненности k_{max} и P и не учитывать неизвестное отношение "сигнал/шум".

При выборе порядка оптимальной КО можно руководствоваться рис. 2, учитывая известное количество используемых немодифицированных периодограмм P и максимальную ожидаемую заполненность k_{max} . Интересно отметить, что при отсутствии сигналов минимальное (и несмещенное – (6)) значение ξ обеспечивает квантильная оценка порядка $\nu_{\text{opt}} = 0.7 \dots 0.8$ (в зависимости от P), а не медианная оценка, так как важно не только СКО выборочного квантиля, но и значение его математического ожидания.

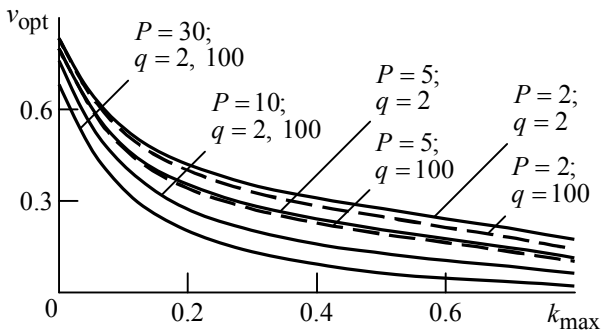


Рис. 2

На рис. 3 штриховыми линиями уровня представлены зависимости ошибки оптимальной КО (11) от заполненности k и от максимальной ожидаемой заполненности k_{max} (при $q = 10$, $P = 5$), исходя из которой по (11) рассчитывался порядок квантильной оценки (см. рис. 2). График получен численным расчетом по (7), (9) и (11). На

этом же рисунке сплошными представлены аналогичные зависимости, полученные моделированием по (1)–(3) при $N = 150$, при значении коэффициента, рассчитанном по (7), и порядком оценки, определенном из зависимостей для $P = 5$, полученных аналогично приведенным на рис. 2. Проведено 100 экспериментов для каждой пары значений на осях. Сравнение кривых свидетельствует о соответствии экспериментальных и расчетных результатов, а их различие обусловлено конечным N и ограниченным количеством экспериментов.

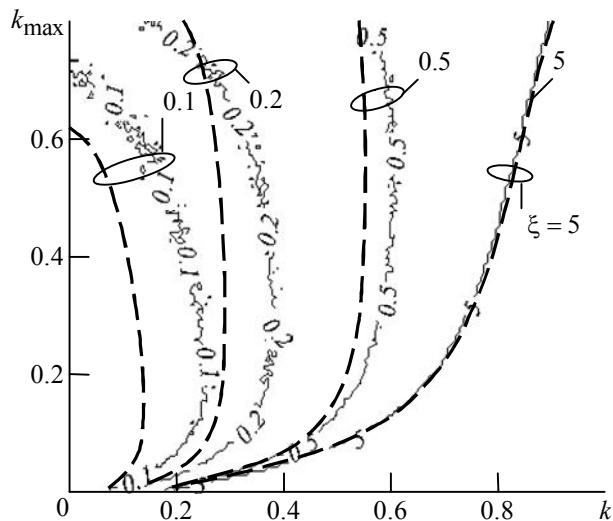


Рис. 3

Из рис. 3 следует, что увеличение максимальной ожидаемой заполненности k_{\max} ведет к увеличению ошибки $\xi[k, v_{\text{opt}}(k_{\max})]$ при близких к k_{\max} значениях заполненности k . Ошибка КО любого порядка в соответствии с (6) и (9) минимальна в отсутствие сигналов. При малых значениях заполненности КО является наименее смещенной. Из рис. 3 видно, что при заполненности частотного диапазона до 20...30% относительная ошибка КО составляет не более 20%.

При обработке записей реальных сигналов для получения периодограммы Бартлетта используется взвешивание временным окном, поэтому соседние отсчеты периодограммы коррелированы. Так как ширина главного лепестка дискретной спектральной функции используемых окон составляет не более трех–пяти отсчетов [1], то для $N \gg 5$ при получении КО уровня шума коррелированностью соседних отсчетов можно пренебречь [4]. На рис. 4 и 5 показана КО уровня шума для периодограмм Бартлетта выходных процессов радиоприемного устройства с полосой 100 кГц при $P = 5$, $N = 2560$ (частота дискретизации 160 кГц, для получения одной немодифицированной периодограммы проводилось быстрое преобразование Фурье 4096 временных отсчетов выходных процессов). Рис. 5 построен для заполненного сигналами вещательного диапазона при центральной частоте настройки 11 900 кГц, рис. 4 – для относительно свободного от сигналов участка декаметрового диапазона при центральной частоте 10 125 кГц. В обоих случаях применен порядок $v_{\text{opt}} = 0.11$, соответствующий

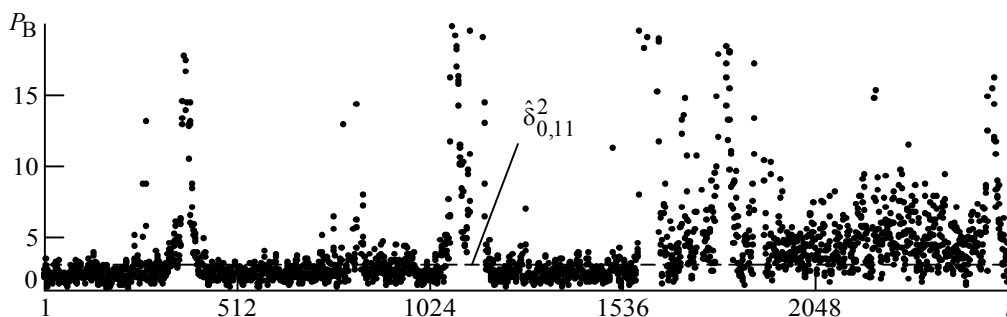


Рис. 4

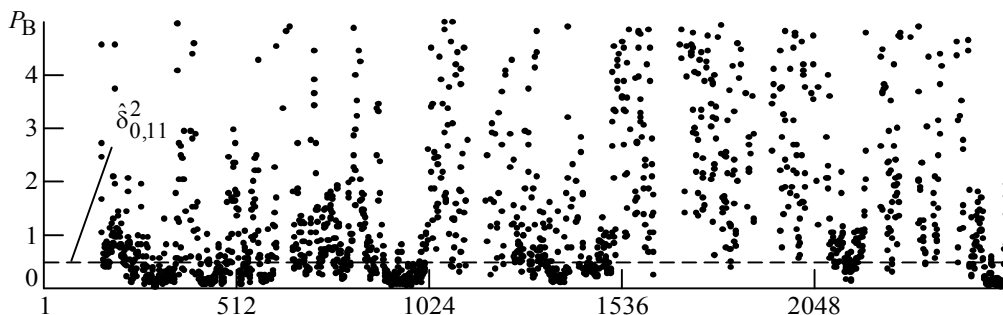


Рис. 5

$k_{\max} = 0.8$ (см. рис. 2). В обоих случаях КО соответствует визуальной оценке уровня шума в периодограмме и при большом количестве сигналов (см. рис. 5) имеет заметное смещение.

Для получения КО уровня шума необходимо произвести сортировку отсчетов периодограммы Бартлетта. Для этого применена программная реализация сортировки методом Хора, которая по вычислительным затратам соизмерима с алгоритмом быстрого преобразования Фурье, используемым при получении одной немодифицированной периодограммы.

Параметр			ξ
P	k	k_{\max}	
5	0	0	0.05
		0.8	0.16
	0.8	0	$\approx q$
		0.8	1.3
30	0	0	0.02
		0.8	0.08
	0.8	0	$\approx q$
		0.8	0.25

В таблице представлены значения относительной ошибки КО при отсутствии сигналов ($k = 0$) и при заполненности частотного диапазона на 80% ($k = 0.8$) для различных количеств используемых элементарных периодограмм и максимальной ожидаемой заполненности.

При определении порядка КО следует исходить из максимальной ожидаемой заполненности частотного диапазона (см. рис. 2), хотя завышение этого параметра увеличивает относительную ошибку оценки (см. рис. 3 и таблицу).

Применение разработанной с использованием минимаксного критерия (11) КО целесообразно в условиях слабой (20...30%) заполненности для формирования порога обнаружения и оценки отношения "сигнал/шум". При сильной заполненности следует разрабатывать специальные оценки уровня шума, обладающие меньшим смещением.

Библиографический список

1. Марпл С. Л.-мл. Цифровой спектральный анализ и его приложения / пер. с англ. М.: Мир, 1990. 584 с.
2. Крамер Г. Математические методы статистики / под ред. А. Н. Колмогорова. М.: Мир, 1975. 648 с.
3. Сергиенко А. Б. Цифровая обработка сигналов. СПб.: Питер, 2003. 608 с.
4. Pranab K. S. Asymptotic normality of sample quantiles for m-dependent processes // The annals of mathematical statistics. 1968. Vol. 39, № 5. P. 1724–1730.

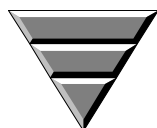
A. O. Chemarov
Science research institute "Vector"

Quantile noise level estimation of Bartlett periodogram for radio monitoring

The noise level estimation based on Bartlett periodogram samples sorting is developed and investigated. Analytical derivations and statistical modeling results are shown. The developed estimation applied to wide-band receiver output signals records is demonstrated.

Radiomonitoring, periodogram, noise level, minimax criteria estimation, quantile

Статья поступила в редакцию 29 декабря 2008 г.



Стабилизация частоты генераторов на диодах Ганна миллиметрового диапазона длин волн

Рассмотрены факторы, определяющие стабильность частоты генераторов на диодах Ганна миллиметрового диапазона длин волн. Предложены решения, позволяющие существенно улучшить значение этого параметра. Приведенные результаты численного анализа и экспериментальных исследований разработанных генераторов на диодах Ганна демонстрируют высокую стабильность частоты генерации.

Генераторы СВЧ, полупроводниковые диоды, диоды Ганна, резонаторы СВЧ, стабилизация частоты генераторов

Генераторы на диодах Ганна (ГДГ) являются недорогими и сравнительно эффективными маломощными источниками СВЧ-энергии. К достоинствам этих генераторов относятся большая импульсная мощность, низкий уровень фазового шума, высокая надежность и широкий диапазон рабочих частот, охватывающий сантиметровую и миллиметровую области длин волн. В последнее время интерес к данным устройствам повышается, поскольку применение новых материалов (таких, как нитрид галлия) позволяет существенно увеличить максимальную частоту генерации и выходную мощность этих приборов.

Одними из проблем, с которыми сталкиваются разработчики ГДГ, являются недостаточная стабильность их частоты и возможность так называемых перескоков частоты при повторных включениях генератора и/или изменении его параметров (напряжения питания, температуры, нагрузки и т. п.). Особенно ярко эти нестабильности проявляются в миллиметровом диапазоне длин волн вследствие увеличения влияния таких дестабилизирующих факторов, как неоднородность легирования активной зоны диода, уплотнения спектра колебаний резонатора и самого диода, возникновения паразитных колебательных цепей. В настоящей статье рассматриваются факторы, определяющие частоту генерации системы "диод Ганна (ДГ) – колебательная цепь", предлагаются меры по увеличению стабильности частоты и исключению перескоков частоты генерации, а также приводятся результаты экспериментального исследования разработанных ГДГ в различных режимах.

ГДГ состоит из двух основных узлов – самого диода и колебательной цепи. Проектирование каждого из них должно производиться, исходя из рабочего диапазона частот прибора, выходной мощности и стабильности частоты. Как правило, при проектировании генераторов пользуются методом эквивалентных схем, поскольку непосредственное решение самосогласованной задачи расчета электромагнитного поля и движения носителей заряда в диоде оказывается слишком сложным.

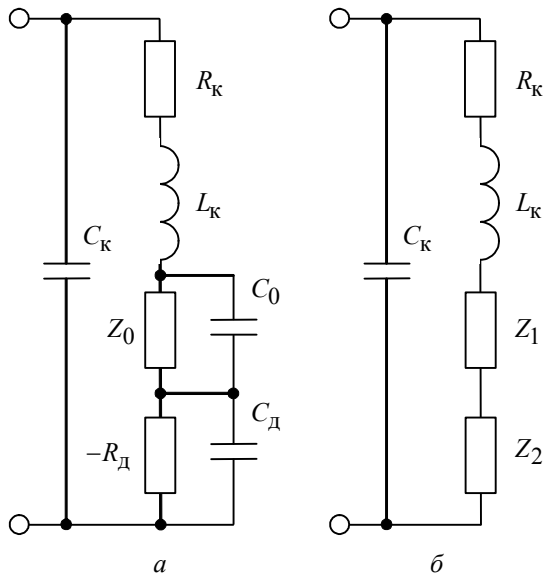


Рис. 1

Приближенная эквивалентная схема ДГ, работающего в доменном режиме, показана на рис. 1, а [1]. Она включает емкость C_k , индуктивность L_k и сопротивление R_k корпуса и контактов диода, сопротивление R_0 и емкость C_0 области слабого поля и отрицательное сопротивление $-R_d$ и емкость C_d домена сильного поля. Для определения резонансной частоты ДГ удобно представить эту схему в виде, показанном на рис. 1, б. На последней схеме

$$Z_1 = R_1 + iX_1 = \frac{R_0}{1 + \omega^2 C_0^2 R_0^2} - i\omega \frac{C_0 R_0^2}{1 + \omega^2 C_0^2 R_0^2}$$

– полное сопротивление части диода, находящейся в слабом поле;

$$Z_2 = -R_2 + iX_2 = -\frac{R_d}{1 + \omega^2 C_d^2 R_d^2} + i\omega \frac{C_d R_d^2}{1 + \omega^2 C_d^2 R_d^2} \quad (2)$$

– полное сопротивление домена сильного поля.

Полная проводимость диода в соответствии с эквивалентной схемой рис. 1, б определяется выражением

$$Y = G + iB = i\omega C_k + \frac{1}{R_k + i\omega L_k + Z_1 + Z_2} \quad (3)$$

На резонансной частоте диода ω_0 реактивная составляющая его полной проводимости равна нулю. Подставив в формулу (3) выражения (1) и (2), после ряда преобразований получим уравнение относительно резонансной частоты:

$$\omega_0 C_k - \frac{\omega_0 L_k + X_1(\omega_0) + X_2(\omega_0)}{[R_k + R_1(\omega_0) - R_2(\omega_0)]^2 + [\omega_0 L_k + X_1(\omega_0) + X_2(\omega_0)]^2} = 0 \quad (4)$$

На резонансной частоте должно выполняться условие самовозбуждения $G(\omega_0) \leq 0$, откуда следует, что $R_k + R_1(\omega_0) - R_2(\omega_0) \leq 0$, или с использованием в предельном случае знака равенства

$$\frac{R_d}{1 + \omega_0^2 C_d^2 R_d^2} = R_k + \frac{R_0}{1 + \omega_0^2 C_0^2 R_0^2} \quad (5)$$

Полученное соотношение позволяет оценить минимальное значение отрицательного сопротивления домена на резонансной частоте. Совместное решение уравнений (4) и (5) позволяет определить резонансную частоту и минимально возможное значение отрица-

тельного сопротивления домена для заданных параметров диода и корпуса. Резонансная частота диода должна быть выше максимальной рабочей частоты, на которой должен работать генератор.

Поскольку совместное решение уравнений (4) и (5) представляет значительные трудности, была исследована зависимость R_d от частоты генерации для типичных значений остальных параметров диода (рис. 2).

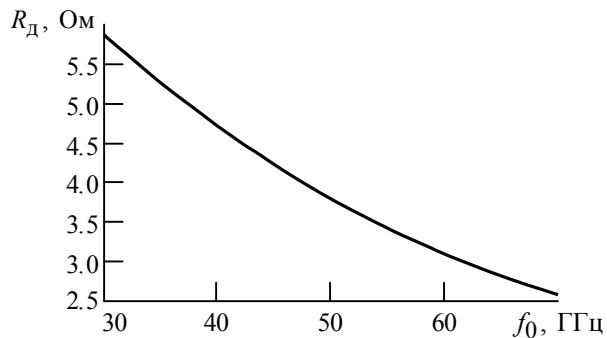


Рис. 2

Как видно из рисунка, в широком диапазоне частот сопротивление домена изменяется в пределах от -3 до -6 Ом. Поэтому резонансную частоту ДГ можно рассчитывать с помощью уравнения (4), положив сопротивление домена R_d постоянным.

На рис. 3, а приведены зависимости резонансной частоты ДГ от индуктивности корпуса для различных значений его емкости. Остальные параметры диода: $R_k = 0.5$ Ом, $R_0 = 8$ Ом, $C_0 = 0.5$ пФ, $C_d = 0.1$ пФ, $R_d = 5$ Ом. Как следует из кривых, параметры корпуса сильно влияют на резонансную частоту диода, причем для генераторов, работающих в диапазоне 35 ГГц, емкость корпуса не должна превышать 0.2 пФ, а его индуктивность – 0.1 нГн.

Другие параметры эквивалентной схемы влияют на резонансную частоту значительно слабее. Так, при изменении емкости домена от 0 до 1 пФ резонансная частота изменяется не более чем на 5% от среднего значения (рис. 3, б). Таким образом, при разработке ДГ миллиметрового диапазона особое внимание необходимо уделять снижению емкости и индуктивности корпуса.

Конструкция диода показана на рис. 4. На металлическом держателе 1 квадратного сечения с размерами 0.4×0.4 мм² смонтирована подложка 3 толщиной 60 мкм с четырьмя мезоструктурами 2. Для снижения температуры активной области используется обратный монтаж. Крышка корпуса 4 устанавливается на керамической втулке 5 и приваривается к подложке 3. Такая конструкция позволяет снизить индуктивность корпуса до 0.3 нГн, а его емкость – до 0.2 пФ.

В генераторе ДГ размещен в объемном резонаторе, определяющем частоту генерации. В миллиметровом диапазоне длин резонатор выполняется, как правило, в виде отрезка прямо-

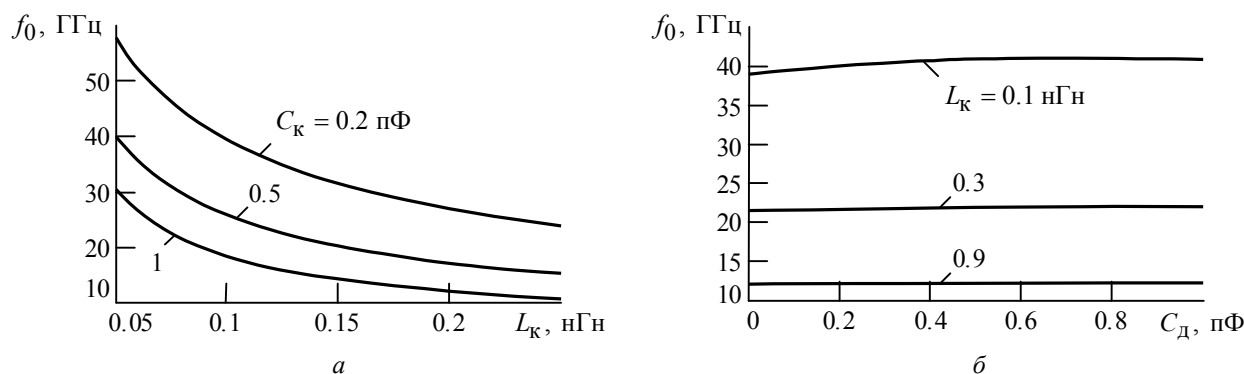


Рис. 3

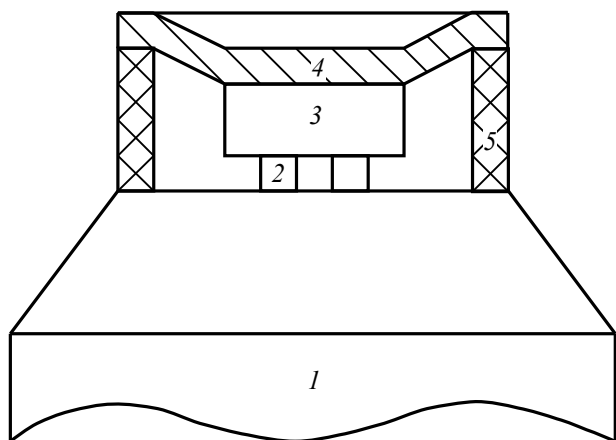


Рис. 4

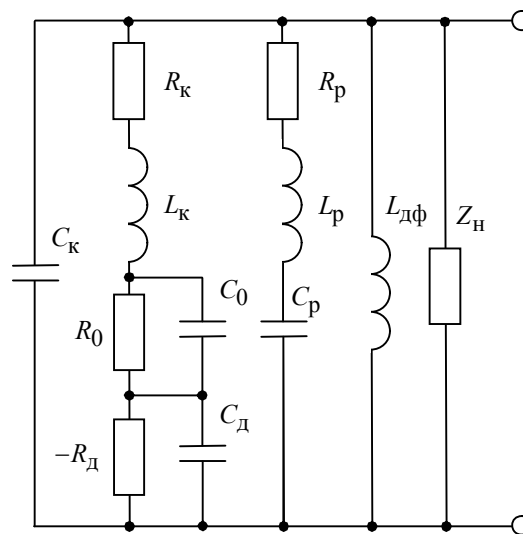


Рис. 5

угольного волновода, закороченного с одной стороны и нагруженного на регулярный волновод с другой. Связь резонатора с волноводом осуществляется через индуктивную диафрагму.

Эквивалентная схема ГДГ показана на рис. 5 [2]. Элементы C_k , R_k , L_k , R_0 , C_0 , R_d , C_d характеризуют диод; R_p , L_p , C_p – эквивалентные сопротивление потерь, индуктивность и емкость резонатора соответственно; $L_{дф}$ – индуктивность диафрагмы; Z_H – сопротивление нагрузки (волновое сопротивление волновода, пересчитанное в резонатор).

Компьютерный анализ этой схемы позволил сделать следующие выводы:

1. При малой добротности резонатора напряжение на диоде недостаточно для управления доменом, поэтому частота генерации слабо зависит от настройки резонатора.
2. По мере увеличения добротности резонатора его влияние на режим формирования домена увеличивается и частота генерации в пределе совпадает с собственной частотой резонатора.

На основании этих выводов в качестве основного способа улучшения стабильности частоты ГДГ использовалось увеличение добротности резонатора [3]. При прочих равных условиях добротность объемного резонатора растет с увеличением его объема, который пропорционален длине резонатора l . Так как $l \approx \lambda_p/2$, где λ_p – длина волны в отрезке волновода, образующем резонатор, необходимо увеличивать длину волны в волноводе,

что достигается увеличением отношения $\lambda/\lambda_{кр}$, где $\lambda_{кр}$ – критическая длина волны.

На рис. 6 показана экспериментальная зависимость нагруженной добротности резонатора от отношения $\lambda/\lambda_{кр}$. Как видно из рисунка, при изменении этого отношения от 0.7 до 0.9 добротность увеличивается почти в 10 раз.

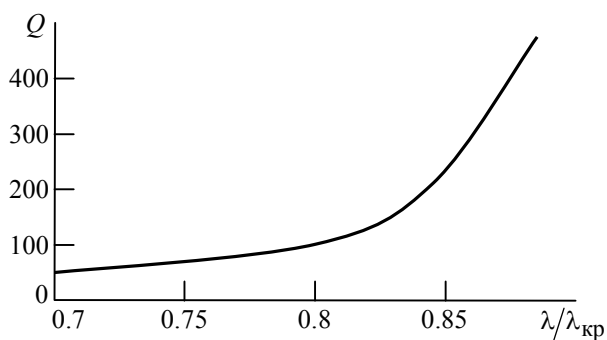


Рис. 6

В таблице приведены результаты измерений относительного ухода частоты $\Delta f/f_0$ (f_0 – номинальная частота генерации) для ГДГ, имеющих резонаторы с различным отношением $\Delta\lambda/\lambda_{кр}$. Измерялись

$\lambda/\lambda_{кр}$	$S_U, \text{В}^{-1}$	$S_{КСВН}$	ТКЧ, ... $^{\circ-1}$	$\tau, \text{мин}$
0.75	$3 \cdot 10^{-3}$	$9 \cdot 10^{-3}$	$-1.8 \cdot 10^{-4}$	26
0.91	$5 \cdot 10^{-4}$	$1.6 \cdot 10^{-3}$	$-5.6 \cdot 10^{-6}$	6
0.93	$1.8 \cdot 10^{-4}$	$8 \cdot 10^{-4}$	$-2.1 \cdot 10^{-5}$	2

уходы частоты при изменении напряжения питания $S_U = (\Delta f/f_0)/\Delta U_{п}$, при изменении КСВН нагрузки в пределах 1...1.5 – $S_{КСВН}$, относительный температурный коэффициент частоты ТКЧ, в также время установления стабильной частоты после включения генератора τ .

Наиболее существенным дестабилизирующим фактором для всех генераторов оказалось изменение КСВ нагрузки. Однако, учитывая, что ГДГ используются в основном в качестве генераторов с фиксированной нагрузкой (например, в качестве гетеродинов), этот фактор можно не учитывать. Также можно не учитывать изменение напряжения питания, поскольку оно, как правило, стабилизировано. Стабильность частоты ГДГ с резонаторами высокой добротности ($\lambda/\lambda_{кр} > 0.9$) по отношению к остальным дестабилизирующим факторам не хуже $5 \cdot 10^{-5}$, что для генераторов рассматриваемых типа и частотного диапазона является очень хорошим показателем.

Библиографический список

1. Левинштейн М. Е., Пожела Ю. К., Шур М. С. Эффект Ганна. М.: Сов. радио. 1975. 288 с.
2. Егунов М. С., Воторопин С. Д. Перестраиваемый генератор на диоде Ганна 5-мм диапазона // СВЧ техника и телекоммуникационные технологии: мат-лы 18-й Междунар. крымск. конф., Севастополь, 8–12 сент. 2008. Т. 1. Севастополь: Вебер, 2008. С. 89–91.
3. Фомин Н. В. Синхронизация частоты диодных генераторов. М.: Связь, 1974. 243 с.

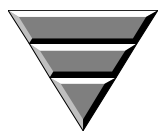
V. V. Popov
JSC "Svetlana" (Saint-Petersburg)

Frequency stabilization of the Gunn diode millimeter waveband generators

Factors determining frequency stability of the Gunn diode millimeter waveband generators are considered. Solutions making possible to significantly improve frequency stability are proposed. Results of numerical analysis and experimental researches of the developed Gunn diode generators, showing good frequency stabilization results are presented.

Microwave generators, semiconductor diodes, Gunn diodes, microwave resonators, generator frequency stabilization

Статья поступила в редакцию 3 декабря 2008 г.



Редакционный отдел

Наши авторы

Белов Александр Викторович

Кандидат технических наук (1977), ведущий научный сотрудник отдела экологической физиологии Института экспериментальной медицины РАМН. Автор более 40 научных работ. Сфера научных интересов – аналоговая микросхемотехника; биомедицинская электроника; аналоговая фильтрация.

Березин Владимир Борисович

Кандидат технических наук (2006), старший научный сотрудник Корейского электротехнологического института, сотрудник группы флуоресцентных исследований ГОИ-Корея Центра (Корея). Область профессиональных интересов – телевизионные измерительные системы прикладного назначения.

Быков Роберт Евгеньевич

Доктор технических наук (1977), профессор (1979) кафедры телевидения и видеотехники Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина). Автор более 260 научных и педагогических работ. Сфера научных интересов – вещательные и прикладные телевизионные системы; обработка цветных и мультимедийных изображений.

Гайворонский Дмитрий Вячеславович

Магистр техники и технологий по направлению "Радиотехника" (2007), аспирант Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина) по кафедре радиотехнических систем (РС), ассистент кафедры РС. Автор трех научных публикаций. Сфера научных интересов – широкополосные системы радиолокации; теория сигналов.

Гантмахер Владимир Ефимович

Доктор технических наук (1996), профессор (2000) кафедры радиосистем Новгородского государственного университета им. Ярослава Мудрого, заслуженный работник науки и техники (2006). Автор около 200 научных работ. Сфера научных интересов – шумоподобные сигналы; анализ, синтез и формирование псевдослучайных последовательностей.

Девятков Геннадий Никифорович

Доктор технических наук (2007), доцент (1978) кафедры конструирования и технологии радиоэлектронных средств Новосибирского государственного технического университета. Автор более 120 научных публикаций. Область научных интересов – автоматизированный синтез широкополосных пассивных и активных устройств ВЧ- и СВЧ-диапазонов.

Ипатов Валерий Павлович

Доктор технических наук (1983), профессор (1985), кафедры радиотехнических систем Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им.

В. И. Ульянова (Ленина), заслуженный деятель науки РФ (2001), почетный радист СССР (1983), почетный изобретатель СССР (1986). Автор более 250 научных работ. Сфера научных интересов – радиоэлектронная системотехника; статистическая теория связи; широкополосные системы радиолокации, радионавигации и передачи данных; теория сигналов.

Манило Людмила Алексеевна

Доктор технических наук (2008), профессор (2009) кафедры биомедицинской электроники и охраны среды Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина). Автор более 90 научных и педагогических работ. Сфера научных интересов – автоматическая обработка сигналов; распознавание образов.

Мартухович Илья Олегович

Магистр техники и технологии по направлению "Радиотехника" (2008), аспирант Новосибирского государственного технического университета по кафедре теоретических основ радиотехники. Автор шести научных публикаций. Сфера научных интересов – статистические методы обработки сигналов и изображений.

Папаян Гарри Вазгенович

Кандидат технических наук (1974), старший сотрудник лазерного центра Санкт-Петербургского государственного медицинского университета им. И. П. Павлова. Автор более 150 научных работ и изобретений. Сфера научных интересов – микроскопия; биомедицинская оптика.

Пашков Иван Сергеевич

Аспирант Новгородского государственного университета (НовГУ) им. Ярослава Мудрого по кафедре радиосистем. Окончил НовГУ (2006) по специальности "Прикладная математика и информатика". Автор трех научных публикаций. Сфера научных интересов – шумоподобные сигналы; радиоэлектроника.

Попов Владимир Васильевич

Генеральный директор ОАО "Светлана". Окончил Ленинградский университет по специальности физика (1974). Автор 26 научных работ и изобретений. Сфера научных интересов – широкополосные устройства СВЧ; высокочастотные полупроводниковые приборы.

Пуликов Дмитрий Георгиевич

Магистр техники и технологий по направлению "Биомедицинская инженерия" (2006), аспирант Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" по кафедре биомедицинской электроники и охраны среды. Автор девяти научных публикаций. Сфера научных интересов – обработка биосигналов в режиме жёсткого реального времени; цифровая фильтрация.

Райфельд Михаил Анатольевич

Кандидат технических наук (1995), доцент (1999) кафедры теоретических основ радиотехники Новосибирского государственного технического университета. Автор 35 научных работ. Сфера научных интересов – непараметрические алгоритмы обработки сигналов и изображений в радиотехнических системах.

Сергеев Тимофей Владимирович

Магистр техники и технологий по направлению "Биомедицинская инженерия" (2006), ведущий программист отдела экологической физиологии Института экспериментальной медицины РАМН. Автор 10 научных публикаций. Сфера научных интересов – аналоговая обработка электрокардосигналов.

Спектор Александр Аншелевич

Доктор технических наук (1991), профессор (1992), заведующий кафедрой теоретических основ радиотехники Новосибирского государственного технического университета. Автор более 120 научных работ. Сфера научных интересов – математическое обеспечение технических информационных систем; статистические методы обработки сигналов и изображений.

Су Джин Бэ (Soo Jin Bae)

Магистр электротехники (2002), старший научный сотрудник Корейского электротехнологического института, руководитель группы флуоресцентных исследований ГОИ-Корея Центра (Корея). Область профессиональных интересов – оптические системы медицинского назначения.

Таранин Сергей Владимирович

Ассистент кафедры конструирования и технологии радиоэлектронных средств Новосибирского государственного технического университета (НГТУ). Окончил НГТУ по специальности "Конструирование и технология радиоэлектронных средств". Автор девяти научных публикаций. Область научных интересов – автоматизированный синтез широкополосных устройств СВЧ-диапазона.

Ук Канг (Uk Kang)

Кандидат технических наук (1996), главный научный сотрудник Корейского электротехнологического института, исполнительный директор ГОИ-Корея Центра (Корея). Область профессиональных интересов – оптические системы медицинского назначения.

Чемаров Алексей Олегович

Магистр техники и технологий по направлению "Телекоммуникации" (2006), аспирант Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" по кафедре радиоэлектронных средств, инженер-программист I категории ФГУП НИИ "Вектор". Автор семи научных публикаций. Сфера научных интересов – радиомониторинг; радиопеленгация; цифровая обработка сигналов; статистическая радиотехника.

Шевченко Майя Евгеньевна

Кандидат технических наук (1997), доцент (2002) кафедры радиоэлектронных средств Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина). Автор около 20 научных работ. Сфера научных интересов – теория обнаружения и различения сигналов; теоретическая радиотехника; спектральный анализ; цифровая обработка сигналов; радиомониторинг.

Требования к оформлению статей, предлагаемых для публикации в журнале "Ивестия вузов России. Радиоэлектроника"

Верстка журнала осуществляется с электронных копий. Используется компьютерная обработка штриховых и полутоновых (в градациях серого) рисунков. Журнал изготавливается по технологии офсетной печати.

В редакционный совет журнала "Ивестия вузов России. Радиоэлектроника" необходимо представить:

- распечатку рукописи (1 экз.). Распечатка должна представлять собой твердую копию файла статьи;
- электронную копию (дискета либо CD). По предварительному согласованию с редсоветом допустима передача по электронной почте;
- отдельный файл для каждого рисунка и каждой таблицы в формате тех редакторов, в которых они были подготовлены (также возможна передача по электронной почте по предварительному согласованию). Размещение рисунка в электронной копии не освобождает от его представления отдельным файлом;
- аннотацию на английском языке (1 экз.);
- экспертное заключение о возможности опубликования в открытой печати (1 экз.);
- справку об авторах и ее электронную копию (1 экз.);
- рекомендацию кафедры (отдела) к опубликованию (следует указать предполагаемую рубрику) (1 экз.);
- сопроводительное письмо (1 экз.).

Правила оформления текста

- Подготавливается в текстовом редакторе Microsoft Word.
- Применение полужирного и курсивного шрифтов, а также подчеркивания, допустимо при крайней необходимости.
- Формулы подготавливаются во встроенном редакторе формул Microsoft Word или в редакторе MathType.
- Начертание обозначений в формулах и основном тексте должны быть полностью идентично.
- Математические обозначения равенства, подобия, соотношений множеств и их элементов, логических функций и кванторов, знаки ' (штрих), ° (град), ∅, римские цифры, дефис, другие специальные знаки следует повторить простым карандашом на поле распечатки с текстовой расшифровкой.
- Ссылки на формулы и таблицы даются в круглых скобках, ссылки на использованные источники (литературу) – в квадратных прямых.
- Основной текст не может завершаться рисунком или таблицей.
- Дополнительный, поясняющий текст следует выносить в подстрочные ссылки при помощи знака сноски, а при большом объеме – оформлять в виде приложения к статье.
- Распечатка подписывается всеми авторами.

Верстка текста

- Параметры страницы: поля: верхнее 3 см, левое и нижнее 2.5 см, правое 2 см; верхний колонтитул 2 см, нижний колонтитул 2 см.
- Формат бумаги А4.
- Первая строка: УДК, шрифт Arial 12 pt, выравнивание по левому краю, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" 18 pt, "после" 6 pt, межстрочный "Множитель 1.2".
- Перечень авторов, разделенный запятыми: инициалы перед фамилиями, после каждого инициала точка и пробел (не отрывать инициалы от фамилии); шрифт Arial 14 pt, жирный, курсив, выравнивание по правому краю, отступ слева 1 см, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" и "после" 0 pt, межстрочный "Множитель 1.2".
- Место работы авторов: шрифт Arial 12 pt, курсив, выравнивание по правому краю, отступ слева 1 см, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" и "после" 0 pt, межстрочный "Множитель 1.2".
Если авторы относятся к разным организациям, то после указания всех авторов, относящихся к одной организации, дается ее наименование, затем список авторов, относящихся к второй организации, и т. д.
- После перечня авторов и организаций – название статьи: шрифт Arial 18 pt, выравнивание по левому краю, отступы слева 0.5 см, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" и "после" 6 pt, межстрочный "Множитель 1.2".
- Аннотация 3–7 строк, характеризующих содержание статьи: шрифт Times New Roman 10 pt, курсив, выравнивание по ширине, отступы слева и справа 1.5 см, первая строка отступ 0.7 см, интервалы "перед" и "после" 12 pt, межстрочный одинарный.
- Ключевые слова – 3–10 слов и словосочетаний, отражающих содержание статьи, разделенных запятыми (в конце списка точка не ставится): шрифт Times New Roman 10 pt, жирный; регистр, "Как в предложениях", выравнивание по левому краю, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" 0 pt, "после" 6 pt, интервал межстрочный одинарный.

- Основной текст: шрифт Times New Roman 12 pt, выравнивание по ширине, первая строка отступ 1 см, интервал межстрочный "Множитель 1.2".
- Подстрочные ссылки используются постраничные; шрифт Times New Roman 10 pt, выравнивание по ширине, интервал межстрочный одинарный; имеют сквозную нумерацию в пределах статьи.
- Строка с текстом "Список литературы": шрифт Times New Roman 12 pt, выравнивание по центру, интервалы "перед" 12 pt, "после" 6 pt, межстрочный "Множитель 1.2".
- Собственно список литературы: каждая ссылка с номером в отдельном абзаце, шрифт Times New Roman 10 pt, первая строка отступ 0.7 см, выравнивание по ширине, интервал межстрочный одинарный.
- Перечень авторов на английском языке, разделенный запятыми: инициалы перед фамилиями, после каждого инициала точка и пробел (не отрывать инициалы от фамилии), шрифт Arial 10 pt, жирный курсив, выравнивание по левому краю, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" 12 pt, "после" 0 pt, межстрочный одинарный.
- Место работы авторов на английском языке: шрифт Arial 10 pt, курсив, выравнивание по левому краю, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" 12 pt, "после" 0 pt, межстрочный одинарный.
Если авторы относятся к разным организациям, то после указания всех авторов, относящихся к одной организации, дается ее наименование, затем список авторов, относящихся к второй организации, и т. д.
- После перечня авторов и организаций – название статьи на английском языке: шрифт Arial 10 pt, жирный, регистр "Как в предложениях", выравнивание по левому краю, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" 6 pt, "после" 0 pt, межстрочный одинарный.
- Аннотация на английском языке 3–7 строк, характеризующих содержание статьи: шрифт Times New Roman 10 pt, курсив, выравнивание по ширине, отступы слева 1.5 см, справа 1.5 см, первая строка отступ 0.7 см, интервалы "перед" и "после" 6 pt, межстрочный одинарный. Аннотация на английском языке должна быть переводом аннотации на русском языке, размещенной в заголовочной части статьи.
- Ключевые слова на английском языке – 3–10 слов и словосочетаний, отражающих содержание статьи, разделенных запятыми (в конце списка точка не ставится): шрифт Times New Roman 10 pt, выравнивание по левому краю, автоматические переносы отключены, интервалы "перед" 0 pt, "после" 6 pt, межстрочный одинарный.

Верстка формул

- Формулы подготавливаются во встроенном редакторе формул Microsoft Word или редакторе MathType; нумеруются только те формулы, на которые есть ссылки в тексте статьи; использование при нумерации букв и других символов не допускается.
- Формулы, как правило, выключаются в отдельную строку, в тексте допустимо расположение только однострочных формул, на которые нет ссылок (надстрочные и подстрочные символы в таких формулах допустимы).
- Выключенные в отдельную строку формулы выравниваются по середине строки, номер (при необходимости) заключается в круглые скобки и выравнивается по правому краю строки.
- Необходимо использовать следующие установки редактора формул: размеры: полный 12 pt, подстрочный 10 pt, под-подстрочный 9 pt, символ 18 pt, подсимвол 12 pt; стили: текст, функция, число – шрифт Times New Roman, вектор–матрица – шрифт Times New Roman, жирный, греческий малый, греческий большой, символ – шрифт Symbol, переменная – шрифт Times New Roman, курсив.
- При записи формул следует придерживаться следующих условий: латинские обозначения скалярных переменных вводятся стилем редактора "переменная", т. е. курсивом, все остальные обозначения скалярных переменных вводятся прямым шрифтом (стили греческий малый, греческий большой, символ – для греческого шрифта, текст – для остальных шрифтов); векторы вводятся стилем "вектор–матрица" – прямым полужирным (при обозначении вектора греческим шрифтом следует использовать стиль "другой" и указать жирное начертание вручную), функции вводятся стилем "функция", для индексов используется стиль "переменная" только в том случае, если они, в свою очередь, указывают на скалярные переменные, обозначенные латинским шрифтом, во всех остальных случаях для индексов используется стиль "текст".
- Цифры, скобки и знаки математических операций вводятся только прямым шрифтом.
- При работе в редакторе формул следует максимально использовать его возможности для ввода математических обозначений (в частности, при вводе скобок и знаков математических операций необходимо пользоваться шаблонами редактора, а не клавиатурой).
- Все впервые встречающиеся в формуле обозначения должны быть расшифрованы сразу после формулы: после нее ставится запятая, а на следующей строке без абзацного отступа после слова "где" приводятся все обозначения и через тире – их расшифровки; список должен быть составлен в порядке появления обозначений в формуле; в многострочных формулах вначале полностью описывается числитель, а затем знаменатель; изменение индекса также считается введением нового обозначения, требующим новой расшифровки.
Если при расшифровке встречается обозначение, в свою очередь требующее формульной записи и расшифровки, то с ним поступают как с отдельной формулой, но расшифровку помещают в круглые скобки.

Верстка рисунков

- Рисунки, представляющие собой графики, схемы и т. п., должны быть выполнены в графических векторных редакторах (встроенный редактор Microsoft Word, CorelDraw, Microsoft Visio и т. п.). Использование точечных форматов (.bmp, .jpeg, .tif, .html) допустимо только для рисунков, представление которых в векторных форматах невозможно (фотографии, копии экрана монитора и т. п.).
- На рисунках должны размещаться только сам рисунок и его нумерационный заголовок (например, "Рис. 3"). Описание самого рисунка и введенных на нем обозначений следует приводить в основном тексте статьи. Нумерационный заголовок рисунка помещается под ним по его середине.
- Каждый рисунок вместе с номером должен помещаться в текстовое поле или в поле объекта (в терминах Microsoft Word).
- Следует стремиться к горизонтальному размеру рисунка, равному 16.5 или 8 см (в первом случае рисунок будет заверстан вразрез текста, во втором – в оборку).
- Рисунок может содержать несколько полей, если приведенные на них данные имеют тематическую общность и примерно равные размеры; каждое поле помечается русской буквой в алфавитном порядке, обозначения размещаются под полем по его середине; последовательность полей должна совпадать с последовательностью их первого упоминания в тексте.
- Рисунок размещается в ближайшем возможном месте после первого упоминания его или какого-либо его поля в тексте.
- Первая ссылка на рисунок производится, например, как рис. 3, последующие – как (см. рис. 3), применение скобок определяется требованиями орфографии.
- На рисунке следует приводить минимум текста и обозначений, обозначения размещать на линиях-выносках; каждый фрагмент текста давать в отдельном текстовом поле, при необходимости отключать у полей линии и заливку.
- Основные линии на рисунках (границы блоков и соединительные линии на схемах, линии графиков) имеют толщину 1.25 pt, вспомогательные (выноски, оси, размерные линии) – 0.75 pt.
- При формировании рисунка, представляющего собой схему, следует придерживаться требований ГОСТ ЕСКД, ЕСПД (в частности, недопустимо использовать условные графические обозначения, соответствующие стандартам США и Европы, но не совпадающие с предусмотренными ГОСТ)
- На рисунках, представляющих собой графики зависимостей, не следует давать размерную сетку, следует дать лишь засечки на осях, причем все засечки должны быть оцифрованы.
- Если оси на рисунках оцифрованы, то они завершаются на позиции очередной засечки, где засечка не ставится, а вместо цифровых значений даются обозначение переменной и (через запятую) единица измерения.
- Если оси не оцифровываются, то они завершаются стрелками, рядом с которыми даются обозначения переменных без единиц измерения.
- Длины и размерность осей следует устанавливать таким образом, чтобы на рисунке не было пустых областей, т. е. каждая из засечек должна оцифровывать хотя бы некоторые точки одной из приведенных кривых.
- Все текстовые фрагменты и обозначения на рисунке даются шрифтами размером 10 pt с единичным межстрочным интервалом; цифровые обозначения, буквенные обозначения полей и номер рисунка даются курсивом.
- При необходимости в отдельных текстовых полях на рисунке могут помещаться обозначения и тексты, сформированные в редакторе формул; при этом следует использовать следующие установки редактора: размеры: полный 10 pt, подстрочный 8 pt, под-подстрочный 7 pt, символ 14 pt, подсимвол 10 pt.
- Ссылки на обозначения на рисунке в основном тексте даются тем же начертанием (прямым или курсивом), как на рисунке, но с размером шрифта 12 pt.
- В распечатке рисунки могут быть вмонтированы в текст в ближайшем месте от ссылок на них либо место их размещения помечается на левом поле страницы в прямоугольной рамке.
- При невозможности представить электронные версии рисунков следует представить только твердые копии, обеспечивающие качественное воспроизведение после сканирования (графики – черной тушью на белой бумаге, фотографии – на матовой бумаге размером не менее 9×12 см, не более 21×30 см).

Верстка таблиц

- Текст в таблицах печатается через 1 интервал, шрифт Times New Roman, основной текст 10 pt, индексы 8 pt.
- Таблица состоит из следующих элементов: нумерационного заголовка; головки (заголовочной части), включающей заголовки граф (объясняют значение данных в графах); боковика (первой слева графы) и прографки (остальных граф таблицы). Боковик может состоять из нескольких первых слева граф.
- Нумерационный заголовок содержит слово "Таблица" и ее номер арабскими цифрами (без знака номера перед ними, без точки на конце), предваряет тематический заголовок. Ссылка в тексте на таблицу дается аналогично ссылкам на рисунки. Нумерационный заголовок выравнивается по правому полю и выделяется

светлым курсивом. Нумерация таблиц сквозная в пределах статьи. Если таблица единственная, нумерационный заголовок не дается, а ссылка в тексте приводится по типу "см. таблицу".

- Над продолжением таблицы на новой странице ставится заголовок "Продолжение табл. 5" (если таблица на данной странице не оканчивается) или "Окончание табл. 5" (если таблица на данной странице оканчивается). Если таблица продолжается на одной или на нескольких последующих страницах, то головка ее должна быть повторена на каждой последующей странице.
- Ни один элемент таблицы не должен оставаться пустым.
- Заголовки пишут в именительном падеже единственного или множественного числа без произвольного сокращения слов (допустимы только общепринятые сокращения всех видов: графические сокращения, буквенные аббревиатуры и сложносокращенные слова). Множественное число ставится только тогда, когда среди текстовых показателей графы есть показатели, стоящие во множественном числе.
- В одноярусной головке все заголовки пишутся с прописной буквы. В двух- и многоярусных головках заголовки верхнего яруса пишутся с прописной буквы, а заголовки второго, третьего и т. д. ярусов – с прописной буквы, если они грамматически не подчинены стоящему над ними заголовку верхнего яруса, и со строчной, если они грамматически подчинены стоящему над ними заголовку.

Список литературы

- Выполняется по ГОСТ 7.1-2003. Библиографическое описание документа. Введ. 01.07.2004. М.: ИПК Издательство стандартов, 2004 либо на ГОСТ Р 7.0.5-2008. Библиографическая ссылка. Общие требования и правила составления. Введ. 28.04.2008. М.: Стандартинформ, 2008
- Не должен превышать 10 (для обзорных заказных статей – 20) наименований, приводятся только источники, на которые есть ссылки в тексте (ссылки на неопубликованные работы не допускаются).
- Ссылки на материалы, размещенные на электронных носителях, следует давать лишь в крайнем случае; при этом необходимо указать электронный адрес до конкретного материала (т. е. включая сегмент, оканчивающийся расширением, соответствующим текстовому документу) и дату обращения к нему, либо полный издательский номер CD или DVD. Редакция оставляет за собой право потребовать от автора замены ссылки, если на момент обработки статьи по указанному адресу материал будет отсутствовать.

Справка об авторах включает для каждого автора фамилию, имя, отчество (полностью), ученую или академическую степень, ученое звание (с датами присвоения и присуждения), краткую научную биографию, количество печатных работ и сферу научных интересов (5–6 строк), название организации, служебный и домашний адреса, служебный и домашний телефоны, адрес электронной почты, при наличии – факс. Если ученых и/или академических степеней и званий нет, то следует указать место получения высшего образования, год окончания вуза и специальность. В справке следует указать автора, ответственного за прохождение статьи в редакции.

Плата с аспирантов за публикацию рукописей не взимается.

Технические вопросы можно выяснить по адресу monchak@yandex.ru