

УДК 621.371.3

## ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ФУНКЦИИ РИСКА В ЗАДАЧЕ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛОВ РАДИОФИЗИЧЕСКОГО ЗОНДИРОВАНИЯ

А. А. Колчев<sup>1,2</sup>, И. А. Егшин\*<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Марийский госуниверситет, г. Йошкар-Ола;

<sup>2</sup> Казанский (Приволжский) федеральный университет, г. Казань, Россия

Для статистического описания сигнала радиофизического зондирования на выходе приёмника сигналов с линейной частотной модуляцией предложена модель двухкомпонентной смеси. В рамках этой модели установлено, что для обнаружения отсчётов второй компоненты в смеси при малой их доли можно использовать функцию риска. Впервые предложена и экспериментально апробирована методика обнаружения второй компоненты в смеси с использованием функции риска смеси на основе обучающих выборок.

### ВВЕДЕНИЕ

Задача обнаружения сигнала радиозондирования на выходе радиоприёмной аппаратуры является одной из основных задач при обработке данных наблюдений. Большинство способов выделения сигнала на фоне шума или помех предусматривают использование критериев, связанных с некоторыми известными априорными предположениями о виде распределения сигнала и шума [1, 2]. Обычно применяются подходы, основанные на предположении о том, что смесь сигнал—шум на выходе приёмника имеет известное распределение (Накагами—Райса, Рэлея и прочие [3]).

Обработка сигналов при решении радиофизических задач имеет существенную особенность по сравнению с обработкой радиотехнических сигналов, связанную со статистической нестабильностью физических условий, которая и является объектом исследования. Эта нестабильность вносит естественную априорную непараметрическую неопределённость. При радиофизическом зондировании ионосферы сигналами с линейной частотной модуляцией (ЛЧМ) для компенсации такой неопределённости применяют комбинации различных полуэмпирических методов обнаружения. В работе [4] для выделения полезных сигналов используются значения выборочных моментов и различные сглаживающие фильтры, а в работе [5], кроме этого, применяется аналог эмпирической функции распределения. В работе [6] используются и клеточные автоматы. Однако применение сглаживающих фильтров уменьшает вероятность обнаружения сигналов, на которые приходится малое количество отсчётов, но которые могут нести ценную радиофизическую информацию. В статье [7] для обнаружения ЛЧМ-сигналов зондирования предложено до применения сглаживающих фильтров использовать методики, применяемые при обнаружении аномальных отсчётов в экспериментальных измерениях и аналогичные методикам, предложенным в работе [8]. Кроме того, в этой работе для описания вероятностной модели сигнала на выходе аппаратуры зондирования ионосферы ЛЧМ-сигналами предложена модель смеси распределений.

Целью данной работы является исследование возможностей использования функции риска для обнаружения сигналов в рамках вероятностной модели смеси распределений, в которой учитываются особенности сигналов радиофизического зондирования. Необходимо отметить, что ранее функция риска в задаче обнаружения сигналов не использовалась.

---

\* jungl91@mail.ru

## 1. СТАТИСТИЧЕСКИЕ СВОЙСТВА СИГНАЛА НА ВЫХОДЕ ПРИЁМНИКА ЛЧМ-ИОНОЗОНДА

Рассмотрим особенности распространения сигналов ЛЧМ-ионозондов [8] по ионосферному радиоканалу. Сигнал с ЛЧМ, излучаемый ионозондом, можно представить выражением

$$a_{\text{rad}}(t) = a_0 \exp[j(2\pi f_0 t + \pi \dot{f} t^2)], \quad (1)$$

где  $t \in [0, T]$ ,  $a_0$  — амплитуда,  $f_0$  — начальная частота,  $\dot{f} = df/dt$  — скорость изменения частоты во времени  $t$ ,  $T$  — время излучения элемента сигнала.

Особенностью ионосферного радиоканала является многолучевость, обусловленная приходом в точку приёма нескольких мод, в виде которых распространяется сигнал.

Сигнал  $i$ -й принимаемой моды распространения на выходе ионосферного радиоканала можно представить в виде

$$a_{i\text{rec}}(t) = a_{\text{rad}}(t - \tau_i)\gamma_{i0}, \quad (2)$$

где  $\gamma_{i0}$  — коэффициент ослабления в ионосферном радиоканале,  $\tau_i$  — время задержки сигнала при ионосферном распространении. В общем случае параметры  $\gamma_{i0}$  и  $\tau_i$  могут зависеть от времени:  $\gamma_{i0} = \gamma_{i0}(t)$ ,  $\tau_i = \tau_i(t)$ .

Многомодовый сигнал на входе приёмника равен сумме сигналов всех мод:

$$a(t) = \sum_{i=1}^p a_{\text{rad}}(t - \tau_i)\gamma_{i0}, \quad (3)$$

где  $p$  — число принимаемых мод распространения сигнала.

Полоса частот элемента ЛЧМ-сигнала  $\Delta f = \dot{f}T$  много больше характерных полос, занимаемых радиотехническими системами коротковолнового диапазона (характерная длительность элемента равна  $T = 1$  с, что при  $\dot{f} = 100$  кГц/с соответствует полосе элемента сигнала 100 кГц). Поэтому на входе приёмника возможно появление нескольких сосредоточенных помех

$$a_q(t) = u_q \exp(2\pi j f_q t),$$

где  $t \in [t_q, t_q + \Delta t_q]$ , с амплитудой  $u_q$  и частотой  $f_q$ . Здесь  $t_q$  — время начала воздействия  $q$ -й сосредоточенной помехи на вход приёмника,  $\Delta t_q$  — длительность воздействия.

Предположим, что на вход приёмника ионозонда поступает также флуктуационный шум  $a_f(t)$ . Тогда сигнал на входе можно записать в виде

$$a_{\text{in}}(t) = a(t) + \sum_{q=1}^N a_q(t) + a_f(t), \quad (4)$$

где  $N$  — число сосредоточенных помех.

Отметим, что сеансы зондирования ионосферы проводятся по заранее составленному (согласованному) расписанию с известными параметрами излучения ЛЧМ-сигнала, а следовательно известен и момент приёма зондирующего сигнала с точностью до нескольких миллисекунд. При этом радиоприёмное и радиопередающее устройства синхронизируются с помощью систем глобального позиционирования.

В приёмнике реализуется операция сжатия сигнала  $a_{\text{in}}(t)$  в частотной области, которая состоит в умножении принятого сигнала на сигнал гетеродина, комплексно-сопряжённый излучаемому

сигналу, и выполняется спектральный анализ сигнала на разностной частоте. Для этого над принятым сигналом выполняются операции [7]

$$A(t) = a_{\text{in}}(t)a_{\text{rad}}^*(t), \quad S(f) = \int_0^T A(t) \exp(2\pi jft) dt, \quad (5)$$

где звёздочка означает комплексное сопряжение.

После умножения на сигнал гетеродина  $a_{\text{rad}}^*(t)$  сигналы  $a_{i \text{ rec}}(t)$  становятся квазигармоническими, сигналы сосредоточенных помех  $a_q(t)$  приобретают дополнительную линейную частотную модуляцию, а сигнал флуктуационного шума сохраняет свой вид. Поэтому каждой принимаемой моде распространения сигнала соответствует своя спектральная составляющая с частотой, пропорциональной времени распространения сигнала этой моды [9]. Применение спектрального анализа (см. выражение (5)) позволяет выделить эти составляющие.

В ЛЧМ-ионозонде обработка принятого сигнала идёт поэлементно. Каждый элемент ЛЧМ-сигнала имеет начальную частоту и полосу частот, отличные от соответствующих величин для других элементов. Поэтому сосредоточенные помехи и характеристики принимаемых сигналов мод распространения меняются от элемента к элементу в полосе частот обрабатываемого сигнала. Это сказывается на статистических характеристиках сигнала на выходе приёмника ЛЧМ-ионозонда  $A(t)$ , а следовательно и на статистических характеристиках  $|S(f)|$ .

Для доказательства того, что обнаружение ЛЧМ-сигнала осуществляется в условиях априорной непараметрической неопределённости, а также нестационарности законов распределения, нами были обработаны данные наклонного зондирования ионосферы непрерывным ЛЧМ-сигналом на трассах с передатчиками в пунктах в Нижнем Новгороде, Норильске, Хабаровске (Россия), Инскипе (Великобритания), Лионе (Франция) в 2009–2010 годах и приёмном пункте в Йошкар-Оле. Также были обработаны данные вертикального зондирования ионосферы в Йошкар-Оле в 2011 году. Расположение пунктов зондирования показано на рис. 1. Скорость перестройки частоты  $f$  при линейно-частотной модуляции для пунктов в Норильске и Хабаровске составляла 500 кГц/с, для остальных 100 кГц/с, для вертикального зондирования 200 кГц/с. Полоса элемента сигнала во всех случаях составляла 100 кГц. Всего было обработано более 2000 ионограмм. Оценивалась принадлежность отсчётов элемента сигнала к некоторому виду вероятностного распределения. Для статистического описания законов распределения использовалась классификация на основе кривых Пирсона [10].

Результаты принадлежности к кривым Пирсона отображены в табл. 1. Каждый подтип типа I, типы IV и VI определяют некоторые семейства распределений. Результаты, приведённые в табл. 1, показывают, что преобладающий закон распределения отсчётов сигнала радиозондирования отсутствует.

Исследовалась также стационарность законов распределения отсчётов сигнала. Для этого оценивалась принадлежность распределения отсчётов соседних элементов сигналов к одним и тем же типам кривых Пирсона. Оказалось, что к одинаковому типу кривой можно отнести только 42,3% выборок отсчётов двух соседних элементов сигналов, 22,9% — трёх соседних элементов сигналов, 13,8% — четырёх.

Проведённые исследования показывают, что в случае обработки сжатием в частотной области широкополосного сигнала после его распространения в ионосфере наблюдается высокая переменчивость не только параметров законов распределения, но и самих законов распределения. Отсутствие одного преобладающего закона распределения для сигнала, а также одновременная принадлежность сигнала и шума к одним законам распределения свидетельствуют о том, что обработка ЛЧМ-сигнала осуществляется в условиях априорной непараметрической неопределённости. Поэ-



Рис. 1. Расположение пунктов зондирования: 1 — «Йошкар-Ола», 2 — «Нижний Новгород», 3 — «Горьковская», 4 — «Салехард», 5 — «Ловозеро», 6 — «Амдерма», 7 — «Лион», 8 — «Инскип», 9 — «Норильск», 10 — «Колба (Диксон)», 11 — «Хабаровск»

Таблица 1. Доля отсчётов элемента сигнала, принадлежащих к кривым Пирсона различных типов

Тип I			Тип IV	Тип VI
87,0 %				
Подтип I	Подтип II	Подтип III		
26,1 %	55,0 %	18,9 %		

тому для обнаружения сигналов зондирования надо использовать методы, которые не опираются на априорные сведения о законах распределения сигнала.

## 2. ВЕРОЯТНОСТНАЯ МОДЕЛЬ ОТСЧЁТОВ СИГНАЛА

Поскольку в современных устройствах зондирования сигналы на конечной стадии обработки всегда представляются в цифровом виде, задачу обнаружения сигнала на выходе устройства можно сформулировать следующим образом.

Имеется выборка из  $n$  чисел  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , являющихся результатами некоторых наблюдений (предполагаем, что цифровые отсчёты некоррелированные, а отсчёты, связанные с сигналом, превосходят по величине остальные отсчёты). Если полезный сигнал отсутствует, то все отсчёты  $x_1, x_2, \dots, x_n$  рассматриваются как реализации независимых одинаково распределённых случайных величин  $X_1, X_2, \dots, X_n$  с функцией распределения  $F(x)$  или как  $n$  реализаций случайной величины  $X$ . При наличии в выборке связанных с сигналом отсчётов, считаем, что случайные величины  $X_1, X_2, \dots, X_n$  также независимы, отсчёты  $X_1, X_2, \dots, X_m$ , где  $m < n$ , имеют распределение  $F(x)$ , а отсчёты  $X_{m+1}, \dots, X_n$  — распределение  $G(x)$  (например,  $G(x) = F(x - a_0)$ ), которое сдвинуто относительно  $F(x)$ , или имеется  $n - m$  реализаций случайной величины  $Y$ . В этом случае всю выборку  $x_1, x_2, \dots, x_n$  можно рассматривать как совокупность реализаций случайной величины  $Z$ , являющейся смесью случайных величин  $X$  и  $Y$  [11].

На рис. 2а показан пример модуля спектра  $S(f)$  элемента сигнала на выходе приёмника комплекса радиозондирования ионосферы сигналами с линейной частотной модуляцией при отсутствии обнаруживаемых сигналов, а на рис. 2б — при наличии такого сигнала. На рис. 2б наблюдаются отсчёты выделяемой составляющей  $Y$  на фоне «пьедестала», образованного отсчётами случайной величины  $X$ .

В такой постановке задача обнаружения отсчётов сигнала в выборке сводится к определению того, получена ли выборка из отсчётов случайной величины  $X$  или из отсчётов случайной величины  $Z$  — двухкомпонентной смеси случайных величин  $X$  и  $Y$ . Если при этом  $f_1(x)$  — плотность распределения случайной величины  $X$ , а  $f_2(x)$  — плотность распределения случайной величины  $Y$ , то плотность распределения случайной величины  $Z$  можно записать как  $f_Z(x) = (1-h)f_1(x) + hf_2(x)$ , где  $h = (n-m)/n$  — доля отсчётов случайной величины  $Y$  в смеси.

Дальнейшее упрощение модели связано с характерной структурой данных: мы считаем отсчёты неотрицательными и значения выделяемых отсчётов меньшими значений остальных отсчётов. При таких предположениях плотность распределения результирующей случайной величины  $Z$  можно записать в виде

$$f_Z(x) = \begin{cases} (1-h)f_1(x), & 0 \leq x < x_a; \\ hf_2(x), & x_b \leq x \leq x_c; \\ 0, & x \notin [0, x_a) \cup [x_b, x_c], \end{cases} \quad (6)$$

где  $[0, x_a)$  — интервал возможных значений случайной величины  $X$ ,  $[x_b, x_c]$  — интервал возможных значений случайной величины  $Y$  ( $x_a \leq x_b$ ).

Если  $F_1(x)$  — функция распределения случайной величины  $X$ , а  $F_2(x)$  — функция распределения случайной величины  $Y$ , то функция распределения случайной величины  $Z$  имеет вид

$$F_Z(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ (1-h)F_1(x), & 0 \leq x < x_a; \\ 1-h[1-F_2(x)], & x_b \leq x \leq x_c; \\ 1, & x > x_c. \end{cases} \quad (7)$$

Примеры плотностей распределения отдельных компонент и всей смеси при  $h = 0,01$  показаны на рис. 3а и б соответственно. Здесь предполагается, что случайные величины  $X$  и  $Y$  имеют распределение Рэлея, усечённое справа на уровне квантиля 0,99, а параметры распределений равны 1,0 и 0,2 соответственно. Кроме того, распределение случайной величины  $Y$  смещено вправо так, что  $x_b = x_a$ . Как видно из рис. 3, а также из выражений (6) и (7), если доля выделяемых отсчётов незначительна в общей совокупности ( $h \ll 1$ ), то влияние второй компоненты на вид функций  $f_Z(x)$  и  $F_Z(x)$  невелико.

### 3. ФУНКЦИЯ РИСКА ДЛЯ СМЕСИ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

В соответствии с вышесказанным возникает задача поиска такой функциональной характеристики компонент смеси, для которой вклад компоненты  $Y$  в функциональную характеристику всей смеси не зависит от  $h$ . В данной работе в качестве такой характеристики случайной величины предлагается использовать функцию риска (интенсивность) непрерывной случайной величины  $X$  с плотностью распределения  $f(x)$  и функцией распределения  $F(x)$ , которая определяется выражением [12]

$$\lambda(x) = \frac{f(x)}{1-F(x)}.$$

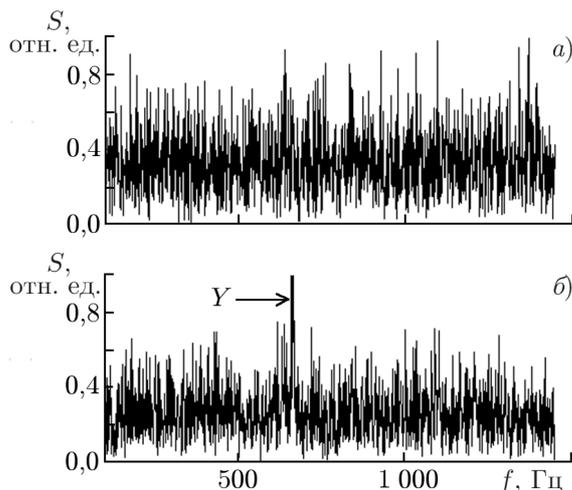


Рис. 2. Примеры отсчётов экспериментальных данных

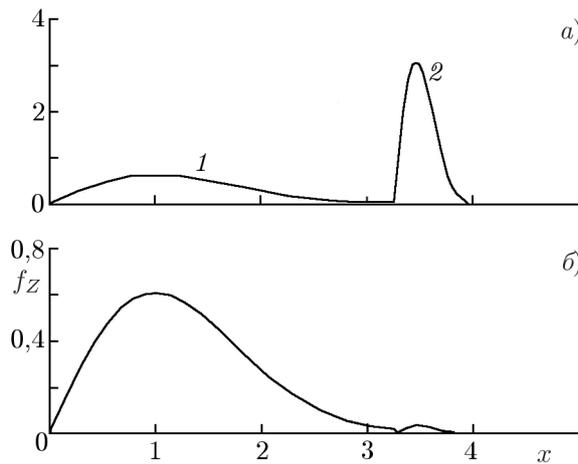


Рис. 3. Пример плотностей вероятности отдельных компонент  $f_1(x)$  (кривая 1 на панели а) и  $f_2(x)$  (кривая 2 на панели а) и смеси  $f_Z(x)$  (б)

В теории надёжности под функцией риска  $\lambda(x)$  понимается условная плотность вероятности отказа изделия в момент времени  $x$  при условии, что это изделие не отказало до момента времени  $x$ . Отметим, что в задаче обнаружения сигналов функция риска ранее не использовалась.

Пусть

$$\lambda_1(x) = \frac{f_1(x)}{1 - F_1(x)}, \quad \lambda_2(x) = \frac{f_2(x)}{1 - F_2(x)}$$

— функции риска случайных величин  $X$  и  $Y$  соответственно. Тогда функция риска случайной величины  $Z$  имеет вид

$$\lambda_Z(x) = \begin{cases} 0, & x < 0; \\ \frac{(1-h)f_1(x)}{1 - (1-h)F_1(x)}, & 0 \leq x < x_a; \\ \lambda_2(x), & x_b \leq x \leq x_c; \\ 0, & x > x_c. \end{cases} \quad (8)$$

Формула (8) показывает, что функция риска смеси случайных величин, описываемой выражением (6), для  $0 \leq x < x_a$  мало отличается от  $\lambda_1(x)$  при малых  $h$ , а при  $x_b \leq x \leq x_c$  не зависит от доли компоненты  $Y$  в смеси. Поэтому функцию риска  $\lambda_Z(x)$  можно использовать для обнаружения отсчётов второй компоненты в смеси при малых значениях  $h$ .

На рис. 4 приведены эмпирические плотности распределения (а, б) и функций риска (в, г) для экспериментальных данных, показанных на рис. 2. Рис. 4а и в соответствуют данным, представленным на рис. 2а, а рис. 4б и г — на рис. 2б. Из рис. 4 видно, что наличие выделяемой компоненты в смеси мало влияет на вид функции  $f_Z(x)$ , при этом вид зависимости  $\lambda_Z(x)$  меняется.

#### 4. ПРИМЕНЕНИЕ ФУНКЦИИ РИСКА ПРИ ОБРАБОТКЕ ДАННЫХ

Практическое применение функции риска при обнаружении сигналов радиофизического зондирования может быть реализовано на основе обучающих выборок. Пусть имеется набор выборок

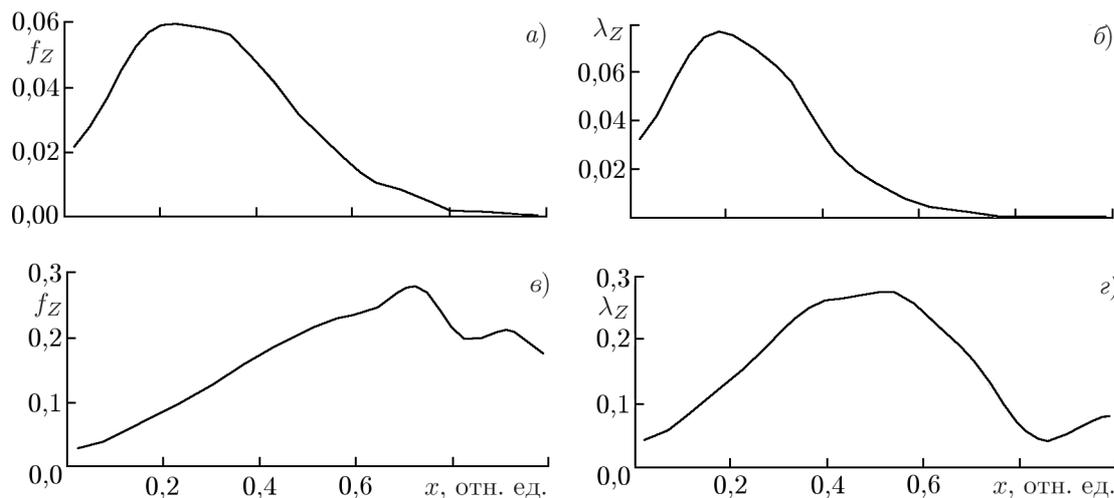


Рис. 4. Примеры эмпирических плотностей распределения (а, б) и функций риска (в, г) для экспериментальных данных, приведённых на рис. 2

экспериментальных данных, содержащих только компоненту  $X$ . По этому набору строится усреднённая нормированная выборочная функция риска  $\lambda_{av}(x)$ . Для выборки, не принадлежащей к множеству обучающих выборок, определяется выборочная нормированная функция риска  $\lambda_s(x)$ . Нормирование функций риска осуществляется таким образом, что  $\lambda(x) = 0$  для  $x \notin [0, 1]$  и  $\int_{-\infty}^{+\infty} \lambda(x) dx = \int_0^1 \lambda(x) dx = 1$ .

Отличие функции риска  $\lambda_s(x)$  от  $\lambda_{av}(x)$  можно оценивать по расстоянию  $d$  между этими функциями, определив его, например, как  $d = \int_0^1 |\lambda_s(x) - \lambda_{av}(x)| dx$ . Если значение  $d$  не превосходит некоторого порогового значения  $\varepsilon$  ( $d \leq \varepsilon$ ), то считается, что выборка содержит только одну компоненту  $X$ . Если  $d > \varepsilon$ , то считается, что выборка содержит две компоненты,  $X$  и  $Y$ .

## 5. ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

Представленная методика обнаружения сигналов использовалась при обработке данных наклонного радиозондирования ионосферы на сети трасс «Амдерма»—«Йошкар-Ола», «Ловозеро»—«Йошкар-Ола», «Горьковская»—«Йошкар-Ола», «Салехард»—«Йошкар-Ола», «Колба (Диксон)»—«Йошкар-Ола» (в кавычках приведены названия геофизических станций (ГФС), см. рис. 1). Каждая ГФС оборудована ионозондом (с источником ЛЧМ-сигнала), разработанным и созданным в научно-исследовательской радиофизической лаборатории ООО «СИТКОМ» с участием сотрудников Марийского госуниверситета. В качестве экспериментальных данных использовались полученные на этих трассах ионограммы, характеризующие зависимость амплитуды радиосигнала от частоты зондирования  $f_0$  и времени группового запаздывания  $\tau_i$  (см. рис. 5а). Было обработано более 1000 таких ионограмм, состоящих из спектров сигнала на разностной частоте (вектор столбцов ионограмм).

Непосредственно оценка эффективности обнаружения сигнала в спектре сигнала разностной частоты проводилась в составе алгоритма определения наименьшей и максимальной наблюдаемых частот (ННЧ и МНЧ соответственно). Получаемые результаты сравнивались с эталонными данными, т. е. с ННЧ и МНЧ, определёнными путём выделения оператором. На рис. 5 представлен результат применения методики обнаружения сигнала в спектре.

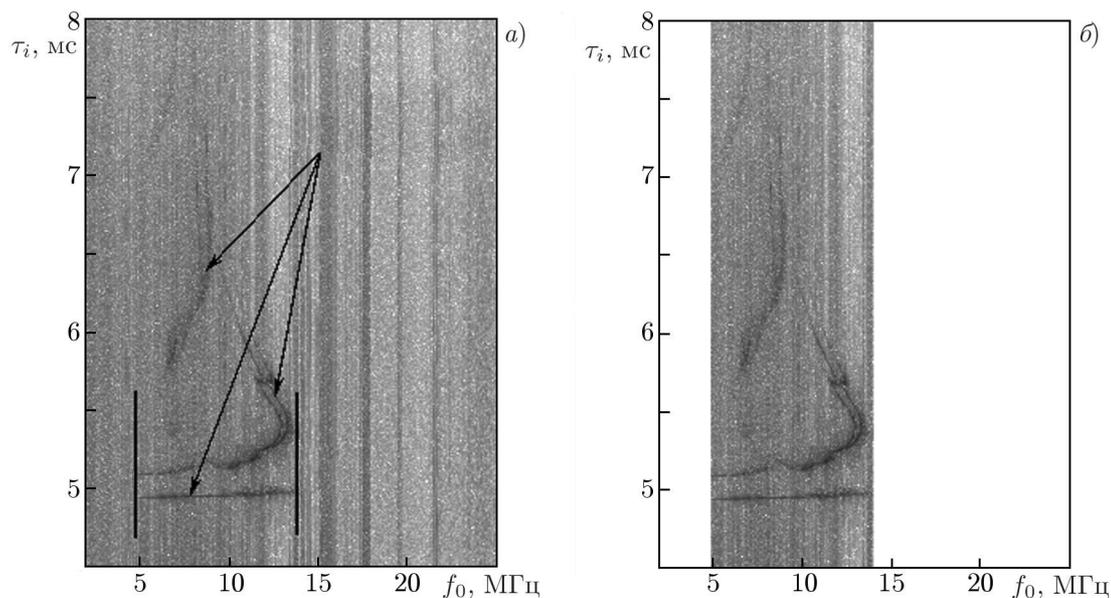


Рис. 5. Результат применения методики обнаружения сигнала в спектре: ионограмма до (а) и после (б) обнаружения сигнала. Белый цвет соответствует нулевому уровню сигнала, чёрный — максимальному. Ионограмма получена на трассе «Салехард»—«Йошкар-Ола» в 05:30:00 UTC 16.09.2013. На панели а стрелками показан сигнал зондирования, левая и правая чёрные вертикальные линии соответствуют ННЧ и МНЧ

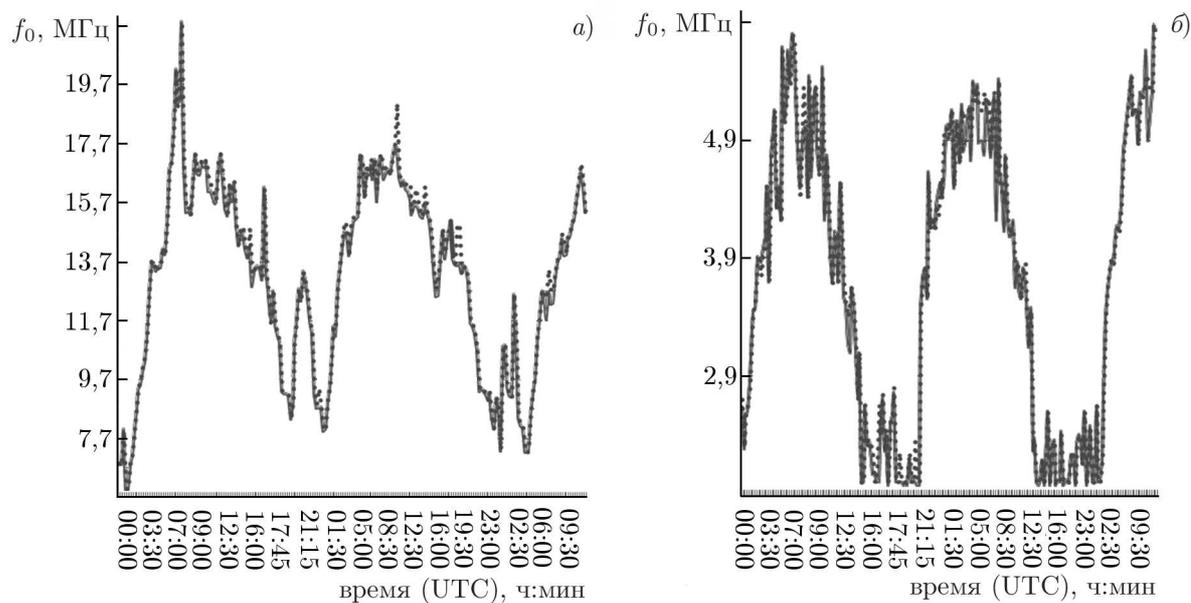


Рис. 6. Графики изменения МНЧ (а) и ННЧ (б), полученные путём их выделения оператором (сплошная линия) и при помощи разработанной методики (пунктирная линия) на трассе «Салехард»—«Йошкар-Ола» в период с 14 по 16 сентября 2013 года. Время на горизонтальной оси отсчитывается от 00:00:00 UTC 14.09.2013

На рис. 6 представлены графики суточного изменения МНЧ (а) и ННЧ (б), полученных как путём выделения оператором (сплошная линия), так и при помощи разработанной методики (пунктирная линия).

Таблица 2. Ошибки выделения ННЧ и МНЧ

Трасса, протяжённость	Частота	Средняя абсолютная погрешность, МГц	Относительная погрешность, %
«Горьковская»— «Йошкар-Ола», 1 142,6 км	ННЧ	0,2621	6,30
	МНЧ	0,3245	2,36
«Ловозеро»— «Йошкар-Ола», 1 423,1 км	ННЧ	0,1736	4,22
	МНЧ	0,4478	4,02
«Салехард»— «Йошкар-Ола», 1 471,4 км	ННЧ	0,2502	5,38
	МНЧ	0,2467	1,64
«Амдерма»— «Йошкар-Ола», 1 607,4 км	ННЧ	0,0590	1,66
	МНЧ	0,1230	0,90
«Колба»— «Йошкар-Ола», 2 362,4 км	ННЧ	0,7390	6,44
	МНЧ	0,2903	1,87

В табл. 2 представлены ошибки выделения ННЧ и МНЧ на трассах с различной протяжённостью. Средняя абсолютная погрешность определения ННЧ по всем трассам для представленной методики составила 0,29 МГц, а МНЧ 0,28 МГц. Относительная погрешность определения ННЧ по всем трассам составила 4,8 %, а МНЧ 2,15 %.

Полученные результаты позволяют сделать вывод о высокой эффективности использования функции риска для обнаружения сигнала в спектре сигнала на разностной частоте, которая позволяет с хорошей точностью определять не только МНЧ, но и ННЧ, где, как правило, малы отношение сигнал/шум и доля спектральных элементов, соответствующая полезному сигналу.

## 6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

На основе обработки экспериментальных данных показано, что обработка коротковолнового ЛЧМ-сигнала проходит в условиях статистической неопределённости, как по параметрам, так и по виду закона распределения вероятностей. Более того, эти законы распределения нестационарны и меняются от выборки к выборке. В условиях априорной непараметрической неопределённости предложена модель двухкомпонентной смеси законов распределений сигнала и шума. В рамках такой модели получено выражение для функции риска, показывающее, что эту функцию можно использовать для обнаружения отсчётов второй компоненты при малой доли этих отсчётов. Предложена методика обнаружения второй компоненты в смеси с использованием функции риска последней на основе обучающих выборок. В экспериментах по оценке ННЧ и МНЧ на сети радиотрасс показана высокая эффективность использования функции риска для обнаружения сигнала в спектре сигнала на разностной частоте.

Заметим, что разработанные методики можно использовать для выделения произвольных сигналов при их аналогичных статистических характеристиках.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ширман Я. Д. Теоретические основы радиолокации. М.: Советское радио, 1970. 560 с.
2. Грифонов А. П., Нечаев Е. П., Парфёнов В. И. Обнаружение стохастических сигналов с неизвестными параметрами. Воронеж: ВГУ, 1991. 246 с.
3. Recommendation ITU-R P.1057-4. Probability distributions relevant to radiowave propagation modelling. Geneva: International Telecommunication Union, 2015. 22 p.
4. Патронова Е. С., Свешников Ю. К., Сизиков В. Д. и др. // Техника радиосвязи. 2007. № 12. С. 35.
5. Иванов В. А., Иванов Д. В., Рябова Н. В. и др. // Гелиогеофизические исследования. 2013. Т. 2, № 4. С. 11.
6. Грозов В. П., Котович Г. В., Пономарчук С. Н. // Солнечно-земная физика. 2011. № 18. С. 152.
7. Колчев А. А., Недопекин А. Е., Хобер Д. В. // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 2012. Т. 55, № 9. С. 37.
8. Колчев А. А., Щирый А. О. // Изв. вузов. Радиофизика. 2006. Т. 49, № 9. С. 751.
9. Иванов В. А., Куркин В. И., Носов В. Е. и др. // Изв. вузов. Радиофизика. 2003. Т. 46, № 11. С. 919.
10. Кобзарь А. И. Прикладная математическая статистика. М.: Физматлит, 2006. 816 с.
11. Айвазян С. А., Бухштабер В. М., Енюков И. С. и др. Прикладная статистика. М.: Финансы и статистика, 1989. 606 с.
12. Вадзинский Р. Н. Справочник по вероятностным распределениям. СПб.: Наука, 2001. 295 с.

Поступила в редакцию 9 июля 2015 г.; принята в печать 29 января 2016 г.

**USING THE RISK FUNCTION IN THE PROBLEM  
OF DETECTION OF RADIOPHYSICAL SOUNDING SIGNALS**

*A. A. Kolchev and I. A. Egoshin*

We propose a model of a two-component mixture for a statistic description of radiophysical sounding signal at the output of a receiver of signal with a linear frequency modulation. Within this framework, it is found that the risk function can be used to detect readings of the second component in the mixture for small reading amounts. The method for detection of the second mixture component by using the risk function of the mixture on the basis of learning samples is proposed and tested experimentally for the first time.