

УДК 550.388.1+621.371.3

ОБНАРУЖЕНИЕ СИГНАЛА ИОНОЗОНДА С ЛИНЕЙНОЙ ЧАСТОТНОЙ МОДУЛЯЦИЕЙ В УСЛОВИЯХ АПРИОРНОЙ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ НЕОПРЕДЕЛЁННОСТИ

*И. А. Егошин*¹, *А. А. Колчев*^{1,2}, *А. Е. Недопёкин*^{1*}

¹ Марийский госуниверситет, г. Йошкар-Ола;

² Казанский (Приволжский) федеральный университет, г. Казань, Россия

Рассмотрена модель смеси вероятностных распределений для фоновых и целевых отсчётов в задаче выделения сигнала радиофизического зондирования в условиях априорной непараметрической неопределённости. На основе исследования этой модели предложены подходы для обнаружения и выделения непрерывного сигнала ионозонда, базирующиеся на использовании функции риска и выделении аномальных отсчётов в выборке. Проведены полумэмпирическое моделирование и апробация на экспериментальных данных.

ВВЕДЕНИЕ

Выделение полезного сигнала на выходе радиоприёмной аппаратуры является одной из основных задач при обработке данных радиозондирования. Большинство классических способов выделения сигнала на фоне шума или помех предусматривают использование критериев, связанных с априорными предположениями о виде распределения сигнала и шума [1]. В задачах радиофизических исследований нестационарных сред зачастую реализуется ситуация априорной непараметрической неопределённости. В этом случае постоянно изменяются и параметры, и вид распределения смеси полезного (принятого зондирующего) сигнала и фонового шума. Всё сказанное относится также к обработке зондирующего сигнала с линейной частотной модуляцией (ЛЧМ), используемого для исследования ионосферы. В случае прохождения через большое количество радиочастотных каналов априорная непараметрическая неопределённость реализуется для него даже при когерентной обработке [2].

Обработка сигналов при решении радиофизических задач существенно отличается от обработки сигналов связи, т. к. физические условия канала распространения обладают статистической нестабильностью, которая и является объектом исследования. В этих условиях на первый план выходит выделение заранее неизвестных структур, обусловленных поведением изучаемой среды. Сигнал может быть многомодовым, обладать не только дискретной многолучевостью, но также диффузной и дополнительной на отдельно взятых модах [3]. При использовании непараметрических обнаружителей, опирающихся на сравнение соседних по времени выборок смеси сигнал—шум, возникают трудности при обработке нестационарных данных. Для обеспечения независимости методик от конкретных классов распределений в новой произвольной ситуации необходима их адаптация (обучение).

Целью данной работы является изучение модели суммы вероятностных распределений целевых и фоновых отсчётов для решения задачи обнаружения сигнала в условиях непараметрической неопределённости.

* agasfer911@yandex.ru

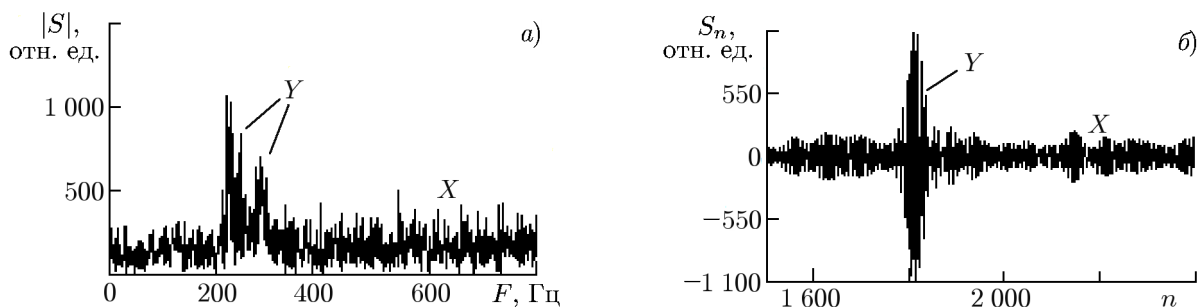


Рис. 1. Примеры целевых отсчётов, отличающихся от фоновых отсчётов, в частотной области (а) и во временном ряде (б)

1. МОДЕЛЬ

Эффективное выделение отсчётов сигнала в условиях постоянной смены закона распределения возможно при условии, что целевые выделяемые отсчёты составляют малую долю от общего объёма выборки и отличаются по значению от остальных отсчётов, например при работе с амплитудным спектром в частотной области. Задача выделения сводится к разделению вариационного ряда анализируемой выборки на части, соответствующие интересующим отсчётам и всем остальным отсчётам. Характерные примеры сигналов на выходе приёмника ЛЧМ-ионозонда для частотной области (модуль спектра полезного сигнала $|S(F)|$) и временной области (отсчёты сосредоточенной помехи S_n) представлены на рис. 1а и б. В обоих случаях выборку x_1, x_2, \dots, x_n можно рассматривать как смесь случайных величин X и Y . Случайная величина X соответствует фоновым отсчётам (шум, помехи), случайная величина Y — целевым отсчётам, наличие которых в смеси необходимо установить. В задаче обнаружения целевых отсчётов принимается допущение, что случайные величины имеют непересекающиеся диапазоны значений, что позволяет считать их смесь обыкновенной суммой. Если $f_1(x)$ — плотность распределения случайной величины X , а $f_2(x)$ — плотность распределения случайной величины Y , то плотность распределения смеси запишется следующим образом:

$$f(x) = (1 - h)f_1(x) + hf_2(x), \quad (1)$$

где h — доля отсчётов случайной величины Y в смеси.

В общем случае плотность суммы двух распределений вероятностей представляет собой свёртку их плотностей, но при соблюдении указанного допущения сумма распределений целевых отсчётов и фона может быть представлена как сумма плотностей вероятностей (1). На рис. 1 на фоне «пьедестала», образованного отсчётами случайной величины X , наблюдаются отсчёты выделяемой составляющей Y .

На рис. 2 приведены примеры плотности и функции распределения вероятности, соответствующих выражению (1). В рамках предлагаемой модели предполагается, что существует такая точка x^* , что в выражении (1) $f_1(x) = 0$ при $x \geq x^*$ и $f_2(x) = 0$ при $x \leq x^*$. Отсчёты составляющей Y являются «аномальными» по отношению к отсчётам случайной величины X , и для их выделения можно использовать методики обнаружения грубых промахов в экспериментальных измерениях [4].

В методах выявления выбросов в экспериментальных данных при расчётах выборочных статистических параметров значения предполагаемых выбросов отбрасывают (не учитывают значения, превышающие x^*). Определение «точки сочленения» x^* плотностей распределения $f_1(x)$ и $f_2(x)$ по выборке отсчётов сигнала можно осуществить только с некоторыми вероятностями ошибок ложного выделения и пропуска сигнала.

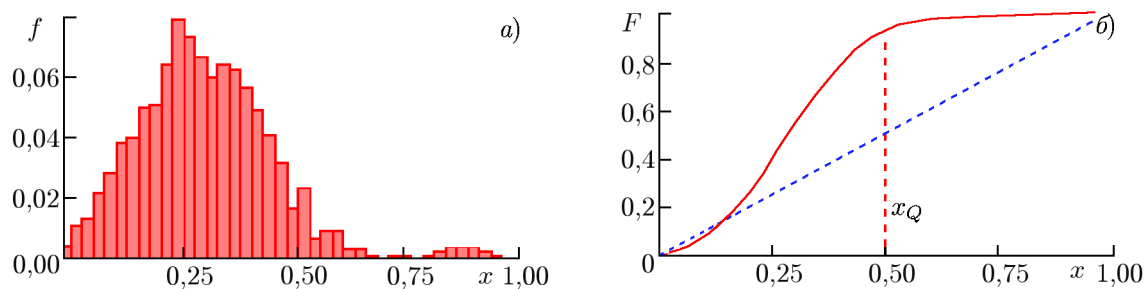


Рис. 2. Пример смеси распределений: плотности вероятности (а) и функции распределения (б)

В данной работе для оценки точки x^* предлагается использовать статистику Колмогорова — максимальное значение величины $d = |F^*(x) - F(x)|$, где $F^*(x)$ — эмпирическая функция распределения, $F(x)$ — теоретическая функция распределения. Значение x_{\max} , при котором величина d имеет наибольшее значение, принимается за значение x^* . Если отсчёты сигнала нормированы так, что все значения попадают в интервал $[0; 1]$, а в качестве теоретического распределения выбрано равномерное распределение на отрезке $[0; 1]$, то величина d определяется как $d = |F^*(x) - x|$ для $x \in [0; 1]$. Выбор в качестве теоретического равномерного закона обусловлен тем, что в этом случае точка x^* приближённо соответствует участку вариационного ряда, на котором среднее количество отсчётов, попадающих в интервалы группировки гистограммы, сменяется на малое в сравнении с предыдущими, а у равномерного распределения такой смены не происходит. Обозначим выборочное значение x_{\max} как квантиль порядка Q : $x_{\max} = x_Q$ (см. рис. 2б).

Внешний вид смеси распределений (1) напоминает распределения с так называемыми длинными хвостами, однако такое сходство следует считать лишь внешним, если не удаётся доказать обратное. Для амплитудного спектра широкополосного сигнала ЛЧМ-зондирования ионосферы значения показателя Хёрста [5] меньше 0,5, поэтому выборку отсчётов амплитудного спектра можно считать случайной.

2. ИССЛЕДОВАНИЕ МОДЕЛИ

Для исследования предложенной модели генерировались выборки, соответствующие (1). В качестве фонового распределения величины X было выбрано распределение Вейбулла с коэффициентом масштаба распределения, принятым за единицу:

$$f_1(x) = \begin{cases} kx^{k-1} \exp(-x^k), & x \geq 0; \\ 0, & x < 0. \end{cases} \quad (2)$$

Изменение коэффициента формы k позволяет хорошо описывать различные фоновые распределения, в том числе выборки с высокой изрезанностью и квазисигнальными выбросами [6]. К фоновой выборке добавлялся утяжелённый «хвост» с плотностью в форме окна Хэмминга и параметром h , меняющимся в диапазоне от 0,005 до 0,150, после чего происходила перенормировка функции плотности. Таким образом было промоделировано 10 000 выборок по 1 000 отсчётов. При использовании форм распределения для $f_2(x)$, отличных от окна Хэмминга, принципиально новых результатов не получено.

Изменение параметра k распределения фоновых отсчётов позволяет получать разные отношения мощностей сигнала и шума, S/N , вычисляемые по гистограмме выборки по формуле

$$S/N = 20 \log(x_b/x_{0,5}), \quad (3)$$

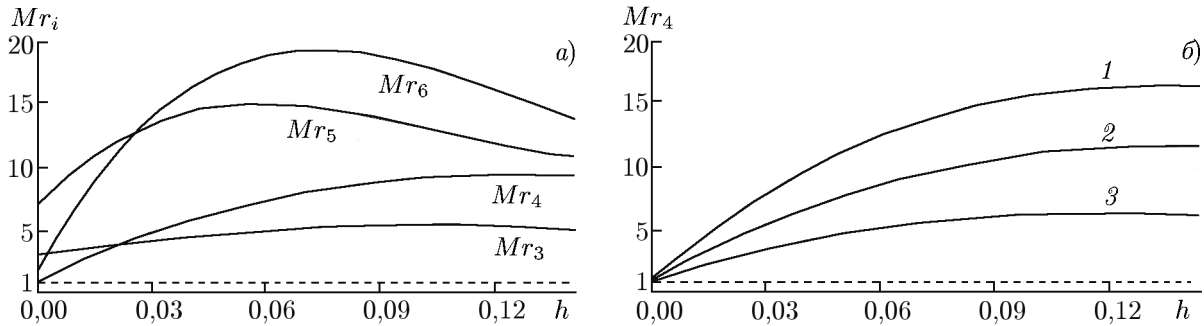


Рис. 3. Зависимость отношений моментов от весовой доли (а) и от мощности аномальных отсчётов (б). На панели б кривая 1 соответствует мощности 14÷18 дБ, кривая 2 — 10÷14 дБ, кривая 3 — 6÷10 дБ

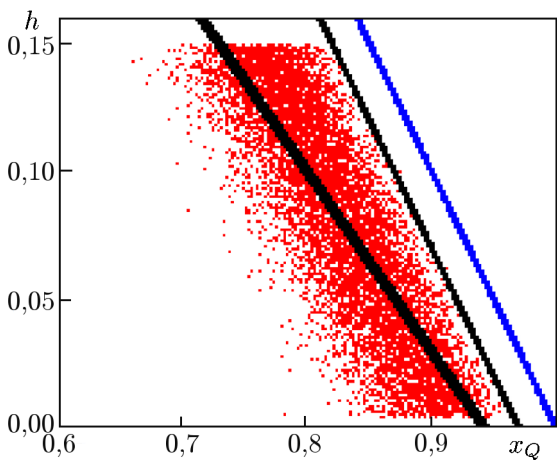


Рис. 4. Зависимость h от x_Q по результатам моделирования

где $x_{0,5}$ — медиана фоновой части смеси $f_1(x)$, x_b — наименьшее значение отсчётов случайной величины Y . В формуле (3) мощность самых слабых отсчётов сигнала сравнивается с медианой фоновых отсчётов, выбор медианы позволяет получить верхнюю оценку отношения сигнал/шум, т. к. у распределений с положительной асимметрией медиана смещена относительно среднего влево. Такой выбор сравниваемых величин позволяет получить верхнюю оценку в «наихудшем» случае, т. е. для самых слабых отсчётов сигнала.

Моменты фоновых отсчётов $f_1(x)$ сравнивались с моментами смеси $f(x)$. Отношение моментов соответствующих фоновых отсчётов вычислялось по формуле

$$Mr_k = M_k / M_k(X). \tag{4}$$

Для полученных смесей были рассмотрены центральные моменты. Средние значения по всему массиву полученных данных для центральных моментов порядков 3, 4, 5, 6 в зависимости от h приведены на рис. 3а. Пример зависимости отношения для момента 4-го порядка от отношения S/N приведён на рис. 3б. Для центральных моментов имеет место выраженная зависимость от доли h и мощности полезного сигнала. Из этого следует, что критерии выделения должны базироваться на центральных моментах высоких порядков.

Были рассмотрены зависимости положения точки x_Q от параметра h и измеренных статистических параметров промоделированных выборок. Последние нормировались на своё максимальное значение, после чего все их отсчёты принадлежали отрезку $[0; 1]$. Сначала определяется точка x_Q как точка максимального отличия эмпирической функции распределения выборки от функции распределения, отвечающей равномерному закону, затем по положению значения x_Q в вариационном ряду определяется Q по формуле $Q = n/N$, где n — порядковый номер отсчёта x_Q в вариационном ряду, а N — размер выборки.

На рис. 4 показаны зависимости значения доли целевых отсчётов от x_Q , измеренного по функции распределения. Коэффициент корреляции между x_Q и h равен примерно $-0,85$. Выраженная линейная зависимость означает возможность оценки точки сочленения слагаемых (1) как значе-

ния линейной функции от x_Q :

$$h_1 = b_0 + b_1 x_Q + D, \quad (5)$$

где D — сдвиг, определяющий положение линейной регрессии относительно корреляционного поля, например для верхней или нижней оценки. Для представленных результатов моделирования коэффициенты b_0 и b_1 равны 0,66 и $-0,70$ соответственно. На рис. 4 чёрная толстая линия соответствует регрессионной прямой, тонкая чёрная — огибающей для корреляционного поля прямой $h_2 = 0,97 - Q$, синяя линия — упрощённой формуле $h_3 = 1 - Q$, когда порядок квантиля считается границей между компонентами смеси. В случае, если значение h получается отрицательным, его оценка принимается за нуль. Очевидно, чем правее проходит прямая предполагаемой зависимости, тем больше предполагается значение h при решении задачи выделения отсчётов в выборке.

Подобный анализ с использованием линейной модели (5) может быть проделан для задач обработки различных сигналов, удовлетворяющих модели (1), подбор коэффициентов должен обеспечивать минимум ошибок пропуска и (или) ложного обнаружения и может осуществляться по набору обучающих или модельных выборок смесей.

Факт наличия или отсутствия сигнала может быть установлен по значению центрального момента. Обнаружение сигнала должно предварять его выделение, т. к. x_Q будет меньше 1 даже для тех выборок, где полезного сигнала нет. Моделирование показало, что даже незначительная доля аномальных отсчётов умеренной мощности меняет свойства выборки. При этом на практике доля h неизвестна. Так возникает задача поиска интегральной характеристики, определённой по всей смеси, для которой вклад компоненты Y в функциональную характеристику всей смеси не зависел бы от h . В качестве такой характеристики случайной величины предлагается использовать функцию риска непрерывной случайной величины X .

В работе [7] показано, что при малых h функция риска не зависит от доли компоненты Y в смеси. Поэтому функцию риска можно использовать для обнаружения отсчётов второй компоненты в смеси при малых значениях h . Для этого необходимо рассмотреть набор сеансов зондирования без сигнала и получить среднюю функцию риска $\bar{H}_N(x)$ для распределений отсчётов в спектрах мощности без сигнала, а затем определить порог обнаружения D как среднее значение интегральных абсолютных разностей между средней функцией риска и L функциями риска $H_i(x)$, вычисленными для спектров без сигнала:

$$D = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^L \int |\bar{H}_N(x) - H_i(x)| dx. \quad (6)$$

Если сумма абсолютных разностей между функцией риска $H(x)$ произвольной выборки и $\bar{H}_N(x)$ будет больше D , то делается вывод о наличии в выборке полезного сигнала:

$$D < \int |\bar{H}_N(x) - H_i(x)| dx. \quad (7)$$

3. ВЫДЕЛЕНИЕ ОТСЧЁТОВ СИГНАЛА И ОБЩИЙ АЛГОРИТМ

Рассмотрим пример применения модели (1) для данных ионосферного зондирования непрерывным ЛЧМ-сигналом. Обработка коротковолнового сигнала с ЛЧМ является когерентной, после фильтрации нижних частот анализируемый разностный сигнал оцифровывается и переводится в частотную область при помощи преобразования Фурье. Обнаружение и выделение сигнала проводится по амплитудному спектру. Использование информации о зондировании имеет решающее значение при построении амплитудно-частотных характеристик (АЧХ) каналов, используемых в декаметровый радиосвязи [8].

Было применено полуэмпирическое моделирование: к выборкам, заведомо не содержащим полезный сигнал, добавлялись отсчёты, соответствующие полезному сигналу, выделенные грубо при помощи порога. По суммарной выборке проводилась оценка x_Q , которая принималась в качестве порогового значения x^* .

Рассмотрим критерий, изначально предназначенный для тестирования статистических выбросов для широкого класса распределений при обработке экспериментальных наблюдений [9]. Решающая формула имеет следующий вид:

$$|x - \bar{x}| > \sigma_{0,9} [1,55 + 0,8 \lg(M/10) \sqrt{\varepsilon_{0,9} - 1}], \quad (8)$$

где \bar{x} — выборочное среднее, $\sigma_{0,9}$ — квантиль порядка 90% оценки среднеквадратического отклонения, $\varepsilon_{0,9}$ — квантиль порядка 90% оценки эксцесса для рассматриваемых в [9] классов распределений (равномерное, нормальное, Лапласа, экспоненциальные). Квантили вычисляются по следующим формулам:

$$\begin{aligned} \sigma_{0,9} &= \sigma [1 + 0,8 \sqrt{(\varepsilon - 1)/M}]; \\ \varepsilon_{0,9} &= \varepsilon \left[1 + 3,2 \sqrt[4]{(\varepsilon^2 - 1)^3} / \sqrt{29M} \right]. \end{aligned} \quad (9)$$

Расчёт эксцесса, выборочного среднего и среднеквадратического отклонения проводится по начальной части вариационного ряда с размером $M = QN$ (N — размер выборки). Выполнение условия (8) означает, что тестируемый отсчёт x принимается за отсчёт, принадлежащий сигналу.

Возможно провести переоценку величины M по итогам процедуры выделения, считая все выделенные по (8) отсчёты в количестве Q' принадлежащими к целевым отсчётам, и провести пересчёт по формуле (7), считая $M = Q'N$. Таким образом удаётся обеспечить верхнюю оценку для h , снизив ошибки ложного выделения, т. е. метод можно считать итерационным: каждая следующая итерация снижает ошибку ложного выделения, но увеличивает ошибку пропуска полезного сигнала.

Меняя количество итераций, можно установить требуемое соотношение между ошибкой ложного выделения и ошибкой пропуска сигнала.

Было проведено моделирование на 5 500 спектрах с использованием данных наклонного ЛЧМ-зондирования ионосферы с отношением S/N в диапазоне от 2 до 24 дБ для скоростей перестройки частоты f' равных 100 и 500 кГц/с. Разница в скорости перестройки частоты f' становится причиной количественных различий в статистике выборок. Частота принятого сигнала в разностном амплитудном спектре в первом приближении оценивается произведением $f' \tau$, где τ — время группового запаздывания сигнала. Таким образом, при одинаковых временах запаздывания, сами моды и их диапазон группировки занимают в спектре разное число отсчётов. Проводилось вычисление ошибок пропуска как доли потерянных сигнальных отсчётов, ошибки ложного выделения как доли ложновыделенных отсчётов в общем числе выделенных отсчётов. Результаты полуэмпирического моделирования показали для трёх итераций критерия (8) с начальным приближением, зависящим от x_Q , средние величины для ошибок пропуска $\bar{\beta}$ и ложного выделения $\bar{\alpha}$ равные 0,17 и 0,15 соответственно. Уровень ложного выделения 0,05 был достигнут при отношении S/N более 13÷14 дБ. Средняя величина x_Q составила 0,93÷0,94. Кроме указанного критерия (8), были рассмотрены критерии, основанные на адаптации статистик Кохрена и Граббса [10], и критерий (8) с использованием априорной, а не адаптивной оценки h в виде констант 0,10 и 0,05. Формулы для определения критических значений критериев Кохрена K и Граббса G имеют следующий вид:

$$\begin{aligned} G(\varepsilon) &= 10 \lg(\varepsilon + 1), \\ K(\varepsilon, M) &= 2,2(\varepsilon/M)^{4/5}. \end{aligned} \quad (10)$$

Результаты рассмотрения приведены в табл. 1 и 2.

Из табл. 1 видно, что с ростом скорости перестройки частоты ЛЧМ-сигнала использование критерия (8) и оценки h как x_Q становится предпочтительнее. На рис. 5 показаны зависимости ошибки пропуска сигнала β от отношения S/N . Красный цвет соответствует критерию с эксцессом (8), зелёный — критерию Граббса, синий — критерию Кохрена.

После выделения сигнала необходимо провести фильтрацию данных, что-

бы исключить из них квазисигнальные шумовые выбросы и попавшие в полосу приёма мощные узкополосные сигналы. Если с полученной после процедуры выделения спектрограммой сопоставить бинарное изображение, где чёрные пиксели на белом фоне соответствуют выделенным отсчётам, то случайные данные, не относящиеся к полезному сигналу, будут, как правило, выглядеть зашумлением вида «перец», т. е. отдельно расположенных негруппированных чёрных пикселей (см. рис. 6). С таким зашумлением можно бороться либо двумерной медианной фильтрацией с порогом, либо просто пороговым фильтром, который обнуляет отсчёт (пиксель), если в его r -окрестности менее p ненулевых отсчётов. В работе рассмотрены медианный фильтр 3×3 с последующим порогом отбрасывания 1 и пороговый фильтр 5×5 с порогом 1 или 2.

На основании представленных рассуждений сформулирован алгоритм обработки сигнала ЛЧМ-ионозонда в частотной области, получающий на вход спектрограмму мощности:

- 1) определение порога D обнаружения сигнала по нескольким сеансам, заведомо не содержащим полезный сигнал, например без работающего передатчика;
- 2) в каждом спектре построение функции риска по эмпирической функции плотности, обнаружение сигнала в каждом спектре анализируемой спектрограммы по формуле (7);
- 3) оценка эмпирической функции плотности для каждой спектральной выборки и нахождение для каждого спектра своего x_Q ;
- 4) выделение отсчётов сигнала при помощи критериев (8) или (10);
- 5) фильтрация спектрограммы медианным (I) или пороговым фильтром (II).

На выходе получается спектрограмма, содержащая только те отсчёты, которые понимаются

Таблица 1. Ошибки критериев выделения

Критерий	Оценка h	$f' = 100$ кГц/с		$f' = 500$ кГц/с	
		β	$\bar{\alpha}$	β	$\bar{\alpha}$
с эксцессом Кохрена Граббса	$1 - Q$	0,17	0,150	0,20	0,090
		0,28	0,002	0,34	0,004
		0,20	0,060	0,21	0,070
с эксцессом Кохрена Граббса	0,05	0,17	0,140	0,22	0,090
		0,30	0,001	0,36	0,004
		0,21	0,035	0,27	0,090
с эксцессом Кохрена Граббса	0,1	0,16	0,180	0,18	0,130
		0,11	0,008	0,28	0,010
		0,18	0,150	0,22	0,300

Таблица 2. Ошибки алгоритма обработки

Критерий/фильтр	Оценка $h = 0,97 - Q$		Оценка $h = 1 - Q$		Оценка $h = 0,1$		Оценка $h = 0,15$	
	β	$\bar{\alpha}$	β	$\bar{\alpha}$	β	$\bar{\alpha}$	β	$\bar{\alpha}$
эксцесс/нет	0,31	0,060	0,17	0,100	0,16	0,14	0,15	0,19
Кохрена/нет	0,49	0,001	0,29	0,004	0,26	0,01	0,21	0,03
Граббса/нет	0,35	0,020	0,17	0,090	0,13	0,25	0,11	0,42
эксцесс/I	0,37	0,040	0,21	0,060	0,20	0,08	0,19	0,11
Кохрена/I	0,55	0,004	0,34	0,020	0,30	0,02	0,26	0,04
Граббса/I	0,41	0,020	0,21	0,060	0,17	0,14	0,14	0,29
эксцесс/II	0,33	0,030	0,19	0,040	0,18	0,06	0,17	0,10
Кохрена/II	0,52	0,001	0,32	0,002	0,28	0,01	0,23	0,01
Граббса/II	0,38	0,008	0,18	0,040	0,15	0,13	0,12	0,30

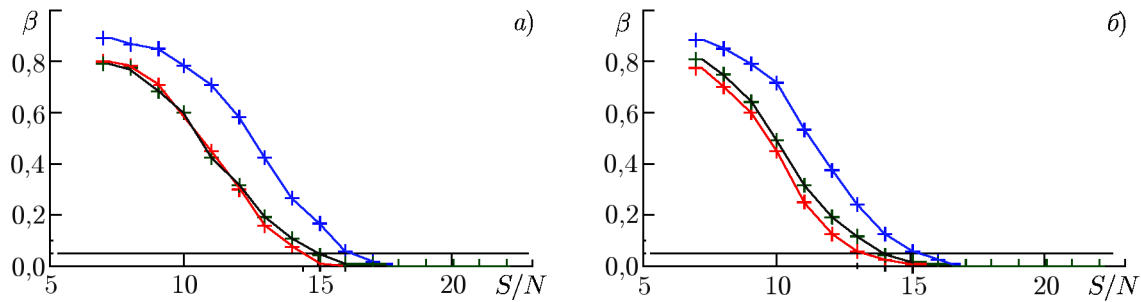


Рис. 5. Зависимость ошибки пропуска сигнала от отношения сигнал/шум при $f' = 100$ кГц/с (а) и $f' = 500$ кГц/с (б)

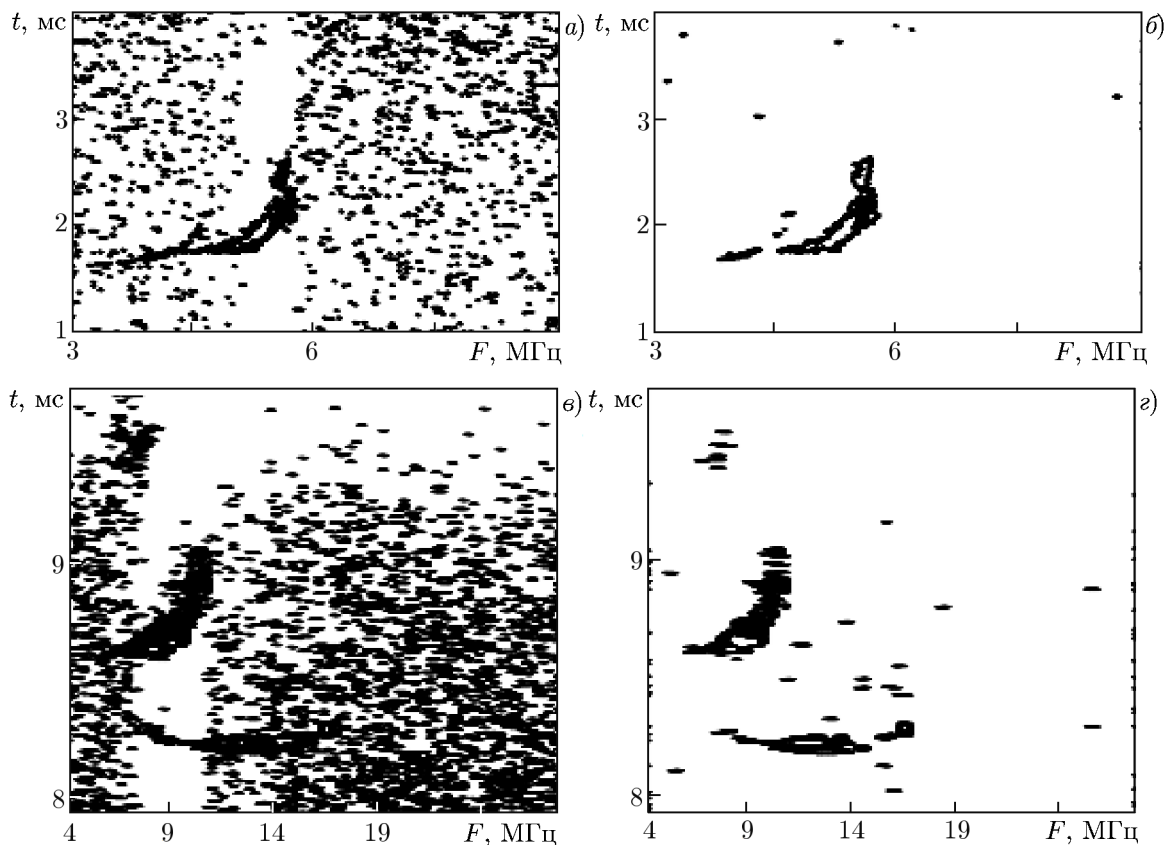


Рис. 6. Примеры работы алгоритма (б, г) в сравнении с пороговой обработкой (а, в). Панели а, б соответствуют трассе Йошкар-Ола–Казань, панели в, г — трассе Норильск–Йошкар-Ола

как отсчёты, принадлежащие ЛЧМ-сигналу. Примеры работы алгоритма в сравнении с пороговой обработкой, базирующей на предположении о распределении фоновых отсчётов по Вейбуллу [6] с уровнем вероятности ошибки пропуска сигнала 5%, для трасс Йошкар-Ола–Казань ($f' = 110$ кГц/с) и Норильск–Йошкар-Ола ($f' = 500$ кГц/с) показаны на рис. 6. Для приведённых на рисунке сеансов при помощи критерия «хи-квадрат» было установлено, что к распределению Вейбулла относится не менее 75% выборок, к распределению Рэлея и распределению Накагами — 0%.

Был проведён вычислительный эксперимент с применением полуэмпирического моделирования с использованием 2000 спектров с полезным сигналом ($f' = 500$ кГц/с), для каждого из

которых проводилась обработка по описанному алгоритму. Ошибки для алгоритма с $h = 0,97 - Q$ и $h = 1 - Q$ в сравнении с использованием фиксированной оценки для $h = 0,1$ и $h = 0,15$ представлены в табл. 2.

Выделение проводилось для спектров, в которых наличие сигнала определялось согласно пункту 2 алгоритма. Вероятность пропуска сигнала при упрощённом расчёте D всего по паре шумовых спектрограмм составила 5,8%. Из табл. 2 видно, что адаптивное нахождение h через определение x_Q главным образом снижает ошибку ложного выделения при умеренном росте ошибки пропуска сигнала, при этом наиболее предпочтительными являются критерий (8) и Граббса.

В качестве экспериментальной апробации было проведено автоматическое определение при помощи алгоритма наименьшей наблюдаемой частоты (ННЧ) и максимальной наблюдаемой частоты (МНЧ) сигнала, принятого при сеансе зондирования. Получаемые результаты сравнивались с эталонными данными, т. е. с ННЧ и МНЧ, полученными оператором. Средняя абсолютная погрешность определения по всем трассам составила 0,29 МГц для ННЧ и 0,28 МГц для МНЧ. Относительная погрешность определения ННЧ составила 4,8%, МНЧ — 2,15%. Было обработано около 1000 ионограмм на трассах станция «Горьковская»—Йошкар-Ола (1142 км), Ловозеро—Йошкар-Ола (1423 км), Салехард—Йошкар-Ола (1471 км), Амдерма—Йошкар-Ола (1607 км), станция «Колба»—Йошкар-Ола (2362 км).

ВЫВОДЫ

Рассмотрена модель смеси распределений вероятностей полезного сигнала и шума. В её рамках возможна оценка зависимости точки «наибольшей выпуклости» суммы распределений от доли аномальных отсчётов и оценка последней. Использование точки «наибольшей выпуклости» для расчётов параметров критерия выделения показало возможность итерационной процедуры выделения на основе критерия тестирования выборки на аномальные отсчёты. Представлен алгоритм выделения сигнала, использующий функцию риска, критерии тестирования аномальных отсчётов и фильтрацию бинаризованной спектрограммы. Использование адаптивной оценки доли аномальных отсчётов при применении критериев позволяет снизить ошибку ложного выделения сигнала.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ширман Я. Д. Теоретические основы радиолокации. М: Советское радио, 1970. 561 с.
2. Колчев А. А., Недопёкин А. Е., Хобер Д. В. // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 2012. Т. 55, № 9. С. 37.
3. Афанасьев Н. Т., Грозов В. П., Носов В. Е., Тинин М. В. // Изв. вузов. Радиофизика. 2000. Т. 43, № 11. С. 942.
4. ГОСТ Р ИСО 16269-4-2017 Статистические методы. Статистическое представление данных. Часть 4. Выявление и обработка выбросов <https://internet-law.ru/gosts/gost/65069/>, 07.01.2020.
5. Кликушин Ю. Н. // Журн. радиоэлектроники. 2000. № 4. <http://jre.cplire.ru/jre/apr00/1/text.html>.
6. Недопёкин А. Е. // Изв. вузов. Радиофизика. 2015. Т. 58, № 6. С. 505.
7. Kolchev A. A., Egoshin I. A. // IEEE Geosci. Remote Sensing Lett. 2018. V. 15, No. 6. P. 803.
8. Shiriy A. O. // 5th Int. Conf. Actual Problems Electron Devices Engineering. Russia, Saratov, September 18–19, 2002. P. 365.

9. Новицкий В. П., Зограф И. А. Оценка погрешностей результатов измерений. Л.: Энергоатомиздат, 1991. 304 с.
10. Недопёкин А. Е. // Журн. радиоэлектроники. 2013. № 9. <http://jre.cplire.ru/jre/sep13/5/text.pdf>.

Поступила в редакцию 3 сентября 2019 г.; принята в печать 30 октября 2019 г.

DETECTION OF A CHIRP IONOSONDE SIGNAL UNDER CONDITIONS OF A PRIORI NON-PARAMETRIC UNCERTAINTY

I. A. Egoshin, A. A. Kolchev, and A. E. Nedopekin

We consider the model of a mixture of probability distributions for background and target samples in the problem of extracting a signal from radiophysical sounding under conditions of *a priori* non-parametric uncertainty. Based on the study of this model, approaches resting on the risk function and selection of anomalous readouts in the sample are proposed for detection and extraction of a continuous ionosonde signal. Semi-empirical modeling and testing by experimental data are performed.