

УДК 621.396

ОЦЕНКА ПОТЕРЬ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛОВ ПРИЁМНИКОМ С АДАПТИВНЫМ ПОРОГОМ НА ОСНОВЕ МЕТОДА ПОРЯДКОВЫХ СТАТИСТИК

Орлов И. Я., Фитасов Е. С.*

Нижегородский госуниверситет им. Н. И. Лобачевского, г. Нижний Новгород, Россия

В работе рассмотрен метод формирования адаптивного порога обнаружения сигнала на фоне собственного шума приёмника с использованием непараметрических алгоритмов на основе порядковых статистик. Приведены результаты моделирования и показана эффективность применения метода на основе оценки квантилей статистического распределения процесса по сравнению с классическими методами «скользящего среднего» в случае сложной сигнально-помеховой обстановки (при маскировке слабого сигнала интенсивной помехой; взаимной маскировке нескольких сигналов, одновременно находящихся в скользящем окне данных; и при нахождении полезного сигнала в области скачкообразного изменения помехи). Разработана математическая модель оценки потерь, вносимых при обнаружении полезного сигнала пороговым устройством на основе метода порядковых статистик.

ВВЕДЕНИЕ

Известно [1], что задачу обнаружения сигнала на фоне помех можно сформулировать в терминах теории проверки статистических гипотез: проверяется простая гипотеза о наличии сигнала против простой альтернативы, что сигнал во входной смеси отсутствует. Для принятия решения составляется некоторая статистика (функция от входной выборки), которая затем сравнивается с заданным порогом. Величина порога при этом выбирается в соответствии с принятым критерием качества обработки. При наличии полной априорной информации о статистическом распределении сигнала и помехи задача определения величины порога решалась бы сравнительно просто. На практике, однако, выбор порога обнаружения и его функции в процессе обработки радиолокационной информации являются гораздо более сложными, что обусловлено, прежде всего, существенной априорной неопределённостью статистического распределения мешающих сигналов [2, 3]. При этом порог приходится формировать на основе адаптивных алгоритмов, позволяющих в той или иной мере преодолевать априорную неопределённость, в том числе в случае короткой выборки сигнала [4, 5]. Основное требование, обычно предъявляемое в этом случае к пороговому устройству — это поддержание заданного уровня ложных тревог в различных помеховых ситуациях.

1. СРАВНИТЕЛЬНАЯ ОЦЕНКА МЕТОДОВ ФОРМИРОВАНИЯ АДАПТИВНОГО ПОРОГА

Типовая структурная схема адаптивного порогового устройства приведена на рис. 1 [6, 7]. Такое устройство функционирует на основе выборки, получаемой с помощью скользящего окна, содержащего M отсчётов дальности. Окно состоит из двух частей, расположенных по обе стороны от контролируемого на наличие сигнала отсчёта x , который в образовании порога не участвует. Оценка момента распределения $Z = z(x_1, \dots, x_N)$ после умножения на коэффициент T поступает на схему сравнения с контролируемым отсчётом x и принятия решения о наличии полезного

* fitasoves@mail.ru

сигнала. Множитель T выбирается из условия обеспечения заданной вероятности ложных тревог по собственному шуму приёмника.

Предположим, что канал обнаружения (см. рис. 2) содержит фильтр сжатия (ФС) одиночных импульсов, амплитудный детектор (АД), некогерентный накопитель (НН) пачки импульсов и пороговое устройство (ПУ) с адаптивным порогом обнаружения.

Существуют различные алгоритмы формирования статистики $Z(x_1, \dots, x_N)$. Однако в основном они являются, по сути, модификациями или комбинациями двух базовых методов: метода скользящего среднего и метода порядковых статистик [5–9].

В методе скользящего среднего оценка Z равна выборочному среднему процесса на выходе некогерентного накопителя:

$$Z_{CC} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_N}{N} \tag{1}$$

Следует отметить, что важнейшим показателем качества адаптивного порога является величина вносимых им потерь при обнаружении слабых (пороговых) сигналов на фоне собственного шума. Эти потери связаны с флуктуацией оценки $Z(x_1, \dots, x_N)$ из-за конечного объёма обучающей выборки. На практике кратность накопителя обычно значительно превышает единицу, и в силу центральной предельной теоремы теории вероятности распределение процесса на выходе некогерентного накопителя можно считать нормальным. Известно [1], что оценка (1) в этом случае является несмещённой и эффективной оценкой среднего значения процесса, что и доказывает её оптимальность при обнаружении пороговых сигналов.

В методе отбора максимума из двух оценок скользящего среднего оценка Z определяется выражением

$$Z_{MCC} = \max\left(\frac{x_1 + x_2 + \dots + x_{N/2}}{N/2}, \frac{x_{N/2+1} + \dots + x_N}{N/2}\right), \tag{2}$$

т. е. является результатом отбора максимума из двух оценок скользящего среднего, формируемых независимо в левой и правой частях окна данных.

Проведём анализ системы формирования адаптивного порога обнаружения на основе метода порядковых статистик [8, 9].

Рассмотрим элементы случайной выборки x_1, x_2, \dots, x_n из генеральной совокупности с функцией распределения $F(x)$ и функцией плотности $f(x)$. Эти элементы являются взаимно независимыми случайными переменными. Расположим их в порядке возрастания:

$$x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(i)} \leq \dots \leq x_{(n)}. \tag{3}$$

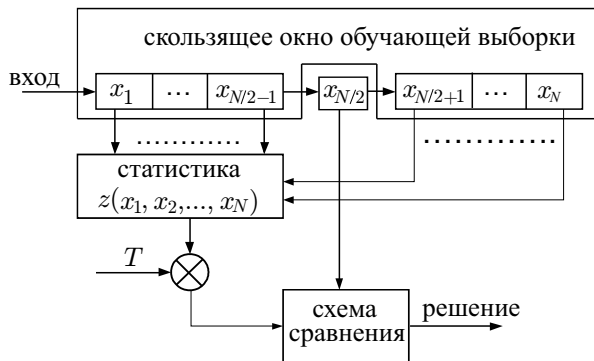


Рис. 1. Типовая структурная схема адаптивного порогового устройства

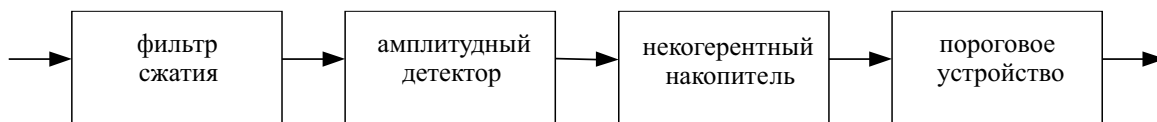


Рис. 2. Канал обнаружения

Получившаяся в результате совокупность называется ранжированным рядом [10]. Назовём $x_{(i)}$ i -ой порядковой статистикой в выборке объёмом n из данной совокупности; $x_{(1)}$ и $x_{(n)}$ — минимум и максимум в выборке соответственно.

Исходной задачей является задача о распределении одного отдельного значения, занимающего определённое место в ранжированном ряду. Распределение вероятностей для порядковых статистик зависит от распределения вероятностей в окне ранжирования, но не повторяет это распределение, как это имеет место для отдельного выборочного наблюдения, взятого без всякого учёта его места среди других (ранга). Важная особенность теории порядковых статистик состоит в том, что если выборочная совокупность и была составлена из взаимно независимых наблюдений, то между значениями, стоящими на определённых местах ранжированного ряда, независимости не существует [10]. Для любого процесса известно точное распределение порядковых статистик при произвольном объёме выборки. В работе [10] показано, что при большом объёме выборки это распределение стремится к нормальному.

Исходя из вышесказанного, любая порядковая статистика несёт в себе информацию о моментах распределения процесса и, следовательно, может быть использована для формирования порога. В качестве оценки адаптивного порога используется выборочная медиана

$$Z_{\text{ПС}} = x^{(N/2)}. \quad (4)$$

Рассмотрим задачу формирования адаптивного порога применительно к активной радиолокационной системе с большим динамическим диапазоном тракта обработки сигналов. В этом случае, кроме внешних стационарных и нестационарных помех, приходится считаться с наличием сильных боковых лепестков у сжатых полезных сигналов. Кроме того, при формировании адаптивного порога возникает опасность маскировки слабых сигналов сильными. Данная ситуация особенно характерна при обнаружении малоразмерных летательных аппаратов, групповых радиолокационных целей, а также низколетящих воздушных объектов. При этом обнаружение низколетящих воздушных объектов в большинстве практических случаев будет проходить в сложной сигнально-помеховой обстановке — на фоне отражений от местных предметов, подстилающей поверхности, а также метеообразований. Поэтому задачи повышения эффективности адаптивных пороговых устройств в сложной сигнально-помеховой обстановке особенно актуальны.

В ряде случаев возникает проблема, связанная с превышением порога в области наложения боковых лепестков нескольких полезных сигналов. Подобное превышение, очевидно, может быть весьма вероятным и при наличии только одного сильного полезного сигнала. Это связано с тем, что в области его сильных боковых лепестков процесс имеет распределение, существенно отличающееся от распределения собственного шума, и коэффициент T в этом случае может не обеспечивать стабилизацию ложных тревог. Очевидно, что этот эффект может проявиться особенно сильно при больших уровнях мощности сигналов. Для исключения этих нежелательных явлений предлагается использовать модифицированный метод порядковых статистик, добавив в рассмотренный выше алгоритм коррекцию порога в области боковых лепестков [11].

Такую коррекцию можно осуществить, если кроме оценки $Z_{\text{ПС}}$ учесть ещё и разброс значений процесса около этой оценки. Однако формирование порога по двум оценкам, например согласно формуле

$$П = Z_{\text{ПС}} + k\sigma_{\text{ПС}}, \quad (5)$$

где $\sigma_{\text{ПС}}$ — оценка разброса около $Z_{\text{ПС}}$, k — коэффициент, зависящий от заданного уровня ложных тревог, существенно увеличивает флуктуационную составляющую порога. При умеренных размерах окна данных это ведёт к ощутимым потерям в обнаружении слабых сигналов.

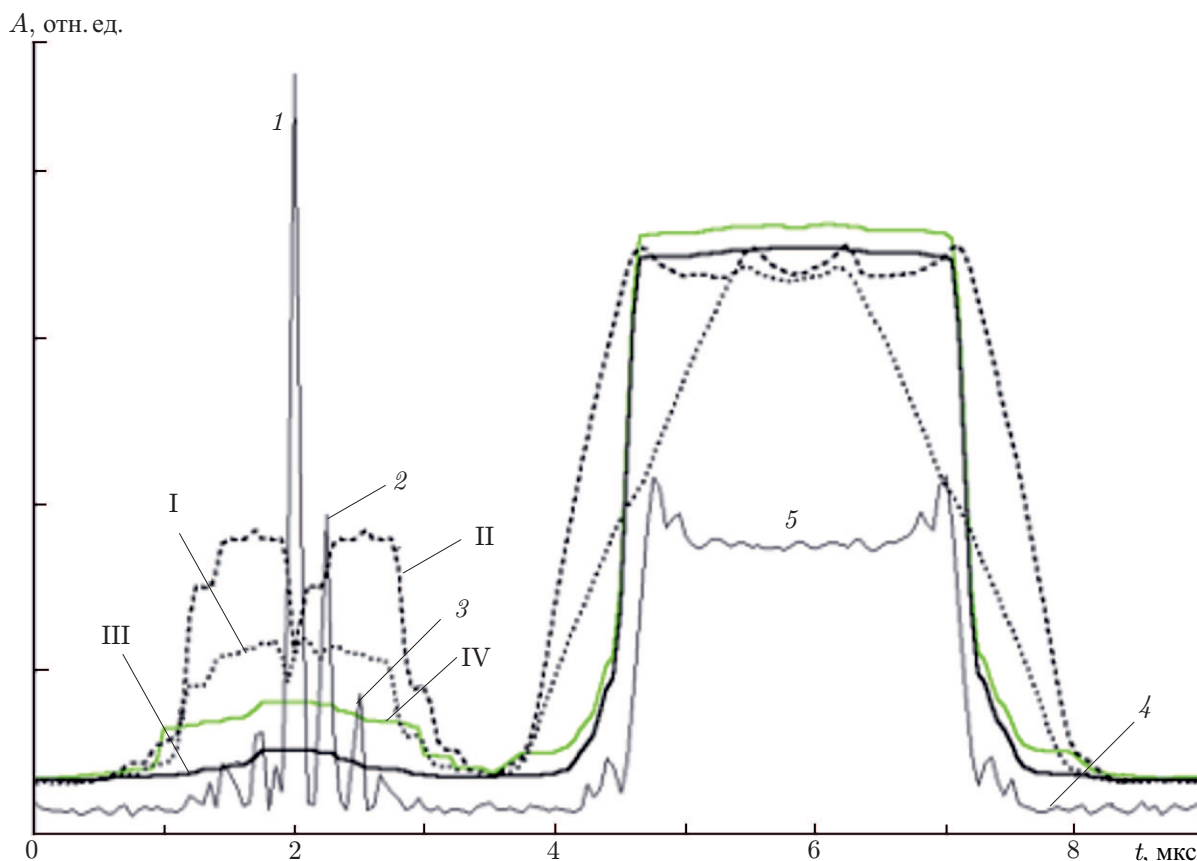


Рис. 3. Пример тестовой сигнально-помеховой ситуации, A — величина сигнала. Кривая I соответствует оценке с помощью метода скользящего среднего, кривая II — методу отбора максимума из двух оценок скользящего среднего, кривая III — методу порядковых статистик, кривая IV — модифицированному методу порядковых статистик

В связи с этим предлагается учитывать параметр разброса только при наличии сильных сигналов, боковые лепестки которых соизмеримы по величине с уровнем собственного шума на выходе некогерентного накопителя. Аппарат порядковых статистик позволяет это сделать достаточно просто, например формируя оценку Z по алгоритму

$$Z_{\text{МПС}}(x_1, \dots, x_N) = x^{(k)} + x^{(N)} f[x^{(N)}]. \quad (6)$$

где $x^{(N)}$ — максимальная порядковая статистика,

$$f[x^{(N)}] = \begin{cases} \alpha, & x^{(N)} \geq P; \\ x^{(N)} < P, \end{cases}$$

P — критический уровень, соответствующий главному пику минимального сигнала, боковые лепестки которого необходимо контролировать.

Проиллюстрируем особенности приведённых выше методов на примере обнаружения радиолокационных сигналов от групповой цели в условиях сложной помеховой обстановки. На рис. 3 показан процесс (тестовая сигнально-помеховая ситуация) на выходе некогерентного накопителя, содержащий три сжатых импульса с линейной частотной модуляцией (1, 2, 3) с соотношением амплитуд 1 : 0,5 : 0,3 соответственно, собственный шум приёмника 4 и нестационарную помеху 5, представляющую собой отклик фильтра сжатия на импульсную помеху.

Нетрудно видеть, что при отсутствии больших значений в окне данных все оценки совпадают. Из рис. 3 также следует, что характеристики метода скользящего среднего существенно ухудшаются при наличии групповой цели. Другим недостатком оценки $Z_{СС}$ является её инерционность, что приводит к избыточному порогу в окрестности нестационарной помехи и ложным тревогам по её крутым спадам. Алгоритм (2) позволяет уменьшить инерционность оценки по сравнению с методом скользящего среднего, однако эффекты маскировки слабых целей сильными и избыточности порога вблизи нестационарных помех остаются (кривая II на рис. 3). Кроме того, метод отбора максимума из двух оценок скользящего среднего вносит несколько большие потери в обнаружение слабых сигналов.

Применение метода порядковых статистик позволило обнаружить все три цели. Кроме того, уменьшились области избыточного порога около нестационарной помехи, поскольку её форма адекватно воспроизводится оценкой $Z_{ПС}$. Однако, наряду с этим наблюдается, как было отмечено выше, и отрицательный эффект: ложные тревоги по боковым лепесткам сжатых сигналов. При наличии сильного сигнала второе слагаемое в (6) осуществляет нужную коррекцию порога в сторону увеличения. При необходимости можно провести коррекцию и в сторону уменьшения, если взять $\alpha < 0$. Для того, чтобы корректировать порог в интервале $\pm L$ от главного пика сжатого сигнала, необходимо, чтобы длина окна удовлетворяла условию $N > 2L$. Параметры α и P для каждого конкретного случая легко подобрать с помощью моделирования. Как видно из рис. 3 (кривая IV), порог, соответствующий оценке (6), превышает величину боковых лепестков сжатых импульсов, обеспечивая при этом обнаружение всех трёх целей. При наличии нестационарной помехи характеристики модифицированного метода порядковых статистик также остаются достаточно высокими: завышение порога вблизи помехи значительно меньше, чем для методов скользящего среднего и отбора максимума, хотя и несколько больше, чем для метода порядковых статистик.

Таким образом, рассмотренный метод формирования адаптивного порога обнаружения полезных сигналов позволяет повысить эффективность известного метода порядковых статистик в сложной сигнально-помеховой обстановке, сохраняя при этом такие его основные достоинства, как безынерционность в области скачкообразного изменения помехи и практически полное отсутствие эффекта взаимной маскировки нескольких сигналов, одновременно находящихся в скользящем окне данных.

2. ОЦЕНКА ПОТЕРЬ ПРИ ФОРМИРОВАНИИ АДАПТИВНОГО ПОРОГА ОБНАРУЖЕНИЯ

При оценке качества системы цифровой обработки сигналов на первый план выступают потери, вносимые ею в отношении сигнал/собственный шум. Здесь имеются в виду потери по отношению к случаю точно известного сигнала в условиях полной априорной определённости о статистическом распределении собственного шума и помех. Поэтому при синтезе системы цифровой обработки сигналов большое внимание уделяется как минимизации данных потерь, так и их учёту.

При анализе потерь полагаем, что для формирования адаптивного порога используется метод порядковых статистик. Для простоты будем использовать в качестве оценки z выборочную медиану.

Пусть процесс X на входе порогового устройства имеет интегральное распределение $F_x(Tz, q)$, где q — отношение сигнал/шум на входе амплитудного детектора [1]. Тогда при фиксированной оценке z вероятность превышения порога равна

$$P(x > Tz) = 1 - P(x < Tz) = 1 - F_x(Tz, q), \quad (7)$$

где T — масштабный множитель.

Усредняя выражение (7) по z , получаем полную вероятность превышения порога:

$$P_{\text{полн}} = \int_{\Pi}^{\infty} [1 - F_x(Tz, q)] P_z(z) dz, \quad (8)$$

где P_z — плотность вероятности оценки, Π — порог. Полагая в (8) $q = 0$, получаем вероятность ложной тревоги:

$$P_0 = \int_{\Pi}^{\infty} [1 - F_x(Tz, 0)] P_z(z) dz. \quad (9)$$

Из этого уравнения находим значение множителя T , при котором обеспечивается заданный уровень ложных тревог P_0 . Затем, в соответствии с выражением (8), записываем выражение для вероятности обнаружения для полученного значения множителя T :

$$P_{\text{об}} = \int_{\Pi}^{\infty} [1 - F_x(Tz, 0)] P_z(z) dz. \quad (10)$$

Решая (10) относительно q , находим значение порогового отношения сигнал/шум Π на входе детектора для заданного уровня вероятности правильного обнаружения $P_{\text{об}}$.

Для случая формирования адаптивного порога методом порядковых статистик интегральная функция распределения оценки $F(Tz, q)$ в выражениях (8)–(10) будет иметь вид интегральной функции распределения $F_{\text{ПС}}^{(i)}(x)$ порядковой статистики $x^{(i)}$ для однородной независимой выборки размера n из распределения $F_x(Tz, q) = F_{\text{НН}}(x)$. В нашем случае (см. рис. 2) это распределение на выходе некогерентного накопителя с плотностью вероятности $P_{\text{НН}}(x)$. Данная функция определяется выражением [12]

$$F_{\text{ПС}}^{(i)}(x) = P\{x^{(i)} \leq x\} = \sum_{k=i}^n P\{x^{(k)} \leq x \leq x^{(k+1)}\} = \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} [F_{\text{НН}}(x)]^k [1 - F_{\text{НН}}(x)]^{n-k}, \quad (11)$$

$i = 1, \dots, n$; $x^{(n+1)} = \infty$. Выражение для плотности вероятности порядковой статистики $x^{(i)}$ [12]:

$$\begin{aligned} P_{\text{ПС}}^{(i)}(x) &= \frac{d}{dx} F_{\text{ПС}}^{(i)}(x) = \\ &= P_{\text{НН}}(x) \sum_{k=i}^n \binom{n}{k} \{k [F_{\text{НН}}(x)]^{k-1} [1 - F_{\text{НН}}(x)]^{n-k} - (n-k) [F_{\text{НН}}(x)]^k [1 - F_{\text{НН}}(x)]^{n-k-1}\} = \\ &= n P_{\text{НН}}(x) \sum_{k=i}^n \binom{n-1}{k-1} \{k [F_{\text{НН}}(x)]^{k-1} [1 - F_{\text{НН}}(x)]^{n-k} - [F_{\text{НН}}(x)]^k [1 - F_{\text{НН}}(x)]^{n-k-1}\} = \\ &= n \binom{n-1}{i-1} F_{\text{НН}}(x)^{i-1} [1 - F_{\text{НН}}(x)]^{n-i} P_{\text{НН}}(x). \quad (12) \end{aligned}$$

Пусть на входе амплитудного детектора действует сумма шума и неслучайного сигнала с отношением сигнал/шум q . Тогда распределение значений амплитуд импульсов суммарного сигнала представляется законом Райса (обобщённым распределением Рэлея) [12]:

$$P(x) = \left(\frac{x}{p^2}\right) \exp\left(-\frac{x^2 + q^2}{2p^2}\right) I_0\left(\frac{xq}{p^2}\right), \quad (13)$$

где I_0 — функция Бесселя нулевого порядка от мнимого аргумента.

Для случая большой размерности некогерентного накопителя ($N > 10$) плотность вероятности оценки процесса X на выходе некогерентного накопителя аппроксимируется нормальным законом. В случае малой размерности некогерентного накопителя ($N < 10$) распределение процесса X нельзя аппроксимировать нормальным законом, поэтому оно определяется численным интегрированием согласно выражению

$$F_{\text{НН}}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{\infty} [\Phi_p(j\omega)]^N \exp(-j\omega) d\omega. \quad (14)$$

Здесь $\Phi_p(j\omega)$ — характеристическая функция рэлеевского распределения на выходе детектора, N — размерность некогерентного накопителя [13], j — мнимая единица.

В условиях априорной неопределённости принять решение о наличии сигнала во входной смеси можно посредством анализа случайного процесса, действующего на входе порогового устройства, а именно вычисления его математического ожидания и сравнения его с некоторым порогом.

Математическое ожидание случайного процесса на входе порогового устройства, имеющего распределение Рэлея—Райса, будет определяться выражением [13]

$$f(q) = \sqrt{\pi/2} F(-1/2; 1; -q^2/2), \quad (15)$$

где $F(a, c, x)$ — вырожденная гипергеометрическая функция, q — отношение сигнал/шум.

На основании вышеизложенного, потери, вносимые при обнаружении порогового сигнала устройством формирования адаптивного порога, можно определить по формуле

$$\Delta_{\text{ПУ}} = 20 \log \left[\frac{f(q = \Pi_2)}{f(q = \Pi_1)} \right]. \quad (16)$$

Здесь Π_1 — значение порога обнаружения процесса X на входе порогового устройства с интегральной функцией распределения $F_x(t, q)$ при заданном значении вероятности ложных тревог, т. е. в условиях полной априорной определённости о статистическом распределении собственного шума; q — отношение сигнал/шум на входе амплитудного детектора, полученное в соответствии с выражением (10); $\Pi_2 = Tm$ — значение порога обнаружения процесса X на выходе устройства формирования адаптивного порога, m — медиана процесса X с интегральной функцией распределения $F_x(t, q)$.

Для оценки потерь, вносимых устройством на основе метода порядковых статистик, были проведены численные расчёты при следующих предположениях:

- 1) вероятность ложных тревог $P_0 = 10^{-6}$;
- 2) вероятность обнаружения $P_{\text{об}} = 0,5$;
- 3) амплитудный детектор линейный;
- 4) распределение шума на входе детектора гауссовское;
- 5) в качестве оценки $Z_{\text{ПС}}$ использовалась выборочная медиана.

Кривые, характеризующие зависимость потерь от длины опорного окна устройства формирования адаптивного порога M и кратности некогерентного накопителя N в соответствии с выражением (18), приведены на рис. 4.

Как видно из рис. 4, с ростом N потери уменьшаются. Аналогичный эффект наблюдается при увеличении опорного окна M . Это объясняется снижением флуктуационной составляющей оценки. При этом очевидный выигрыш, полученный в отношении сигнал/шум при когерентном накоплении азимутального пакета, при небольших значениях опорного окна ($M < 20$) и кратности некогерентного накопителя ($N < 10$) может уменьшиться из-за влияния порогового устройства с адаптивным порогом обнаружения. В этом случае потери могут составлять до 1÷2 дБ. С другой стороны, при значениях $N > 20$ и $M > 50$, потери, вносимые адаптивным порогом, составляют около 0,1÷0,2 дБ, т. е. в большинстве практических случаев ими можно пренебречь.

Данный результат является существенным при проектировании систем реального времени, например радиолокационных станций обнаружения целей, с жёсткими ограничениями по массе и габаритам и, следовательно, по производительности вычислительной системы, реализующей алгоритмы накопления пачки импульсов. При этом очевидно, что производительность системы обнаружения полезного сигнала на фоне шума будет существенным образом зависеть от алгоритма накопления пачки импульсов — когерентного, когерентно-некогерентного или некогерентного.

3. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Предложенная в данной работе модификация метода формирования адаптивного порога на основе порядковых статистик обеспечивает обнаружение полезных сигналов в сложных сигнально-помеховых ситуациях, внося при этом незначительные потери при обнаружении пороговых сигналов на фоне собственного шума приёмника. Разработанная методика оценки потерь, вносимых пороговым устройством, позволяет проводить учёт данных потерь при синтезе канала обнаружения с различным накоплением пачки импульсов: когерентным, когерентно-некогерентным и некогерентным. Метод порядковых статистик может быть также использован для формирования порога в системах обнаружения источников шумовых помех и защиты (ограничения импульсных помех) [14, 15].

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Кн. 1. М.: Сов. радио, 1974. 552 с.
2. Ширман Я. Д., Манжос В. Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981. 416 с.
3. Михеев П. В. // Изв. вузов. Радиофизика. 2006. Т. 49, № 7. С. 626.

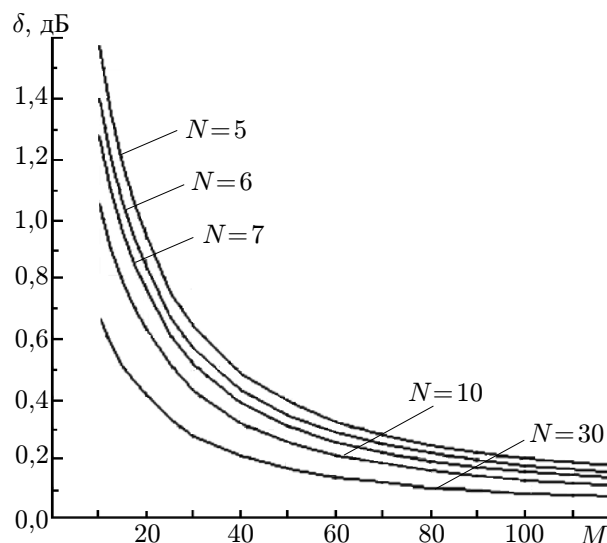


Рис. 4. Зависимость потерь δ от величины M опорного окна и количества N некогерентно накапливаемых импульсов. $P_0 = 10^{-6}$; $P_{об} = 0,5$

4. Орлов И. Я., Цветков В. Е. // Изв. вузов. Радиофизика. 2000. Т. 43, № 7. С. 665.
5. Болховская О. В., Мальцев А. А., Родюшкин К. В. // Изв. вузов. Радиофизика. 2004. Т. 47, № 8. С. 694.
6. Жиганов С. Н., Костров В. В. // Радиотехника. 2006. № 6. С. 111.
7. Бакулев П. А., Басистов Ю. А., Тугуши В. Г. // Изв. вузов. Радиоэлектроника. 1989. Т. 32, № 4. С. 4.
8. Rohling H. // IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst. V. AES-19. 1983. No. 4. P. 601.
9. Витолло В. В., Дмитриенко Д. Н. // Радиотехника. 1986. № 11. С. 66.
10. Боярский А. Я. Введение в теорию порядковых статистик. М.: Статистика, 1970. 416 с.
11. Насонов В. В., Фитасов Е. С., Хмылов Е. С. // Вестник Ярославского государственного университета. Сер. Естественные и технические науки. 2013. № 3. С. 33.
12. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. М. : Сов. радио, 1976. 288 с.
13. Тихонов В. И. Нелинейные преобразования случайных процессов. М.: Радио и связь, 1986. 296 с.
14. Фитасов Е. С. // Проектирование и технология электронных средств. 2017. № 1. С. 16.
15. Фитасов Е. С. // Вестник Поволжского государственного технологического университета. Сер. Радиотехнические и инфокоммуникационные системы. 2017. № 1 (33). С. 18.

Поступила в редакцию 16 мая 2018 г.; принята в печать 26 июля 2018 г.

ESTIMATION OF LOSS WHEN DETECTING SIGNALS BY A RECEIVER WITH ADAPTIVE THRESHOLD ON THE BASIS OF THE METHOD OF ORDERED STATISTICS

I. Ya. Orlov and E. S. Fitasov

We consider the method of formation of adaptive threshold of signal detection against a background of receiver inherent noise using the nonparametric algorithms on the basis of ordered statistics. The simulation results and the efficiency of using this method on the basis of estimating the quantiles of the statistical distribution of the process compared with the classical methods of “moving average” in the case of complicated signal-interference environment (weak-signal masking by intense interference, mutual masking of several signals simultaneously staying in the sliding data window, and the useful-signal presence in the region of the jump-like variation of interference) are shown. A mathematical model of estimating the loss introduced when detecting useful signal by the threshold device based on the method of ordered statistics is developed.