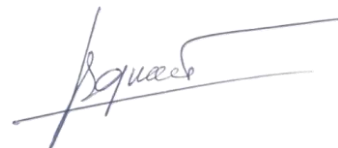


Министерство науки и высшего образования Российской Федерации
Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение
высшего образования
«Рязанский государственный радиотехнический университет
имени В.Ф. Уткина»

На правах рукописи



Нгуен Чонг Куанг

**АЛГОРИТМЫ ОБРАБОТКИ РАДИОТЕХНИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ
НА ФОНЕ НЕСТАЦИОНАРНЫХ ШУМОВ С ПОСТОЯННЫМ
ЗНАЧЕНИЕМ ОШИБКИ ПЕРВОГО РОДА**

специальности:

2.2.13. Радиотехника, в том числе системы и устройства телевидения

2.2.16. Радиолокация и радионавигация

ДИССЕРТАЦИЯ

на соискание ученой степени

кандидата технических наук

Научный руководитель

доктор технических наук, доцент,

Белокуров Владимир Александрович

Рязань 2025

ОГЛАВЛЕНИЕ

ВВЕДЕНИЕ	4
ГЛАВА 1. АНАЛИТИЧЕСКОЕ ВЫЧИСЛЕНИЕ ПОРОГА ОБНАРУЖЕНИЯ В АЛГОРИТМЕ ПС-ПУЛТ ПРИ СЕГМЕНТАЦИИ ВХОДНОЙ ВЫБОРКИ	13
1.1. Введение.....	13
1.2. Расчёт плотности распределения вероятностей отсчётов на входе порогового устройства, используемого в алгоритме ПС-ПУЛТ при сегментации входной выборки	19
1.3. Вычисление порога обнаружения алгоритма ПС-ПУЛТ при сегментации входной выборки	25
1.4. Выводы по первой главе.....	36
ГЛАВА 2. СИНТЕЗ И АНАЛИЗ АЛГОРИТМА, ОБЕСПЕЧИВАЮЩЕГО СТАБИЛИЗАЦИЮ ОШИБКИ ПЕРВОГО РОДА НА ФОНЕ НЕСТАЦИОНАРНОГО ШУМА	38
2.1. Введение.....	38
2.2. Анализ потерь в пороговом отношении сигнал-шум и изменения вероятности ошибки первого рода для алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ при наличии нестационарности шума.....	41
2.3. Анализ эффективности алгоритма СОПР на основе построения «карты помех».....	48
2.4. Расчет плотности распределения вероятностей оценок коэффициентов полинома в методе наименьших квадратов.....	51
2.5. Синтез и анализ алгоритма СОПР при изменении среднего значения шума в пределах «скользящего окна»	59
2.6. Анализ вычислительной эффективности алгоритма СОПР на фоне нестационарного шума	70
2.7. Выводы по второй главе	73

ГЛАВА 3. СИНТЕЗ И АНАЛИЗ АДАПТИВНОГО АЛГОРИТМА СТАБИЛИЗАЦИИ ОШИБКИ ПЕРВОГО РОДА НА ФОНЕ ШУМА С НЕСТАЦИОНАРНЫМ СРЕДНИМ ЗНАЧЕНИЕМ.....	74
3.1. Введение.....	74
3.2. Выбор модели аппроксимации среднего значения шума в алгоритме стабилизации ошибки первого рода.....	75
3.3. Синтез и анализ алгоритма СОПР на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна».....	87
3.4. Выводы по третьей главе.....	99
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	101
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ	103
СПИСОК УСЛОВНЫХ ОБОЗНАЧЕНИЙ	115
СЛОВАРЬ ТЕРМИНОВ.....	117
ПРИЛОЖЕНИЕ.....	118
П1. Структурная схема предлагаемых в диссертации алгоритмов.....	118
П2. Свидетельства о государственной регистрации программы для ЭВМ	122
П2. Акт внедрения.....	129

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность темы. В настоящее время разработано большое количество различных алгоритмов стабилизации ошибки первого рода (СОПР), предназначенных для эффективного функционирования как в многоцелевой обстановке, так и в условиях нестационарных негауссовских шумов. Каждый из указанных алгоритмов обладает определёнными достоинствами и ограничениями, связанными со стабилизацией ошибки первого рода в условиях шума и помех, эффективностью обнаружения объектов, а также с вычислительной сложностью при реализации в режиме реального времени. Выбор конкретного алгоритма СОПР определяется спецификой радиотехнической задачи, статистическими характеристиками шума и помех, а также требованиями к точности, скорости обработки и ресурсоёмкости вычислительной платформы.

Алгоритмы СОПР были тщательно исследованы многими авторам, такими как, П.А. Бакулев, С.Н. Жиганов, В.И. Кошелев, И.Б. Власов, К.Ю. Гаврилов, Ю.Г. Сосулин, В.В. Сутормин, С.Ю. Седышев, А.А. Трухачев, В.Т. Царенко, В.М. Зинчук, И.Ф. Лозовский, Б.И. Шахтарин, А.А. Тунгушпаев, В.С. Безяев и др, а также зарубежных авторов A. Richards, H. Rohling, P.P. Gandhi, C.H. Lim, R.S. Blum, A.K. Anatolii, L.A. Panzhi, S.A. Peng, E. Conte, S.D. Himonas, B.Z. Xu, C.J. Kim, S.K. Mustafa, A.A. Belouchrani, S.W. Hong и др.

Анализ и исследование существующих источников показали, что алгоритмы СОПР получили широкое распространение благодаря высокой эффективности при обнаружении объектов на фоне стационарного шума. К основным преимуществам данных алгоритмов следует отнести их способность адаптивно формировать порог обнаружения на основе статистической оценки параметров шума в пределах «скользящего окна», что обеспечивает стабилизацию ошибки первого рода и повышает вероятность обнаружения. Тем не менее, при обнаружении объекта в условиях нестационарного шума эффективность известных алгоритмов СОПР существенно снижается. Указанные ограничения свидетельствуют о необходимости разработки алгоритмов СОПР, способных стабилизировать ошибку первого рода в условиях нестационарного шума в

пределах «скользящего окна». Из анализа рассмотренных источников можно сделать следующие выводы:

- изменение среднего значения шума в пределах «скользящего окна» не учитывается;
- алгоритмы СОПР требуют существенных вычислительных затрат.

Кроме того, для некоторых алгоритмов СОПР необходимо априорное знание наклона прямой, аппроксимирующей изменение среднего значения шума.

Таким образом, актуальной является задача разработки алгоритмов СОПР, обеспечивающих стабилизацию ошибки первого рода на фоне шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна». Предлагаемые в диссертации алгоритмы не требуют априорного знания наклона аппроксимирующей прямой и предварительного формирования карты помех. Более того, изменение среднего значения шума может быть аппроксимировано кривыми более высокого порядка.

При обнаружении объектов на фоне нестационарного шума предлагаемые алгоритмы СОПР обеспечивают выигрыш в пороговом отношении сигнал–шум по сравнению с известными алгоритмами. Кроме того, время выполнения предлагаемых алгоритмов значительно меньше, чем у известного алгоритма. Предлагаемые алгоритмы позволяют адаптивно обнаруживать объекты на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна».

Цель и задачи исследования. Целью диссертации является разработка эффективных алгоритмов обработки сигналов, обеспечивающих СОПР при работе как на фоне стационарного, так и нестационарного шума.

Учитывая поставленную цель, в работе формулируются основные исследовательские задачи.

1. Вычисление аналитических выражений плотности распределения вероятностей (ПРВ) оценок коэффициентов полинома, который используется для аппроксимации изменения среднего значения шума в пределах «скользящего окна».

2. Разработка аналитических выражений для вероятности ложной тревоги при сегментации выборки «скользящего окна».

3. Разработка алгоритма выбора модели аппроксимации среднего значения шума в пределах «скользящего окна».

4. Разработка алгоритма СОПР с проверкой стационарности шума в пределах «скользящего окна» и определение критерия выбора модели аппроксимации изменения среднего значения шума.

5. Проведение экспериментальных исследований предлагаемых алгоритмов СОПР и их последующее внедрение.

Объект исследования. Алгоритм СОПР при обнаружении сигналов на фоне как стационарного, так и нестационарного шума.

Предмет исследования. Методы и принципы построения алгоритмов СОПР, обеспечивающих устойчивую работу на фоне нестационарного шума, среднее значение которого меняется в пределах «скользящего окна».

Методы исследования. Для решения перечисленных задач использовались аппарат математического анализа, теории оценивания и математической статистики, методы компьютерного моделирования и анализ экспериментальных данных.

Научная новизна работы.

1. Получены новые аналитические выражения плотности распределения вероятностей на выходе устройства обработки случайного процесса на входе устройства стабилизации ошибки первого рода с двухэтапной процедурой сортировки и с последующим выбором порога по принципу «большого значения» или «меньшего значения». *(Соответствует п. 13 специальности 2.2.13 Разработка и исследование алгоритмов, включая цифровые, обработки сигналов и информации в радиотехнических устройствах и системах различного назначения, в том числе синтез и оптимизация алгоритмов обработки).*

2. Получены новые аналитические выражения плотностей распределения вероятностей оценок коэффициентов полиномов в методе наименьших квадратов. *(Соответствует п. 13 специальности 2.2.13 Разработка и исследование*

алгоритмов, включая цифровые, обработки сигналов и информации в радиотехнических устройствах и системах различного назначения, в том числе синтез и оптимизация алгоритмов обработки).

3. Разработан алгоритм стабилизации ошибки первого рода при обнаружении сигнала на фоне нестационарного шума, среднее значение которого меняется в пределах «скользящего окна», в основе которого лежит линейная и квадратичная аппроксимация среднего значения с последующей компенсацией изменения среднего значения. (Соответствует **п. 13 специальности 2.2.13 Разработка и исследование алгоритмов, включая цифровые, обработки сигналов и информации в радиотехнических устройствах и системах различного назначения, в том числе синтез и оптимизация алгоритмов обработки.** Соответствует **п.5 специальности 2.2.16 Синтез и анализ алгоритмов обработки сигналов и информации в радиолокационных и радионавигационных системах и устройствах**).

4. Разработан алгоритм стабилизации ошибки первого рода на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна». В его основе лежит критерий Манна – Уитни с последующим выбором модели аппроксимации среднего значения шума в пределах «скользящего окна». (Соответствует **п.5 специальности 2.2.16 Синтез и анализ алгоритмов обработки сигналов и информации в радиолокационных и радионавигационных системах и устройствах**).

Научные положения, выносимые на защиту

1. Алгоритм обработки случайных сигналов на фоне нестационарного шума с адаптивным выбором модели изменения среднего значения шума обеспечивает выигрыш в отношении сигнал-шум до 5 дБ по сравнению с известным алгоритмом, основанным на вычислении дисперсии шума посредством усреднения элементов «скользящего окна». (Соответствует **п.5 специальности 2.2.13 Разработка и исследование алгоритмов, включая цифровые, обработки**

сигналов и информации в радиотехнических устройствах и системах различного назначения, в том числе синтез и оптимизация алгоритмов обработки).

2. Алгоритм стабилизации ошибки первого рода с предварительной проверкой стационарности шума в пределах «скользящего окна» обеспечивает выигрыш в отношении сигнал-шум до 6 дБ по сравнению с алгоритмом, основанным на вычислении дисперсии шума посредством усреднения элементов «скользящего окна». *(Соответствует п.5 специальности 2.2.13 Разработка и исследование алгоритмов, включая цифровые, обработки сигналов и информации в радиотехнических устройствах и системах различного назначения, в том числе синтез и оптимизация алгоритмов обработки. Соответствует п.5 специальности 2.2.16 Синтез и анализ алгоритмов обработки сигналов и информации в радиолокационных и радионавигационных системах и устройствах).*

3. Алгоритм стабилизации ошибки первого рода, основанный на двухэтапной процедуре сортировки элементов «скользящего окна» с последующим выбором в качестве оценки дисперсии шума «большого значения» или «меньшего значения» результатов второго этапа сортировки обеспечивает выигрыш в числе вычислительных от 6 до 22 раз при объёме $M=64$ и числе «подокон» $n=8$ и $n=16$. *(Соответствует п.5 специальности 2.2.16 Синтез и анализ алгоритмов обработки сигналов и информации в радиолокационных и радионавигационных системах и устройствах).*

Достоверность полученных результатов научных положений диссертационной работы, основных её результатов и выводов подтверждается корректным использованием математического аппарата, близостью результатов имитационного моделирования и теоретических расчётов, а также натурных и полунатурных экспериментов, сопоставлением полученных результатов с результатами независимых источников информации.

Для оценки эффективности предлагаемых алгоритмов СОПР использовалось имитационное моделирование, анализ экспериментальных данных, а также сравнительный анализ с известными алгоритмами.

Практическая значимость

1. Разработанные алгоритмы обеспечивают стабилизацию ошибки первого рода при обнаружении сигнала в условиях нестационарного шума, характерного для реальных радиотехнических систем.

2. На разработанные алгоритмы СОПР получены свидетельства о государственной регистрации программы для ЭВМ.

3. Разработана методика исследования алгоритма, обеспечивающего постоянный уровень ложной тревоги на основе порядковых статистик (ПС-ПУЛТ) при сегментации сортируемого массива, направленная на повышение вычислительной эффективности.

Реализация и внедрение результатов работы. Результаты диссертации внедрены:

1. В учебный процесс ФГБОУ ВО «Рязанский государственный радиотехнический университет им. В.Ф. Уткина»: Исследование алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией сортируемого массива: методические указания к лабораторным работам / Рязан. гос. радиотехн. ун-т; сост.: В.А. Белокуров, Ч.К. Нгуен. Рязань, 2025. 24 с.

2. В разработки компании АО «Разработка коммерческих и электронных технологий E-STARS».

Внедрения подтверждены соответствующими актами.

Личное участие автора. Автору на правах соавтора принадлежат постановка задач, разработка способов и алгоритмов их решения, изложенных в главах диссертации, а также компьютерное моделирование работы алгоритмов и анализ экспериментальных данных. Степень авторства подтверждается соответствующим заключением кафедры РТС РГРТУ.

Апробация работы. Основные результаты и положения диссертационной работы докладывались и обсуждались на 4 Международных и 4 всероссийских научно-технических конференциях:

6-й, 7-й, Международные научно-технические форумы «Современные технологии в науке и образовании» (Рязань, 2023 и 2024 гг.);

26-я и 27-я Международные конференции «Цифровая обработка сигналов и её применение» (Москва, 2024 и 2025 гг.);

8-я Всероссийская научно-техническая конференция «Актуальные проблемы современной науки и производства» (Рязань, 2023 г.);

29-я Всероссийская научно-техническая конференция студентов, молодых ученых и специалистов «Новые информационные технологии в научных исследованиях и образовании» (Рязань, 2024 г.);

4-я Всероссийская конференция «Современные технологии обработки сигналов» (Москва, 2023 г.);

78-я Всероссийская конференция «Радиоэлектронные устройства и системы для инфокоммуникационных технологий» (Москва, 2023 г.);

Публикации. По теме диссертации опубликована 23 печатная научная работа, в том числе 8 статей в изданиях, входящих в список ВАК, 8 тезисов докладов на международных и всероссийских конференциях, получено 7 свидетельств о государственной регистрации программ для ЭВМ, реализующих предложенные алгоритмы.

Структура и объем диссертации. Диссертационная работа состоит из введения, трёх глав, заключения, библиографического списка и приложений. Диссертация содержит 132 страниц, в том числе 17 таблиц и 37 рисунков. Список использованной литературы содержит 102 наименований.

Краткое содержание работы

Во введении обоснована актуальность темы, сформулированы цель и задачи исследования, изложены научная новизна и основные положения, выносимые на защиту. Описаны методы исследования, а также объект и предмет исследования. Подтверждена достоверность и раскрыта практическая значимость полученных результатов; приведены сведения об их реализации и внедрении. Отражён личный вклад автора, представлены данные об апробации работы и публикациях по теме исследования, а также дана характеристика структуры и объёма диссертации.

В первой главе рассмотрены подходы к снижению вычислительной сложности известного алгоритма ПС-ПУЛТ путём сегментации «скользящего окна» на «подокна» меньшего размера. Предложен и исследован модифицированный алгоритм «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n элементов. Приведены аналитические выражения для расчёта вероятности ошибки первого рода.

Во второй главе проведён анализ эффективности алгоритма ПУЛТ с построением «карты помех», алгоритма ПУЛТ с усреднением (УС-ПУЛТ), алгоритма ПС-ПУЛТ и их вариаций в условиях шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна». Предложен и исследован алгоритм СОПР на фоне нестационарного шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна».

В третьей главе представлено исследование эффективности алгоритма стабилизации ошибки первого рода в условиях нестационарного шума. В основе предлагаемого алгоритма лежит выбор линейной или квадратичной модели аппроксимации среднего значения шума на основании сравнения соответствующих дисперсий. Также предложен алгоритм стабилизации ошибки первого рода, в котором для проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна» используется статистический критерий Манна – Уитни.

В заключении представлены основные результаты, полученные как в процессе имитационного моделирования, так и в результате анализа экспериментальных данных.

В приложении представлены акты внедрения, структурная схема предлагаемых в диссертации алгоритмов, а также свидетельства о государственной регистрации программ для ЭВМ.

Автор выражает искреннюю благодарность своему научному руководителю, доктору технических наук, профессору Белокуров В.А. за постоянное внимание, ценные советы, конструктивную критику и неоценимую помощь на всех этапах выполнения настоящей диссертационной работы.

Особую признательность выражаю заведующему кафедрой РТС РГРТУ, доктору технических наук, профессору Кошелеву В.И. за поддержку, предоставленную возможность проведения научных исследований, а также за плодотворные обсуждения и методическую помощь.

Благодарю коллег и сотрудников кафедры РТС РГРТУ, принимавших участие в обсуждении результатов, а также создававших доброжелательную и продуктивную атмосферу в коллективе.

ГЛАВА 1. АНАЛИТИЧЕСКОЕ ВЫЧИСЛЕНИЕ ПОРОГА ОБНАРУЖЕНИЯ В АЛГОРИТМЕ ПС-ПУЛТ ПРИ СЕГМЕНТАЦИИ ВХОДНОЙ ВЫБОРКИ

1.1. Введение

Одним из ключевых требований, предъявляемых к системам обнаружения случайных сигналов, является способность обеспечивать СОПР [1, 2, 3, 4, 5, 6, 7]. В настоящее время разработано множество подходов к построению подобных алгоритмов, предназначенных для работы как в условиях многоцелевой обстановки, так и в условиях стационарных шумов [8]. Существующие решения и их модификации условно классифицируются следующим образом [9]: а) УС-ПУЛТ; б) Би-УС-ПУЛТ (УС-ПУЛТ с выбором большего значения) / Ми-УС-ПУЛТ (УС-ПУЛТ с выбором меньшего значения); в) ПС-ПУЛТ. Каждая категория обладает своими преимуществами и недостатками. В связи с этим при разработке алгоритмов СОПР необходимо проводить оптимизацию параметров с целью достижения максимальной эффективности [10].

Алгоритм УС-ПУЛТ осуществляет усреднение по каналам обнаружения для оценки дисперсии шума в «скользящем окне» [11, 12]. Использование операции усреднения, при наличии мешающих объектов в ячейках «скользящего окна» или нестационарности шума, повышает порог обнаружения, что приводит к уменьшению эффективности обнаружения [13, 14, 15]. Для решения данной проблемы предназначен алгоритм ПС-ПУЛТ [12, 16, 17].

В алгоритме ПС-ПУЛТ производится упорядочивание отсчётов каналов обнаружения путем их сортировки в порядке возрастания значений, после этого выбирается значение конкретного канала обнаружения для оценки дисперсии шума в «скользящем окне» [12, 18]. Следовательно, при наличии мешающих объектов в ячейках эффективность обнаружения незначительно уменьшается.

Структурная схема алгоритма ПС- ПУЛТ [18] показана на рисунке 1.1.

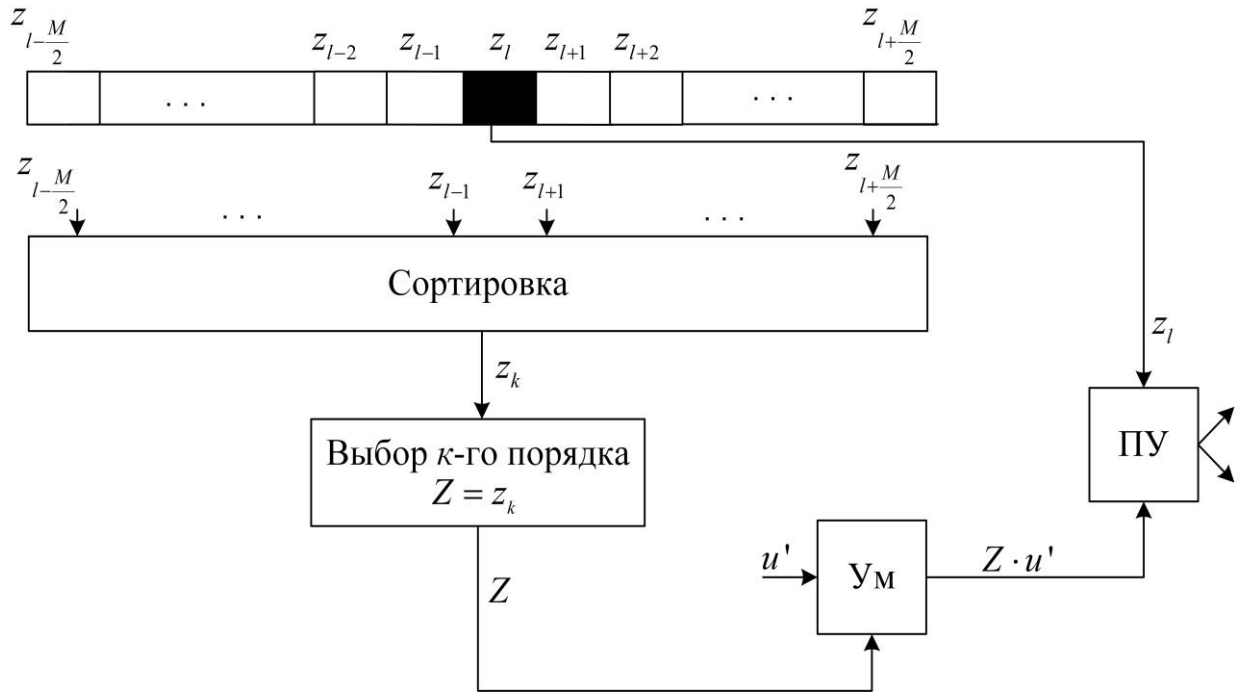


Рисунок 1.1 – Структурная схема алгоритма ПС-ПУЛТ [18]

На рисунке 1.1 введены следующие обозначения: ПУ – пороговое устройство; M – размер «скользящего окна»; u' – пороговый множитель обнаружения; k – номер порядковых статистик «скользящего окна», используемого на этапе сортировки; z_l – достаточная статистика в l -м ячейке «скользящего окна»; УМ – умножитель.

Порог обнаружения u получается путём умножения оценки дисперсии шума на пороговый множитель. Выражение для вероятности ошибки первого рода рассчитывается следующим образом [18]:

$$F_{ПС} = \frac{M!(u' + M - k)}{(M - k)!(u' + M)!}, \quad (1.1)$$

где k – номер порядковой статистик; M – размер «скользящего окна».

Эффективность алгоритма ПС-ПУЛТ зависит от модели фоно-целевой обстановки [20]. В работах [19, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28] рассмотрена эффективность алгоритма ПС-ПУЛТ при скачкообразном изменении дисперсии шума и флуктуирующих объектов с различными законами распределения вероятностей амплитуд. Результаты анализа показывают, что алгоритм ПС-ПУЛТ обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал–шум по сравнению с

алгоритмом УС-ПУЛТ при обнаружении нескольких объектов, а также в условиях работы на фоне шума, дисперсия которого меняется скачкообразно.

В работах [12, 21, 29, 30,] показано, что существенным недостатком алгоритма ПС-ПУЛТ является большое количество вычислительных операций, связанных с сортировкой отсчётов, поступающих с выхода схемы вычисления квадратов модулей в каналах накопления.

Вычислительную сложность алгоритма ПС-ПУЛТ можно оценить по количеству машинных циклов, затрачиваемых различными алгоритмами сортировки, рассмотренными в работах [31, 32]. В таблице 1.1 приведено количество машинных циклов, необходимых для реализации сортировки в «скользящем окне» размера M в трёх случаях: наилучшем, среднем и наихудшем вариантах.

Таблица 1.1 – Время выполнения вычислительных операций сортировки «скользящего окна» с размером M

Время	Наилучшее	Среднее	Наихудшее
Количество машинных циклов	$10M - 9$	$\frac{9}{4}M^2 + \frac{31}{4}M - 3\sum_{k=1}^M \frac{1}{k} - 6$	$\frac{9}{2}M^2 + \frac{5}{2}M - 6$

Анализ данных таблицы 1.1 показывает, что при увеличении размера «скользящего окна» M время выполнения операции сортировки увеличивается. Например, при $M=128$ для среднего случая количество машинных циклов составляет $3,78 \cdot 10^4$.

Одним из возможных подходов к решению проблемы большого числа вычислительных операций является сегментация «скользящего окна» на «подокна» меньшего размера с сортировкой в каждом из них [17].

В работах [29, 33, 34, 35, 36, 37] предложены алгоритмы ПС-ПУЛТ на основе сегментации «скользящего окна» на два «полуокна». Структурная схема данного алгоритма ПС-ПУЛТ показана на рисунке 1.2.

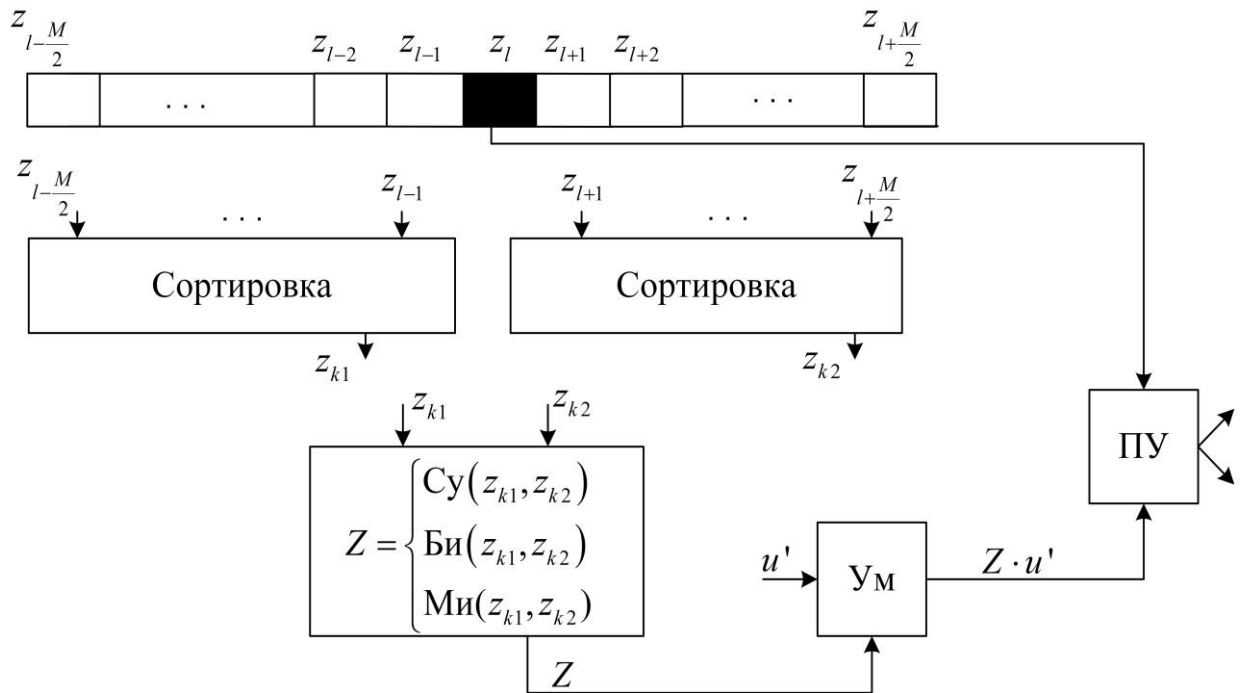


Рисунок 1.2 – Структурная схема алгоритма ПС-ПУЛТ на основе сегментации «скользящего окна» на два «полуокна» [29, 33, 34, 35, 36, 37]

На рисунке 1.2 введены следующие обозначения: $k1$ и $k2$ – номера порядковых статистик «подокон», используемых на этапе сортировки; Би – выбор «большого значения»; Ми – выбор «меньшего значения»; Су – сумма значений.

В работе [37] в левом «полуокне» производится упорядочивание ячеек путём их сортировки в порядке возрастания, в правом «полуокне» производится усреднение по ячейкам. Сумма оценок левого и правого «полуокна» используется в качестве оценки дисперсии шума. Эффективность предлагаемого алгоритма не оценивается в условиях присутствия кромки помех.

В работе [35] половина отсчётов перераспределяется в чередующемся порядке. После этого в каждом «скользящем полуокне» производится упорядочивание ячеек путём их сортировки в порядке возрастания, упорядоченные отчёты умножаются на весовые коэффициенты для оценки дисперсии шума.

В работах [29], [34], [36] в «скользящем полуокне» производится упорядочивание ячеек путём их сортировки в порядке возрастания. После этого оптимально выбранные отсчёты объединяются друг с другом в один массив, в котором для оценки дисперсии шума производится либо сумма отсчётов, либо

выбор «большого значения», либо выбор «меньшего значения» из двух отсчётов. Для случая суммы отсчётов аналитическое выражение вероятности ошибки первого рода определяется выражением:

$$F^{Cy}(k, l) = k \binom{\frac{M}{2}}{k} \frac{\Gamma\left(\frac{M}{2} - k + 1 + u'\right) \Gamma(k)}{\Gamma\left(\frac{M}{2} + 1 + u'\right)} + l \binom{\frac{M}{2}}{l} \frac{\Gamma\left(\frac{M}{2} - l + 1 + u'\right) \Gamma(l)}{\Gamma\left(\frac{M}{2} + 1 + u'\right)}, \quad (1.2)$$

где, k и l – номер выбранных порядковых статистик полуокна; u' – пороговый множитель обнаружения; $\Gamma(\bullet)$ – гамма-функция.

При выборе наибольшего значения из двух отсчётов аналитическое выражение вероятности ошибки первого рода определяется следующим образом [29, 34, 36]:

$$F^{Bu}(k, l) = k \binom{\frac{M}{2}}{k} \sum_{j=1}^{\frac{M}{2}} \binom{\frac{M}{2}}{j} \frac{\Gamma(M - k + 1 - j + u') \Gamma(k + j)}{\Gamma(M + 1 + u')} +$$

$$+ l \binom{\frac{M}{2}}{l} \sum_{i=k}^{\frac{M}{2}} \binom{\frac{M}{2}}{i} \frac{\Gamma(M - l + 1 - i + u') \Gamma(l + i)}{\Gamma(M + 1 + u')}. \quad (1.3)$$

В случае, когда выбирается наименьшее значение из двух отсчётов, аналитическое выражение для вероятности ошибки первого рода определяется согласно следующей формуле [29, 34, 36]:

$$F^{Mu}(k, l) = k \binom{\frac{M}{2}}{k} \left[\frac{\Gamma\left(\frac{M}{2} - k + 1 + u'\right) \Gamma(k)}{\Gamma\left(\frac{M}{2} + 1 + u'\right)} - \right.$$

$$\left. - \sum_{j=l}^{\frac{M}{2}} \binom{\frac{M}{2}}{j} \frac{\Gamma(M - k + 1 - j + u') \Gamma(k + j)}{\Gamma(M + 1 + u')} \right] +$$

$$+ l \binom{\frac{M}{2}}{l} \left[\frac{\Gamma\left(\frac{M}{2} - k + 1 + u'\right) \Gamma(k)}{\Gamma\left(\frac{M}{2} + 1 + u'\right)} - \sum_{i=k}^{\frac{M}{2}} \binom{\frac{M}{2}}{j} \frac{\Gamma(M - l + 1 - i + u') \Gamma(l + i)}{\Gamma(M + 1 + u')} \right]. \quad (1.4)$$

Анализ выражений (1.2) – (1.4) показывает, что вероятность ошибки первого рода зависит от размера «скользящего полуокна» и не зависит от дисперсии шума.

В работе [38] предложен алгоритм ПС-ПУЛТ на основе сегментации «скользящего окна» M на «подокна», которые имеют частично перекрывающиеся отсчёты. В каждом «подокне» отсчёты сортируются в порядке возрастания, после чего выбирается конкретный отсчёт. Выбранные отсчёты объединяются в один массив и снова сортируются в порядке возрастания. Затем выбирается один из отсчётов в качестве оценки дисперсии шума.

В таблице 1.2 показано количество машинных циклов, затрачиваемых на реализацию сортировки при разбиении «скользящего окна» на «подокон» для трёх случаев: наилучшее время; среднее время и наихудшее время.

Таблица 1.2 – Время выполнения вычислительных операций сортировки при разбиении «скользящего окна» на «подокон»

Алгоритм Время	Алгоритм ПУЛТ, представленный в работах [29, 33, 34, 35, 36, 37]	Алгоритм ПУЛТ, представленный в работе [38]
Наилучшее	$5M - 9$	$\frac{10}{n}M - 9$
Среднее	$\frac{9}{16}M^2 + \frac{31}{8}M - 3\sum_{k=1}^{M/2} \frac{1}{k} - 6$	$\frac{9}{4}\left(\frac{M}{n}\right)^2 + \frac{31}{4}\frac{M}{n} - 3\sum_{k=1}^{M/n} \frac{1}{k} - 6$
Наихудшее	$\frac{9}{8}M^2 + \frac{5}{4}M - 6$	$\frac{9}{4}\left(\frac{M}{n}\right)^2 + \frac{5}{2}\frac{M}{n} - 6$

В работах [29, 33, 34, 35, 36, 37] алгоритм ПУЛТ разбивает «скользящее окно» на два «скользящих полуокна» размером $M/2$, тогда как алгоритм ПУЛТ, представленный в работе [38], разбивает «скользящее окно» на n «подокон» размером M/n .

Анализ данных таблиц 1.1 и 1.2 показывает, что время выполнения вычислительных операций алгоритмов ПУЛТ, представленных в работах [29, 33, 34, 35, 36, 37] и [38], уменьшается по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ [31, 32]. Например, при $M=128$ выигрыш по среднему времени выполнения составляет 3,9 раза по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ.

При сегментации «скользящего окна» на ряд «подокон» меньшего размера выбор порядкового номера отсчётов влияет на значение вероятности ошибки первого рода. Это приводит к необходимости определения аналитического выражения для плотности распределения вероятностей отсчётов на входе порогового устройства в алгоритме ПС-ПУЛТ при сегментации входной выборки.

1.2. Расчёт плотности распределения вероятностей отсчётов на входе порогового устройства, используемого в алгоритме ПС-ПУЛТ при сегментации входной выборки

Рассмотрим выбор параметров алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39]. Структурная схема этого алгоритма показана на рисунке 1.3.

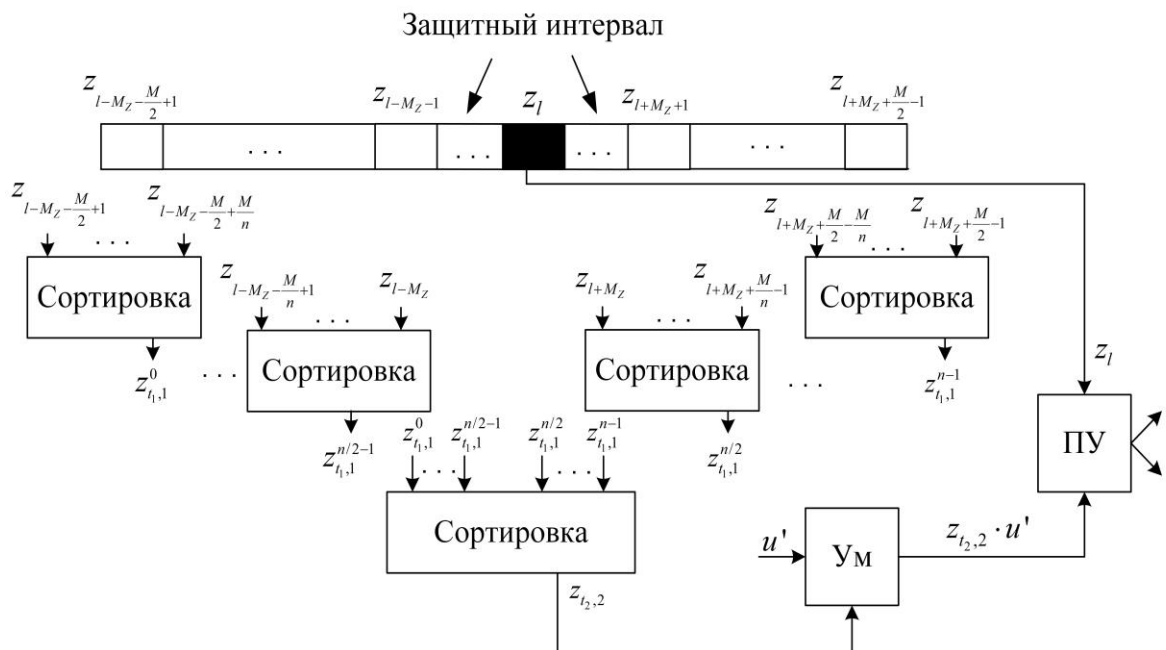


Рисунок 1.3 – Структурная схема алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39]

На рисунке 1.3 введены следующие обозначения: t_1 и t_2 – номера порядковых статистик «подокон», используемых на первом и втором этапах сортировки; M_Z – величина защитного интервала. При обнаружении когерентной пачки импульсов со случайной амплитудой и начальной фазой [1]: $u' = \ln(F^{-1})$.

Обнаружение объекта в l -м канале по скорости в соответствии с адаптивным байесовским подходом происходит в соответствии с выражением [40]:

$$z_l = |\mathbf{y}^T \mathbf{s}_l^*|^2 > u' \cdot \hat{\sigma}_{u'}^2, \quad (1.5)$$

где $\mathbf{y}$ – принятый сигнал; $\mathbf{s}_l$ – опорный вектор, соответствующий настройке l -го канала по скорости: $\mathbf{s}_l = \left\{ \exp\left(-ij \frac{2\pi}{N} l\right) \right\}_{j=0}^{N-1}$; N – число импульсов в пачке; T – символ транспонирования; $*$ – символ комплексного сопряжения; z_l – достаточная статистика в l -м канале; $\hat{\sigma}_{u'}^2$ – оценка дисперсии. Для оценки дисперсии формируется в «скользящем окне» массив отсчётов $\mathbf{Z}$:

$$\mathbf{Z} = \left[\left\{ z_{l - (\frac{M}{2} + M_Z + i)} \right\}_{i=0 \dots \frac{M}{2} - 1}; \left\{ z_{l + M_Z + i} \right\}_{i=0 \dots \frac{M}{2} - 1} \right]. \quad (1.6)$$

Размер массива $\mathbf{Z}$ составляет M , что соответствует одномерному «скользящему окну». Такое «окно» может формироваться, например, в режиме работы бортовой РЛС с высокой частотой повторения импульсов [41].

На рисунке 1.3 отсчёты $z_{t_1,1}^0 \dots z_{t_1,1}^{n-1}$ соответствуют t_1 -й порядковой статистике после первого этапа сортировки; отсчёт $z_{t_2,2}$ соответствует t_2 -й порядковой статистике второго этапа сортировки. Статистика $z_{t_2,2}$ представляет собой оценку дисперсии $\hat{\sigma}_{u'}^2$.

При обнаружении когерентной пачки импульсов со случайной амплитудой и начальной фазой распределение статистики z_l подчиняется экспоненциальному закону [42]. Исходя из предположения, что параметры распределения шума в

пределах «скользящего окна» остаются неизменными, можно заключить, что каждый элемент массива $\mathbf{Z}$ также имеет экспоненциальное распределение. По этой причине при дальнейшем выводе опустим индекс l статистик z_l , $l=0...M-1$.

Функция распределения вероятностей $P_z(x)$ и плотность распределения вероятностей $p_z(x)$ статистики z определяются [43]:

$$P_z(x) = 1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right), \quad (1.7)$$

$$p_z(x) = \frac{1}{\sigma_u^2} \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right), \quad (1.8)$$

где σ_u^2 – дисперсия шума.

Плотность распределения вероятностей $p_{z_{t_1,1}^i}(x)$ t_1 -й порядковой статистики в каждом i -м ($i=0..n-1$) «подокне» первого этапа сортировки определяется по выражению [44, 45]:

$$p_{z_{t_1,1}^i}(x) = \frac{M}{n} \binom{\frac{M}{n}-1}{t_1-1} (P_z(x))^{t_1-1} (1-P_z(x))^{\frac{M}{n}-t_1} p_z(x). \quad (1.9)$$

После подстановки (1.7), (1.8) в (1.9) плотность распределения вероятностей $p_{z_{t_1,1}^i}(x)$ имеет вид:

$$p_{z_{t_1,1}^i}(x) = \frac{t_1}{\sigma_u^2} \binom{M/n}{t_1} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^{t_1-1} \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-t_1+1}. \quad (1.10)$$

Функция распределения вероятностей $P_{z_{t_1,1}^i}(x)$ t_1 -й порядковой статистики определяется согласно [44, 45]:

$$P_{z_{t_1,1}^i}(x) = \sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} (P_z(x))^j (1-P_z(x))^{\frac{M}{n}-j}. \quad (1.11)$$

После подстановки выражений (1.7), (1.8) в (1.11) плотность распределения вероятностей $P_{z_{t_1,1}^i}(x)$ t_1 -й порядковой статистики имеет вид:

$$P_{z_{t_1,1}^i}(x) = \sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^j \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-j}. \quad (1.12)$$

Плотность распределения вероятностей $p_{z_{t_2,2}}(x)$ t_2 -й порядковой статистики после второго этапа сортировки имеет вид:

$$p_{z_{t_2,2}}(x) = n \binom{n-1}{t_2-1} \left(P_{z_{t_1,1}^i}(x)\right)^{t_2-1} \left(1 - P_{z_{t_1,1}^i}(x)\right)^{n-t_2} p_{z_{t_1,1}^i}(x). \quad (1.13)$$

После подстановки выражений (1.10), (1.12) в (1.13) плотность распределения вероятностей $p_{z_{t_2,2}}(x)$ порядковой статистики после второго этапа сортировки имеет вид [39]:

$$\begin{aligned} p_{z_{t_2,2}}(x) = & n \binom{n-1}{t_2-1} \left(\sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^j \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{t_2-1} \times \\ & \times \left(1 - \sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^j \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-t_2} \times \\ & \times \frac{t_1}{\sigma_u^2} \binom{M/n}{t_1} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^{t_1-1} \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-t_1+1}. \end{aligned} \quad (1.14)$$

Рассмотрим модифицированный алгоритм «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n элементов. Структурная схема данного алгоритма представлена на рисунке 1.4.

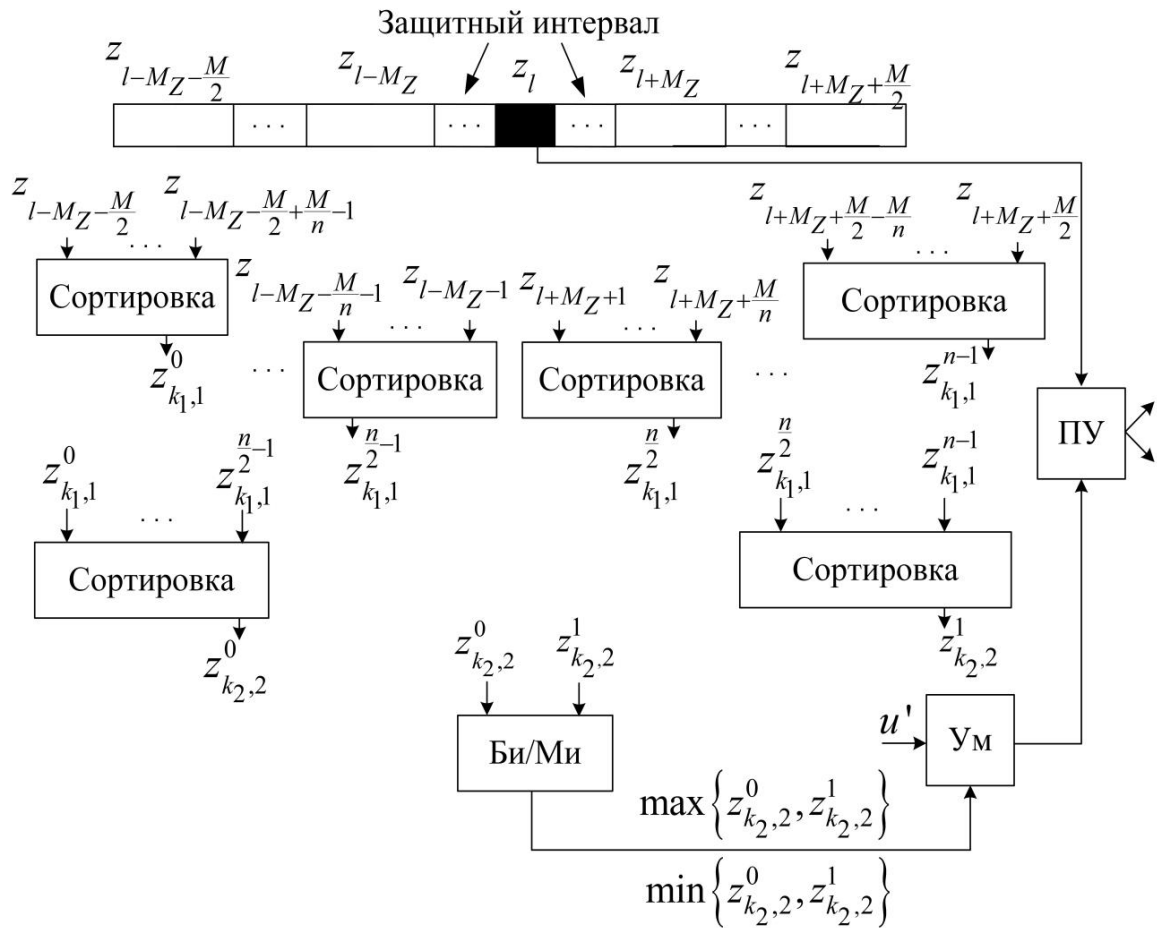


Рисунок 1.4 – Модифицированный алгоритм «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n [46]

На рисунке 1.4 введены следующие обозначения: k_1 и k_2 – номера порядковых статистик «подокон», используемых на первом и втором этапе сортировки. Отсчёты $z_{k1,1}^0, \dots, z_{k1,1}^{n-1}$ соответствуют k_1 -й порядковой статистике после первого этапа сортировки и отсчёты $z_{k2,2}^0, z_{k2,2}^1$ соответствуют k_2 -й порядковой статистике после второго этапа сортировки. Оценка дисперсии шума $\hat{\sigma}_{u^2}$ определяется на основе выбора «большого значения» или «меньшего значения» из двух элементов $z_{k2,2}^0$ и $z_{k2,2}^1$.

Функция распределения вероятностей $P_{z_{k1,1}^i}(x)$ и плотность распределения вероятностей $p_{z_{k1,1}^i}(x)$ k_1 -й порядковой статистики в каждом i -м ($i=0..n-1$) «подокне» первого этапа сортировки определяются следующими выражениям [44, 45]:

$$p_{z_{k_1,1}^i}(x) = \frac{M}{n} \binom{\frac{M}{n}-1}{k_1-1} (P_z(x))^{k_1-1} (1-P_z(x))^{\frac{M}{n}-k_1} p_z(x). \quad (1.15)$$

Подставляя выражения (1.7), (1.8) в (1.15) плотность распределения вероятностей $p_{z_{k_1,1}^i}(x)$ имеет вид:

$$p_{z_{k_1,1}^i}(x) = \frac{k_1}{\sigma_{uu}^2} \binom{M/n}{k_1} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-k_1+1}. \quad (1.16)$$

$$P_{z_{k_1,1}^i}(x) = \sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} (P_z(x))^j (1-P_z(x))^{\frac{M}{n}-j}. \quad (1.17)$$

Функция распределения вероятностей $P_{z_{k_1,1}^i}(x)$ имеет вид:

$$P_{z_{k_1,1}^i}(x) = \sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right)^j \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right)^{\frac{M}{n}-j}. \quad (1.18)$$

Плотность распределения вероятностей k_2 -й порядковой статистики после второго этапа сортировки $p_{z_{k_2,2}^i}(x)$ определяется по выражению [44, 45]:

$$p_{z_{k_2,2}^i}(x) = 0,5n \binom{0,5n-1}{k_2-1} \left(P_{z_{k_1,1}^i}(x)\right)^{k_2-1} \left(1-P_{z_{k_1,1}^i}(x)\right)^{0,5n-k_2} p_{z_{k_1,1}^i}(x). \quad (1.19)$$

Функция распределения вероятностей k_2 -й порядковой статистики после второго этапа сортировки $P_{z_{k_2,2}^i}(x)$ определяется по выражению [44, 45]:

$$P_{z_{k_2,2}^i}(x) = \sum_{j=k_2}^{0,5n} \binom{0,5n}{j} \left(P_{z_{k_1,1}^i}(x)\right)^j \left(1-P_{z_{k_1,1}^i}(x)\right)^{0,5n-j}. \quad (1.20)$$

Для определения выражения вероятности ошибки первого рода необходимо знать плотность распределения вероятности, используемую для оценки дисперсии при выборе «большого значения» $p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Bu}(x)$ или при выборе «меньшего значения»

$p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Mu}(x)$ [44, 45]. Выражения $p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Bu}(x)$ и $p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Mu}(x)$ определяются с учётом (1.21),

(1.22) согласно [46]:

$$p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Bu}(x) = n \binom{0,5n-1}{k_2-1} p_{z_{k_1,1}^i}(x) \sum_{j=k_2}^{0,5n} \binom{0,5n}{j} \left(P_{z_{k_1,1}^i}(x) \right)^{k_2+j-1} \left(1 - P_{z_{k_1,1}^i}(x) \right)^{n-k_2-j}. \quad (1.21)$$

$$p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Mu}(x) = n \binom{0,5n-1}{k_2-1} p_{z_{k_1,1}^i}(x) \left\{ \left(P_{z_{k_1,1}^i}(x) \right)^{k_2-1} \left(1 - P_{z_{k_1,1}^i}(x) \right)^{0,5n-k_2} - \right. \\ \left. - \sum_{j=k_2}^{0,5n} \binom{0,5n}{j} \left(P_{z_{k_1,1}^i}(x) \right)^{k_2+j-1} \left(1 - P_{z_{k_1,1}^i}(x) \right)^{n-k_2-j} \right\}. \quad (1.22)$$

1.3. Вычисление порога обнаружения алгоритма ПС-ПУЛТ при сегментации входной выборки

Для алгоритма расчёта параметров алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] порог обнаружения u определяется на основе выражения для вероятности ошибки первого рода F [42, 47, 48]:

$$F(t_1, t_2) = \int_0^\infty \left(\int_u^\infty p_{z_{t_1,1}^i}(x) dx \right) p_{z_{t_2,2}}(y) dy. \quad (1.23)$$

Производя замену переменных $u = u' \cdot y$ и подставляя в (1.23) выражения (1.9)-(1.14), выражение для вероятности ошибки первого рода $F(t_1, t_2)$ имеет вид [39]:

$$F(t_1, t_2) = \frac{n \cdot t_1}{\sigma_u^2} \cdot \binom{n-1}{t_2-1} \cdot \binom{M/n}{t_1} \cdot \int_0^\infty \left\{ \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n} - t_1 + 1 + u'} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{t_1-1} \times \right. \\ \times \left(\sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{t_2-1} \times \\ \left. \times \left(1 - \sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-t_2} \right\} dy. \quad (1.24)$$

Применяя бином Ньютона для разложения выражения (1.24), подынтегральную функцию можно представить как сумму слагаемых, которые имеют вид

$$C_{t_1, t_2, M, n} \cdot \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right)\right)^{p_{t_1, t_2, M, n}} \cdot \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right)\right)^{q_{t_1, t_2, M, n, u'}},$$

где $C_{t_1, t_2, M, n}$, $p_{t_1, t_2, M, n}$, $q_{t_1, t_2, M, n, u'}$ – константы, зависящие от комбинации значений t_1, t_2, M, n, u' .

После этого, выражение (1.24) можно переписать в виде

$$\frac{1}{\sigma_u^2} \cdot C_{t_1, t_2, M, n} \cdot \sum_{k=1}^{S_{t_1, t_2, M, n}} \left\{ \int_0^\infty \left[\left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right)\right)^{p_{t_1, t_2, M, n}} \cdot \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right)\right)^{q_{t_1, t_2, M, n, u'}} \right] dy \right\},$$

где $S_{t_1, t_2, M, n}$, $C_{t_1, t_2, M, n}$ – константы, зависящие от комбинации значений t_1, t_2, M, n .

Далее, используя формулу табличного интеграла [49, формула 3.312(1)], выражение (1.24) можно представить в виде:

$$\frac{1}{\sigma_u^2} \cdot C_{t_1, t_2, M, n} \cdot \sum_{k=1}^{S_{t_1, t_2, M, n}} \left\{ \sigma_u^2 \cdot B\left(\sigma_u^2 \cdot \frac{q_{t_1, t_2, M, n, u'}}{\sigma_u^2}, p_{t_1, t_2, M, n} + 1\right) \right\},$$

где $B(\bullet, \bullet)$ – Бета-функция.

После ряда преобразований, дисперсию шума σ_u^2 можно сократить. Следовательно, выражение (1.24) не зависит от дисперсии шума.

Применение математического аппарата численного интегрирования [50] при вычислении интеграла в (1.24) вероятность ошибки первого рода $F(t_1, t_2)$ может быть представлена [39]:

$$\begin{aligned}
F(t_1, t_2) \approx & \frac{n \cdot t_1}{\sigma_u^2} \binom{n-1}{t_2-1} \binom{M/n}{t_1} \frac{z_2 - z_1}{m} \times \left\{ \frac{f\left(\frac{z_1}{1-z_1}\right) \frac{1}{(1-z_1)^2}}{2} + \right. \\
& \left. + \sum_{i=1}^{m-1} f\left(\frac{z_1 + \frac{i(z_2 - z_1)}{m}}{1 - \left(z_1 + \frac{i(z_2 - z_1)}{m}\right)}\right) \frac{1}{\left(1 - \left(z_1 + \frac{i(z_2 - z_1)}{m}\right)\right)^2} + \frac{f\left(\frac{z_2}{1-z_2}\right) \frac{1}{(1-z_2)^2}}{2} \right\},
\end{aligned} \tag{1.25}$$

где $m=10^4$ – число равных отрезков; $z_1=0$ и $z_2 \approx 1$ – константы; функция $f(x)$ определяется следующим образом:

$$\begin{aligned}
f(x) = & \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n} - t_1 + 1 + u'} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right) \right)^{t_1 - 1} \times \\
& \times \left(\sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n} - j} \right)^{t_2 - 1} \times \\
& \times \left(1 - \sum_{j=t_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-x}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n} - j} \right)^{n - t_2}.
\end{aligned} \tag{1.26}$$

Значения t_1 и t_2 определяются при выполнении равенства $F(t_1, t_2) = F_{\text{зад}}$ (где $F_{\text{зад}}$ – заданная вероятность ошибки первого рода) с заданными значениям M и n [39, 51]. В случае если равенство $F(t_1, t_2) = F_{\text{зад}}$ не выполняется, необходимо скорректировать значения параметров M , n , t_1 , t_2 .

Обнаружение сигнала в l -м канале обнаружения для алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] осуществляется в соответствии с выражением:

$$z_l > z_{t_2, 2} \cdot u'. \tag{1.27}$$

В качестве примера, при значениях параметров $M=16$, $n=4$, $t_1=4$ и $t_2=3$ выражения для плотности распределения вероятностей $p_{z_{t_1,1}^i}(x)$ и функции распределения вероятностей $P_{z_{t_1,1}^i}(x)$ имеют вид (1.28) и (1.29), соответственно.

$$p_{z_{t_1,1}^i}(x) = \frac{4}{\sigma_{uu}^2} \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right) \cdot \left[1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right]^3. \quad (1.28)$$

$$P_{z_{t_1,1}^i}(x) = \left[1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right]^4. \quad (1.29)$$

Выражение (1.19) для плотности распределения вероятностей t_2 -й порядковой статистики после второго этапа сортировки $p_{z_{t_2,2}^i}(x)$ можно переписать следующим образом:

$$\begin{aligned} p_{z_{t_2,2}^i}(x) = & \frac{48}{\sigma_{uu}^2} \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right) \cdot \left[1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right]^{11} - \\ & - \frac{48}{\sigma_{uu}^2} \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right) \cdot \left[1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right]^{15}. \end{aligned} \quad (1.30)$$

Вероятность ошибки первого рода F имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} F = & \frac{48}{\sigma_{uu}^2} \int_0^\infty \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)^{u'+1} \left[1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right]^{11} dx - \\ & - \frac{48}{\sigma_{uu}^2} \int_0^\infty \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)^{u'+1} \left[1 - \exp\left(\frac{-x}{\sigma_{uu}^2}\right)\right]^{15} dx. \end{aligned} \quad (1.31)$$

Применяя формулу табличного интеграла [49, формула 3.312(1)] и выполнив соответствующие вычисления, выражение (1.31) можно переписать в следующем виде:

$$F = 48 \cdot \left\{ \frac{\Gamma(u'+1) \cdot \Gamma(12)}{\Gamma(u'+13)} - \frac{\Gamma(u'+1) \cdot \Gamma(16)}{\Gamma(u'+17)} \right\}, \quad (1.32)$$

где $\Gamma(\bullet)$ – гамма функция.

Для предлагаемого в диссертации модифицированного алгоритма «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n [46], выражение для вероятности ошибки первого рода в случае выбора «большого значения» $F^{Bu}(k_1, k_2)$ имеет следующий вид [47]:

$$F^{Bu}(k_1, k_2) = \int_0^\infty \left(\int_u^\infty p_y(x) dx \right) p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Bu}(y) dy. \quad (1.33)$$

Выражение для вероятности ошибки первого рода в случае выбора «меньшего значения» $F^{Mu}(k_1, k_2)$ имеет вид [47]:

$$F^{Mu}(k_1, k_2) = \int_0^\infty \left(\int_u^\infty p_y(x) dx \right) p_{\hat{\sigma}_{uu}^2}^{Mu}(y) dy. \quad (1.34)$$

Производя замену переменной $u = u' \cdot y$ и подставляя в (1.33), (1.34) выражения (1.15)-(1.22), вероятности ошибки первого рода $F^{Bu}(k_1, k_2)$ и $F^{Mu}(k_1, k_2)$ определяются по следующими выражениями [46]:

$$\begin{aligned} F^{Bu}(k_1, k_2) = & n \binom{0,5n-1}{k_2-1} \frac{k_1}{\sigma_{uu}^2} \binom{M/n}{k_1} \left\{ \int_0^\infty \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-k_1+1+u'} \times \right. \\ & \times \sum_{j=k_2}^{0,5n} \left(\binom{0,5n}{j} \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2+j-1} \times \right. \\ & \left. \left. \times \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_{uu}^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-k_2-j} dy \right\}. \end{aligned} \quad (1.35)$$

$$\begin{aligned}
F^{Mu}(k_1, k_2) = & n \binom{0,5n-1}{k_2-1} \frac{k_1}{\sigma_u^2} \binom{M/n}{k_1} \left\{ \int_0^\infty \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{k_1-1} \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-k_1+u'+1} \times \right. \\
& \times \left. \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2-1} \times \right. \\
& \times \left. \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{0,5n-k_2} - \right. \\
& - \sum_{j=k_2}^{0,5n} \binom{0,5n}{j} \left(\sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{k_2+j-1} \times \\
& \times \left. \left(1 - \sum_{j=k_1}^{M/n} \binom{M/n}{j} \left(1 - \exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^j \left(\exp\left(\frac{-y}{\sigma_u^2}\right) \right)^{\frac{M}{n}-j} \right)^{n-k_2-j} \right) dy \Bigg\}. \tag{1.36}
\end{aligned}$$

Применяя бином Ньютона и формулу табличного интеграла [49, формула 3.312(1)] и выполняя преобразования аналогичные тем, что использованы при вычислении выражения (1.24), можно сделать вывод, что вероятности ошибки первого рода $F^{Bu}(k_1, k_2)$ и $F^{Mu}(k_1, k_2)$ не зависят от дисперсии шума.

Обнаружение объекта в l -м канале обнаружения для предлагаемого в диссертации алгоритма [46] осуществляется согласно:

$$z_l > \max \left\{ z_{k_2,2}^0, z_{k_2,2}^1 \right\} \cdot u', \tag{1.37}$$

$$z_l > \min \left\{ z_{k_2,2}^0, z_{k_2,2}^1 \right\} \cdot u'. \tag{1.38}$$

Рассмотрим результаты моделирования предлагаемых в диссертации алгоритмов [39, 46] при следующих параметрах:

- отражённый от объекта сигнал представляет собой пачку импульсов со случайной амплитудой и фазой, число импульсов $N=256, 512$;
- «скользящее окно» одномерное $M=64, 128, 256$;

- заданная вероятность ошибки первого рода $F_{\text{зад}} = 10^{-3}, 10^{-5}$;
- число «подокон» $n=4, 8, 16$;
- флуктуации амплитуды отражённого от объектов сигнала соответствуют модели Сверлинга 1.

Параметры t_1, t_2, k_1 и k_2 выбираются из выражений: $F(t_1, t_2) = F_{\text{зад}}$ и $F(k_1, k_2) = F_{\text{зад}}$. В таблице 1.3 и 1.4 показаны выбранные параметры t_1, t_2, k_1 и k_2 при различных значениях M и n [39, 46].

Таблица 1.3 – Выбранные параметры t_1 и t_2 [39]

Объем выборки	Число «подокон»	Номер порядковых статистик	
		t_1	t_2
$M=64$	$n=4$	12	2
	$n=8$	6	4
	$n=16$	4	4

Таблица 1.4 – Выбранные параметры k_1 и k_2 [46]

Объем выборки	Число «подокон»	Выбор «большого значения»		Выбор «меньшего значения»	
		k_1	k_2	k_1	k_2
$M=64$	$n=8$	6	2	6	3
	$n=16$	3	5	3	6
$M=128$	$n=8$	11	2	11	3
	$n=16$	5	6	6	5
$M=256$	$n=8$	21	2	23	2
	$n=16$	12	2	10	7

Характеристики обнаружения алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n [39] показаны на рисунках 1.5-1.7.

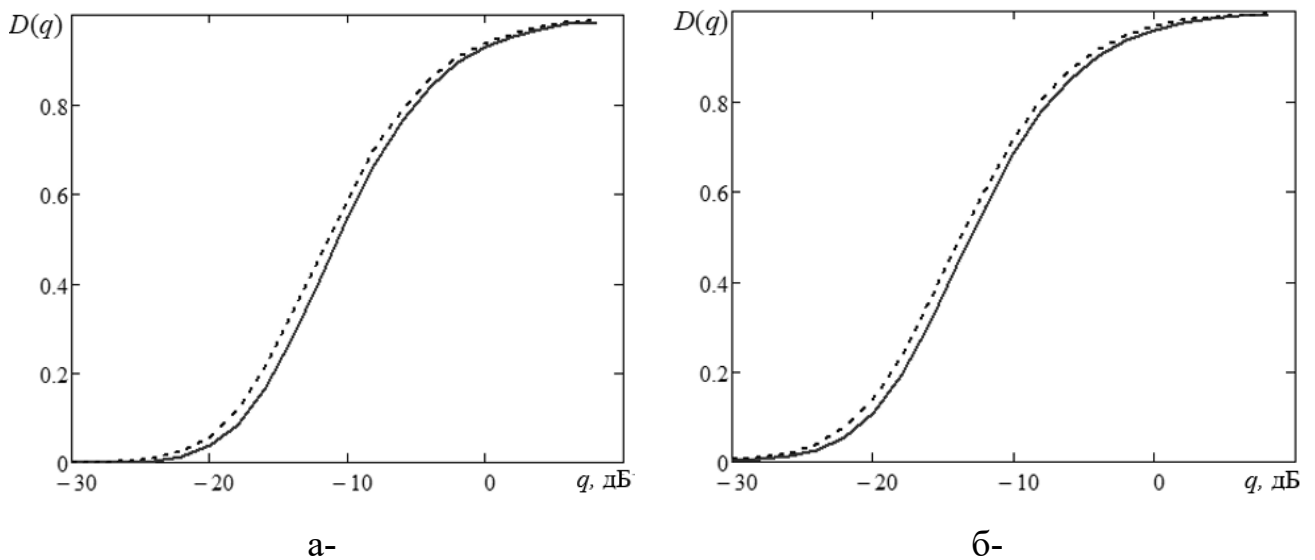


Рисунок 1.5 – Характеристики обнаружения алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» при

$$n=4, t_1=12, t_2=2 \text{ [39]:}$$

$$\text{а} - F_{\text{зад}} = 10^{-3}; \text{б} - F_{\text{зад}} = 10^{-5}$$

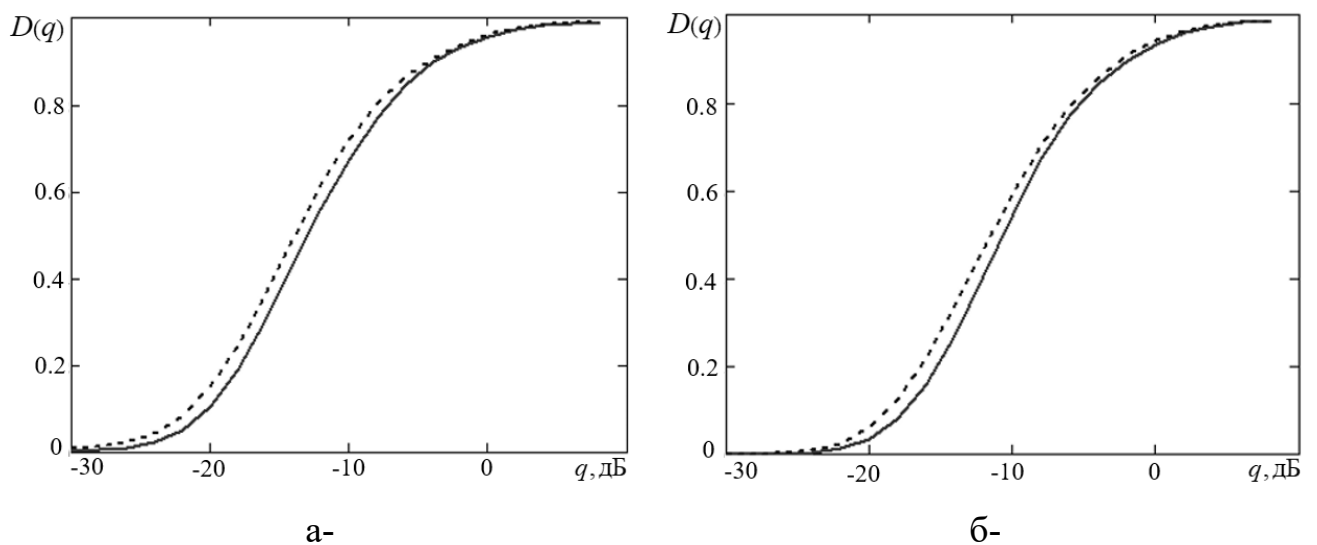


Рисунок 1.6 – Характеристики обнаружения алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] при

$$n=8, t_1=6, t_2=4:$$

$$\text{а} - F_{\text{зад}} = 10^{-3}; \text{б} - F_{\text{зад}} = 10^{-5}$$

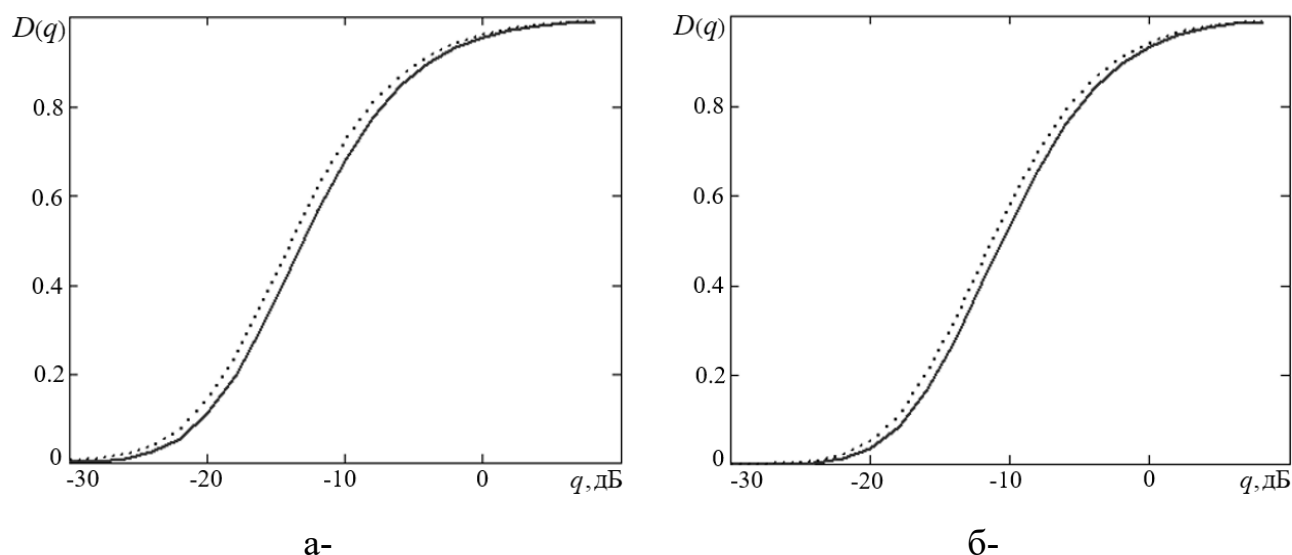


Рисунок 1.7 – Характеристики обнаружения алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] при $n=16, t_1=4, t_2=4$:

$$a - F_{\text{зад}} = 10^{-3}; \quad б - F_{\text{зад}} = 10^{-5}$$

На рисунках 1.5-1.7 сплошная линия соответствует характеристикам обнаружения алгоритма расчёта параметров алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39]; пунктирная – известному алгоритму ПС-ПУЛТ [16]. Анализ зависимостей показывает, что при значении вероятности правильного обнаружения $D=0,9$ наблюдается разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым алгоритмом ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] и известным алгоритмом ПС-ПУЛТ. Величина разности порогового отношения сигнал-шум показана в таблице 1.5.

Таблица 1.5 – Величина разности порогового отношения сигнал-шум при заданных различных параметрах n, t_1, t_2 [39]

n	t_1	t_2	$F_{\text{зад}}$		
			10^{-3}	10^{-4}	10^{-5}
4	12	2	0,6	0,6	0,7
8	4	8	0,6	0,5	0,5
8	6	4	0,9	0,8	0,9
16	4	4	0,6	0,6	0,6

Анализ данных таблицы 1.5 показывает, что для алгоритма ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] величина разности порогового отношения сигнал-шум по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ не превосходит 0,6 дБ в двух случаях: $n=8, t_1=4, t_2=8$; $n=16, t_1=4, t_2=4$. Не превосходит 0,7 дБ в случае $n=4, t_1=12, t_2=2$ и не превосходит 0,9 дБ в случае выбора $n=8, t_1=6, t_2=4$.

Однако при этом предлагаемый алгоритм ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] обеспечивает выигрыш в числе вычислительных операций по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ от 2 до 8 раз, как указано в таблицах 1.1 и 1.2.

Характеристики обнаружения модифицированного алгоритма «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n [46] при различных значениях $n=8, 16$ и $M=64$ показаны на рисунках 1.8, 1.9:

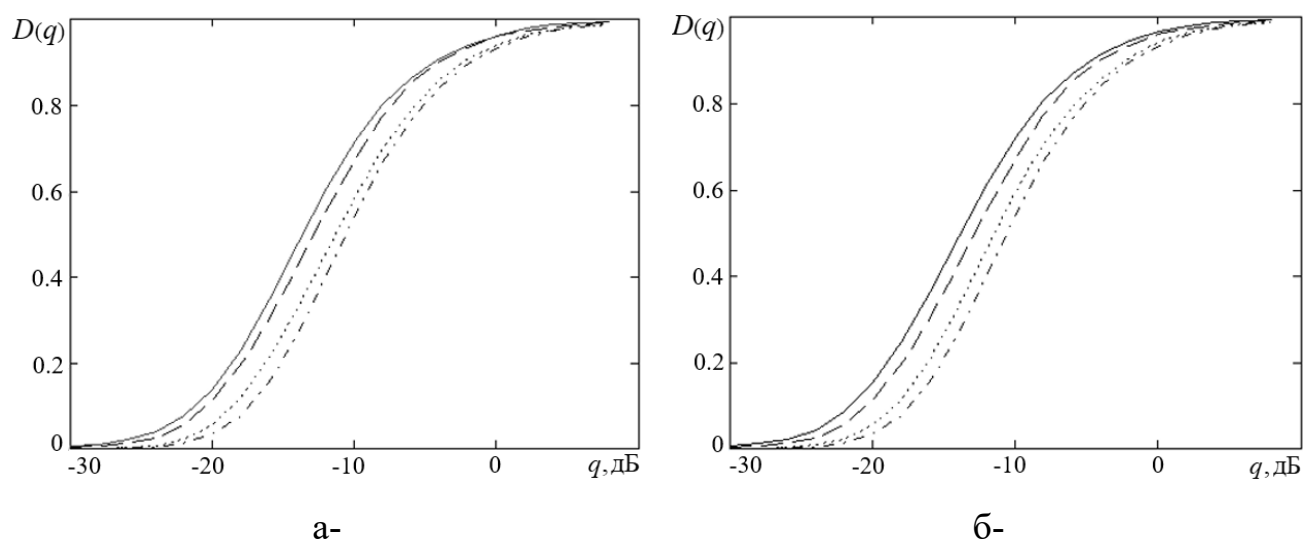


Рисунок 1.8 – Характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма [46] при $M=64, n=8$:

а – выбор «большого значения»; б – выбор «меньшего значения»

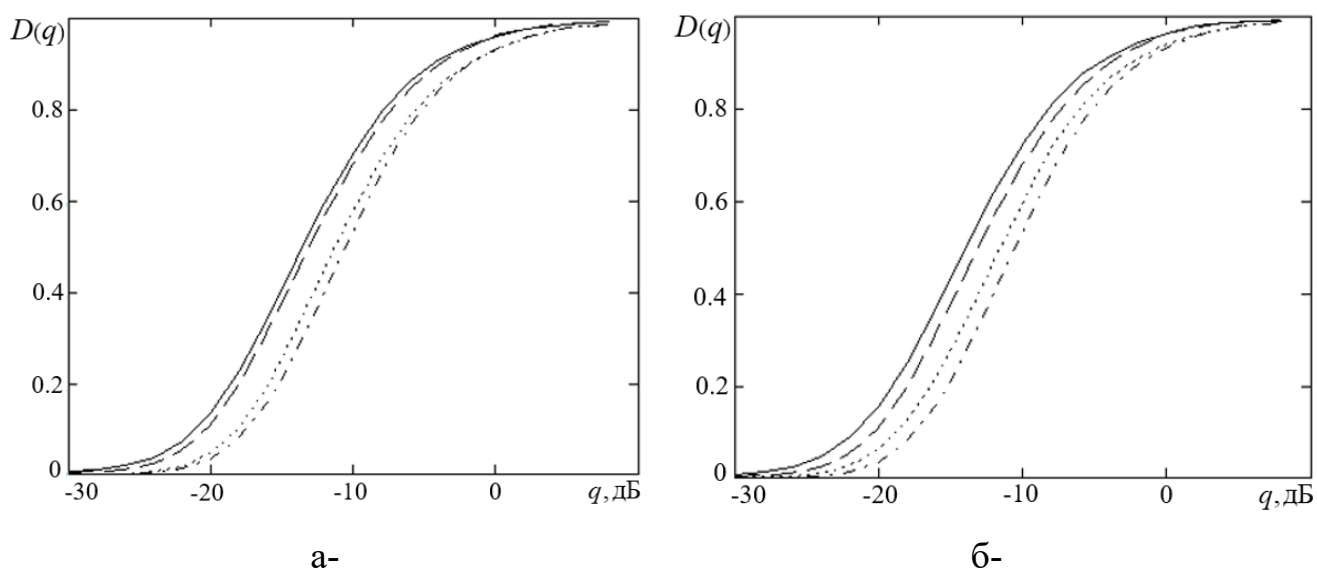


Рисунок 1.9 – Характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма [46] при $M=64$, $n=16$:

а – выбор «большого значения»; б – выбор «меньшего значения»

На рисунках 1.8 и 1.9 сплошной линией представлены характеристики обнаружения известного алгоритма ПС-ПУЛТ при значении $F_{\text{зад}} = 10^{-3}$; прерывистой линией – характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма [46] при значении $F_{\text{зад}} = 10^{-3}$; пунктирной линией – характеристики обнаружения известного алгоритма ПС-ПУЛТ при значении $F_{\text{зад}} = 10^{-5}$; штрихпунктирной тонкой линией – характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма [46] при значении $F_{\text{зад}} = 10^{-5}$.

Анализ зависимостей на рисунках 1.8 и 1.9 показывает, что при вероятности правильного обнаружения $D=0,9$ наблюдается разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым модифицированным алгоритмом «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» и известным алгоритмом ПС-ПУЛТ без сегментирования «скользящего окна». Величина соответствующих разностей представлена в таблице 1.6.

Таблица 1.6 – Величина разности порогового отношения сигнал-шум для других параметров M , n [46]

Выбор	Объем выборки	Число «подокон»	Заданная вероятность ошибки первого рода		
			$F_{\text{зад}} = 10^{-3}$	$F_{\text{зад}} = 10^{-4}$	$F_{\text{зад}} = 10^{-5}$
«большого значения»	$M=64$	$n=8$	0,3	0,3	0,4
		$n=16$	0,4	0,5	0,5
	$M=128$	$n=8$	0,6	0,6	0,8
		$n=16$	0,6	0,8	0,9
	$M=256$	$n=8$	0,8	0,9	0,9
		$n=16$	0,8	0,9	1,0
«меньшего значения»	$M=64$	$n=8$	0,4	0,4	0,4
		$n=16$	0,5	0,6	0,6
	$M=128$	$n=8$	0,6	0,7	0,9
		$n=16$	0,7	0,8	1,0
	$M=256$	$n=8$	0,8	1,0	1,0
		$n=16$	0,8	0,9	1,0

Анализ данных таблицы 1.6 показывает, что при вероятности правильного обнаружения $D=0,9$ разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым алгоритмом и известным алгоритмом ПС-ПУЛТ без сегментации «скользящего окна» составляет от 0,3 до 1,0 дБ. Однако при этом предлагаемый в диссертации алгоритм [46] обеспечивает выигрыш в числе вычислительных операций по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ. Выигрыш составляет от 6 до 22 раз при объеме выборки $M=64$ и числе подокон $n=8$, $n=16$ для среднего времени выполнения как указано в таблицах 1.1 и 1.2.

1.4. Выводы по первой главе

Таким образом, в первой главе получены следующие основные результаты:

1. Исследованы алгоритмы снижения вычислительной сложности известного алгоритма ПС-ПУЛТ путём сегментации «скользящего окна» на

«подокон» меньшего размера. Установлено, что при такой сегментации выбор порядкового номера отсчёта оказывает влияние на вероятность ошибки первого рода.

2. Получены:

- аналитические выражения для плотности распределения вероятностей отсчётов на входе порогового устройства, применяемого в алгоритме ПС-ПУЛТ (1.21) и (1.22);

- аналитические выражения для вероятности ошибки первого рода F , соответствующие алгоритму ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] (1.24) и (1.25);

- аналитические выражения для вероятности ошибки первого рода F , соответствующие предлагаемому в диссертации модифицированному алгоритму «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n [46] (1.35) и (1.36);

3. Результаты моделирования показывают, что разность порогового отношения сигнал-шум в предлагаемом алгоритме ПС-ПУЛТ с сегментацией «скользящего окна» размером M на n «подокон» [39] и известным алгоритмом ПС-ПУЛТ составляет от 0,5 дБ до 0,9 дБ. Для предлагаемого в диссертации модифицированного алгоритма «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n [46] разность порогового отношения сигнал-шум составляет от 0,3 дБ до 1,0 дБ.

Тем не менее, применение сегментации «скользящего окна» на «подокон» позволяет обеспечить выигрыш в числе вычислительных операций от 6 до 22 раз по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ.

ГЛАВА 2. СИНТЕЗ И АНАЛИЗ АЛГОРИТМА, ОБЕСПЕЧИВАЮЩЕГО СТАБИЛИЗАЦИЮ ОШИБКИ ПЕРВОГО РОДА НА ФОНЕ НЕСТАЦИОНАРНОГО ШУМА

2.1. Введение

В настоящее время в литературе описаны различные варианты алгоритмов обнаружения, обеспечивающих СОПР. Как правило, рассматривают:

- обнаружение сигнала, принятого от одиночного объекта на фоне стационарного шума в пределах «скользящего окна» [21];
- обнаружение сигнала, принятого от одиночного объекта на фоне стационарного шума, и наличия принятого от второго объекта сигнала в пределах «скользящего окна» [52];
- обнаружение сигнала, принятого от одиночного объекта на фоне шума, дисперсия которого в пределах «скользящего окна» меняется скачком [53];
- обнаружение сигнала принятого от одиночного объекта на фоне шума, дисперсия которого в пределах «скользящего окна» меняется скачком [54]. Кроме того, в пределах «скользящего окна» присутствует принятый сигнал от второго объекта [34];
- формирование «карты помех» [55] по результатам накопления отраженных сигналов с нескольких обзоров.
- использование искусственных нейронных сетей для обнаружения сигналов с СОПР в РЛС обзора [56].

В первой главе диссертации рассмотрена эффективность известных алгоритмов СОПР, таких как УС-ПУЛТ, ПС-ПУЛТ и их вариаций на фоне стационарного шума в пределах «скользящего окна». Однако при обнаружении объекта на фоне шума, среднее значение которого меняется в пределах «скользящего окна», эффективность этих алгоритмов уменьшается [57, 58].

Для обнаружения объекта на фоне нестационарного шума в пределах «скользящего окна» в работе [59] был предложен алгоритм на основе переменного индекса. Эффективность алгоритма оценивается с помощью ФПВ

статистики среднего отношения, что позволяет точно определить пороговое значение для обнаружения.

В работах [60, 61] предложены алгоритмы с адаптивным порогом, рассчитанные на работу при низком отношении сигнал-шум и различных законах распределения шума.

В работах [62, 63] рассмотрены алгоритмы для обнаружения сигналов в многоканальном режиме в условиях неопределённости параметров шума и помех.

В работе [64] предложен алгоритм, основанный на использовании порядковых статистик, а также вычислении медианы и среднего значения шума.

В работе [65] предложен алгоритм, предназначенный для работы в условиях нестационарного шума с неопределёнными параметрами.

Алгоритм для обнаружения сигналов с неизвестной амплитудой и формой на фоне шума с неизвестной дисперсией рассмотрен в работе [66].

В работе [67] исследована эффективность комбинации известных алгоритмов на четырёх типах отражённых сигналов: одиночных, множественных, близких целей и на границе помехи.

В работе [68] предложен алгоритм на основе байесовского метода прогнозирования в сочетании с априорной вероятностью Джеффриса для построения апостериорного распределения и моделирования неизвестных статистических параметров шума. Однако реализация данного подхода требует априорных знаний некоторых параметров, таких как параметр Парето, которые не всегда доступны на практике.

В работе [69] предложен алгоритм, который адаптивно изменяет порог для регулирования вероятности ошибки первого рода и вероятности правильного обнаружения на фоне нестационарного шума. Основным недостатком данного алгоритма являются значительные вычислительные затраты.

В работе [70] рассмотрен алгоритм, суть которого заключается в выборе эталонных выборок на основе амплитуды тестируемой ячейки. Алгоритм обладает способностью адаптироваться к присутствию нескольких объектов и к изменению мощности шума в пределах «скользящего окна».

В работе [71] предложен алгоритм, использующий информацию о положении оцениваемых ячеек и статистику выборки в тестируемой ячейке для обеспечения СОПР в условиях наличия кромки помех и мешающих объектов.

В работе [72] предложен алгоритм, адаптированный к изменениям параметров шума и помех. Предлагаемый алгоритм повышает эффективность обнаружения на нестационарном фоне за счёт оценки положения кромки помехи и устранения выбросов. Следует отметить, что алгоритм рассматривается только в условиях наличия кромки помехи.

Алгоритм для обнаружения нескольких объектов на фоне кромки помехи рассматривается в работе [73]. Суть алгоритма заключается в устранении наибольшей выборки из «опережающих» и «запаздывающих» каналов для оценки параметров шума.

В работе [74] предложен алгоритм, при котором отчёты из «скользящего окна» исключаются в случае, если их дисперсия превышает заранее заданное значение. Для расчёта среднего значения шума используется среднее значение оставшихся выборок.

Алгоритм, предлагаемый в работе [75], использует проверку гипотезы на основе упорядочивания данных для устранения нежелательных выборок в «скользящем окне». Оставшиеся выборки объединяются для оценки параметров шума.

В работе [76] предлагается алгоритм с использованием двухмерной системы СОПР для обнаружения объекта на фоне неоднородных помех. ЗРВ и параметры помех и шума оцениваются для разбиения всего «скользящего окна» на несколько «подокон», для каждого из которых обнаружение объектов осуществляется с помощью двухмерной системы СОПР.

Анализ существующих алгоритмов СОПР показывает, что изменение среднего значения шума в пределах «скользящего окна» не учитывается, что может приводить к увеличению порога обнаружения и, как следствие, к потерям в пороговом отношении сигнал-шум.

Таким образом, в данной главе диссертации проведены синтез и анализ алгоритма СОПР для задачи обнаружения сигнала, отражённого от одиночного объекта, на фоне шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна».

2.2. Анализ потерь в пороговом отношении сигнал-шум и изменения вероятности ошибки первого рода для алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ при наличии нестационарности шума

Алгоритм УС-ПУЛТ обеспечивает минимальные потери в пороговом отношении сигнал-шум в условии стационарности шума. Алгоритм ПС-ПУЛТ обеспечивает СОПР при наличии нескольких объектов, а также в условиях работы на фоне шума, параметры которого меняются скачком в пределах «скользящего окна», как показано в главе 1. Однако эффективность данных алгоритмов в условиях нестационарного шума с изменяющимся средним значением шума не исследована.

В этом разделе исследуется влияние нестационарности шума на эффективность обнаружения алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ на фоне шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна».

На рисунке 2.1 представлен спектр отражённого радиотехнического сигнала в одном из каналов по скорости, полученный в результате обработки отражённых сигналов в РЛС с непрерывным излучением.

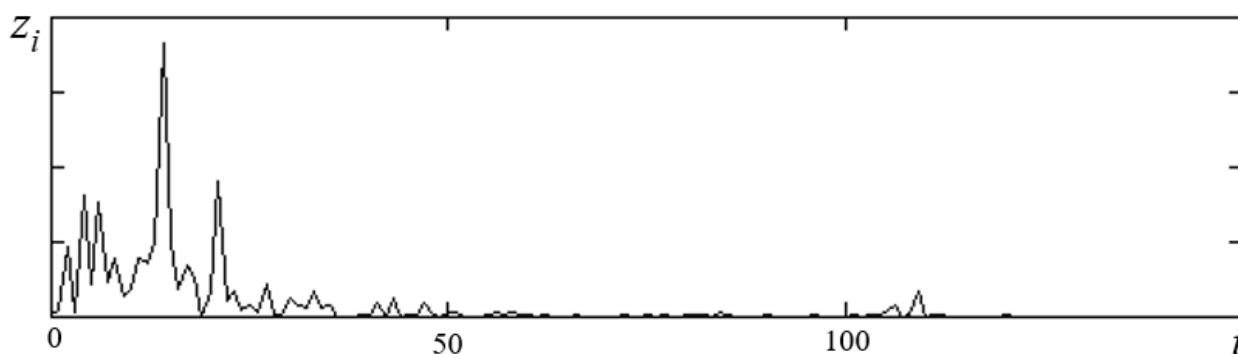


Рисунок 2.1 – Отраженный радиотехнический сигнал в каналах по дальности с нулевым доплеровским сдвигом [77]

На рисунке 2.1 введены следующие обозначения: z_i – спектральные отсчёты; $i = 0 \dots N - 1$. В случае применения импульсной РЛС подобный сигнал

будет характерен для каналов по дальности в канале по скорости с нулевым доплеровским сдвигом.

В случае импульсной РЛС отсчёты $\{z_i\}_{i=0}^{N-1}$ представляют собой квадраты модулей выходных отсчётов корреляционно-фильтровой схемы обработки отражённых радиотехнических сигналов, соответствующие одному каналу по скорости. В случае РЛС с непрерывным излучением отсчёты $\{z_i\}_{i=0}^{N-1}$ являются квадратами модулей выходных отсчётов двумерного дискретного преобразования Фурье и соответствуют каналам по дальности одного канала по скорости. В РЛС с непрерывным излучением в каждом периоде модуляции реализуется операция быстрого преобразования Фурье (БПФ) над отсчётами принятого сигнала.

Рассмотрим процесс формирования одномерного «скользящего окна» для k -го канала обнаружения, показанный на рисунке 2.2 [77].

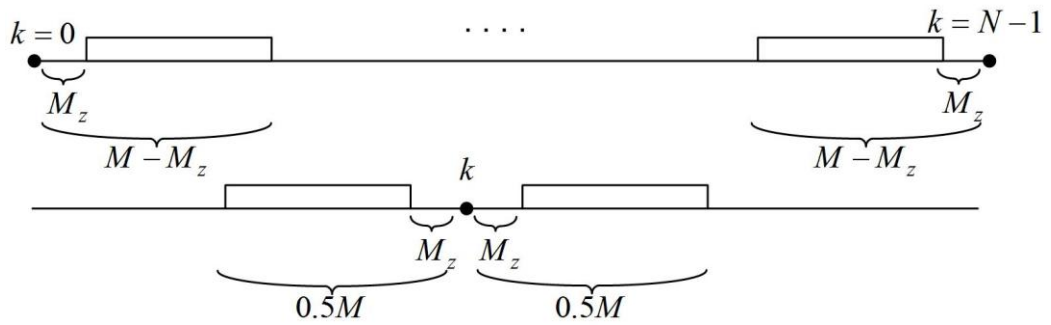


Рисунок 2.2 – Формирование «скользящего окна» для k -го канала обнаружения [77]

Входные отсчёты для k -го канала обнаружения определяются следующим образом [77]:

$$\mathbf{z}_k = \begin{cases} \{z_j\}_{j=k-0.5M}^{k-1-M_z} \cup \{z_j\}_{j=k+1+M_z}^{k+0.5M-1}, & \text{если } k = 0.5M \dots N-1-0.5M, \\ \{z_j\}_{j=k+1+M_z}^{k+M-M_z}, & \text{если } k < 0.5M, \\ \{z_j\}_{j=k-M+M_z}^{k-1-M_z}, & \text{если } k > N-1-0.5M. \end{cases} \quad (2.1)$$

При вычислении параметров шума для каждого k -го канала обнаружения используется $M - 2M_z$ отсчётов «скользящего окна» при $k = 0.5M \dots N-1-0.5M$ и

используется $M - M_Z$ при $k < 0.5M$ или $k > N - 1 - 0.5M$. Отсчёт z_k также не используется при вычислении параметров шума.

Анализ зависимости, представленной на рисунке 2.2, показывает, что среднее значение шума может изменяться по линейному или квадратичному закону.

Изменение среднего значения шума приводит к ошибкам вычисления дисперсии шума и, как следствие, к изменению порога обнаружения. Учтём изменение среднего значения шума в пределах «скользящего окна» либо по линейному закону, либо по квадратичному закону [77]:

$$b_k^{LM}i + c_k^{LM}, \quad (2.2)$$

$$a_k^{KV}i^2 + b_k^{KV}i + c_k^{KV}, \quad (2.3)$$

где a_k^{KV} , b_k^{KV} , c_k^{KV} – параметры, описывающие изменение среднего значения шума при использовании квадратичной аппроксимации; b_k^{LM} , c_k^{LM} – параметры, описывающие изменение среднего значения шума при использовании линейной аппроксимации; $i = 0, 1, \dots, M$. Коэффициенты a_k^{KV} , b_k^{KV} , c_k^{KV} , b_k^{LM} , c_k^{LM} вычисляются на основе метода наименьших квадратов (МНК) [78] и отсчётов массива $\mathbf{z}_k$. При вычислении коэффициентов a_k^{KV} , b_k^{KV} , c_k^{KV} , b_k^{LM} , c_k^{LM} входные отсчёты «скользящего окна», попадающие в защитный интервал размером $2M_Z$, не используются.

Рассмотрим эффективность алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС- ПУЛТ в условиях изменения среднего значения шума в пределах «скользящего окна». Для этого проведём имитационное моделирование при следующих параметрах:

- пачка импульсов со случайной амплитудой и фазой, число импульсов: $N=256$;
- размер «скользящего окна»: $M=64$;
- заданная вероятность ошибки первого рода: $F_{\text{зад}} = 10^{-4}$;
- число повторения опытов: $Nd = \frac{10}{F_{\text{зад}}} = 10^5$;

Флуктуации амплитуды сигнала, отражённого от объекта, соответствуют модели Сверлинга 1.

На рисунке 2.3 показаны зависимости вероятности ошибки первого рода F от параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$, $c_k^{кв}$, описывающих изменение среднего значения шума в пределах «скользящего окна» для алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ соответственно [57].

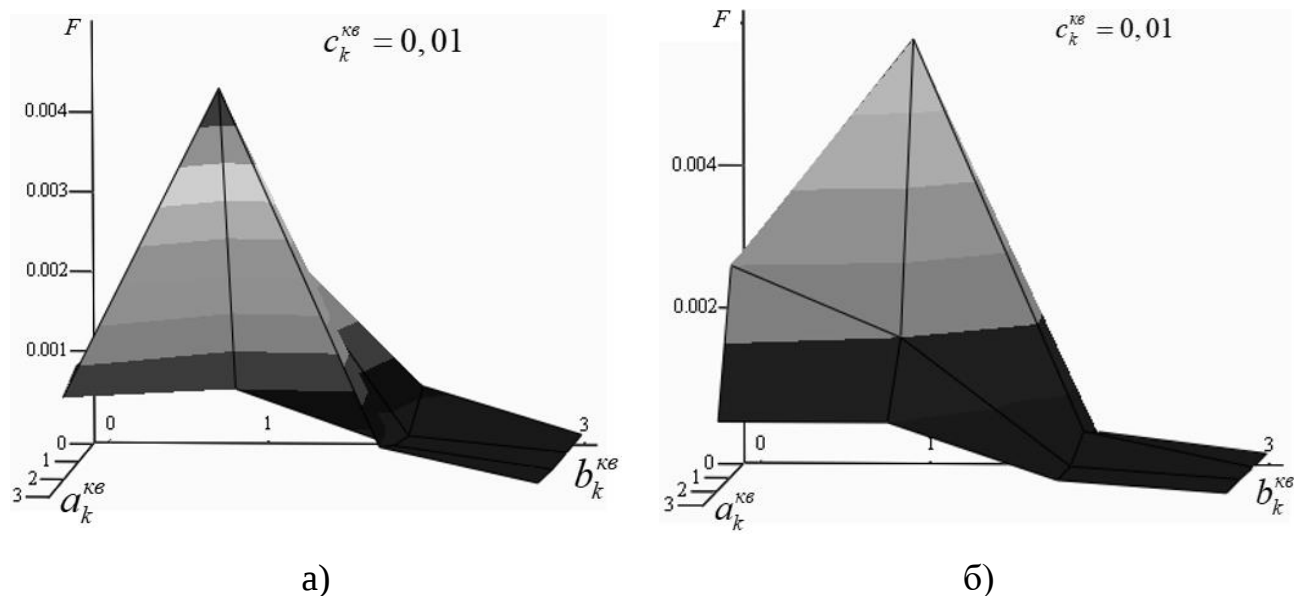


Рисунок 2.3 – Зависимость вероятности ошибки первого рода F от параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$ для алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ:

а) алгоритм УС-ПУЛТ; б) алгоритм ПС-ПУЛТ

Анализ зависимостей, представленных на рисунке 2.3, показывает, что при фиксированном значении параметра $c_k^{кв}$, вероятность ошибки первого рода F отклоняется от заданной вероятности ошибки первого рода при изменении параметров $a_k^{кв}$ и $b_k^{кв}$.

На рисунке 2.4 показаны характеристики обнаружения алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ на фоне шума, среднее значение которого меняется в пределах «скользящего окна» [57].

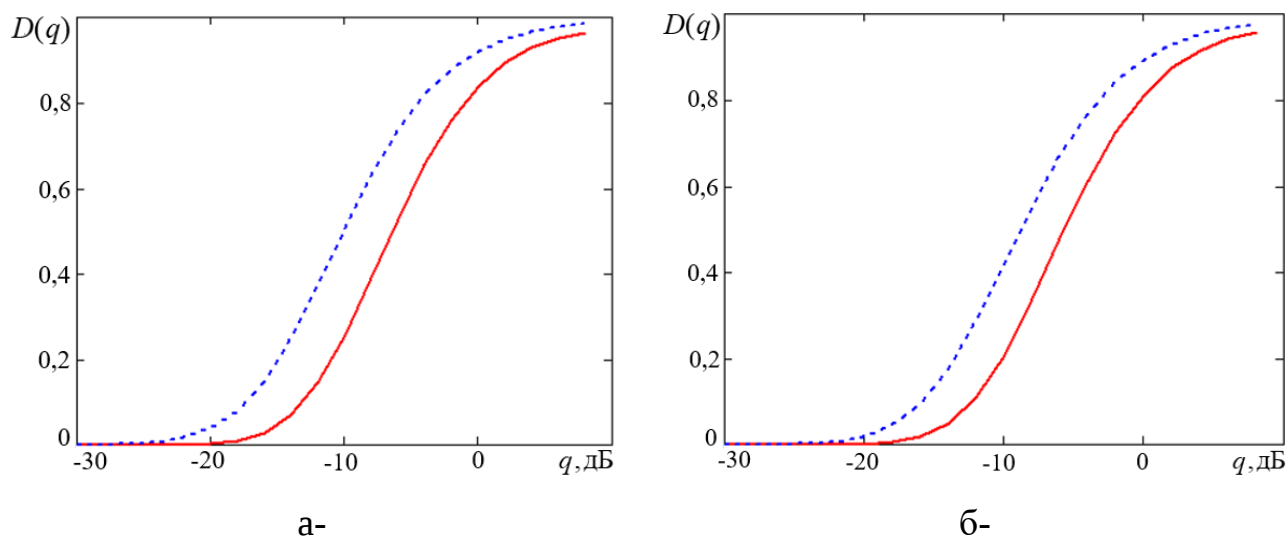


Рисунок 2.4 – Характеристики обнаружения алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ на фоне шума, среднее значение которого меняется

в пределах «скользящего окна» [57]:

а – алгоритм УС-ПУЛТ; б – алгоритм ПС-ПУЛТ

На рисунке 2.4 сплошная линия соответствует характеристике обнаружения на фоне шума, среднее значение шума которого меняется, а пунктирная – на фоне стационарного шума. Анализ представленных зависимостей показывает, что при вероятности правильного обнаружения $D=0,9$ потери в пороговом отношении сигнал-шум для алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ при обнаружении сигнала на фоне нестационарного шума составляют примерно 3,3 дБ и 2,7 дБ соответственно.

Эффективность предлагаемого в диссертации модифицированного алгоритма «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n на фоне нестационарного шума определяется на основе имитационного моделирования при следующих параметрах:

- заданная вероятность ошибки первого рода: $F_{\text{зад}} = 10^{-3}$;
- число «подокон» $n=8$;

Для случая выбора «большого значения» используются порядковые номера $k_1=6$, $k_2=2$, а для случая выбора «меньшего значения» – $k_1=6$, $k_2=3$. В работе [46] показано, что такие значения порядковых статистик обеспечивают стабилизацию ошибки первого рода на фоне стационарного шума.

На рисунке 2.5 приведена зависимость вероятности ошибки первого рода F от параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$, $c_k^{кв}$, описывающих изменение среднего значения шума в пределах «скользящего окна» для алгоритма, предлагаемого в диссертации [46].

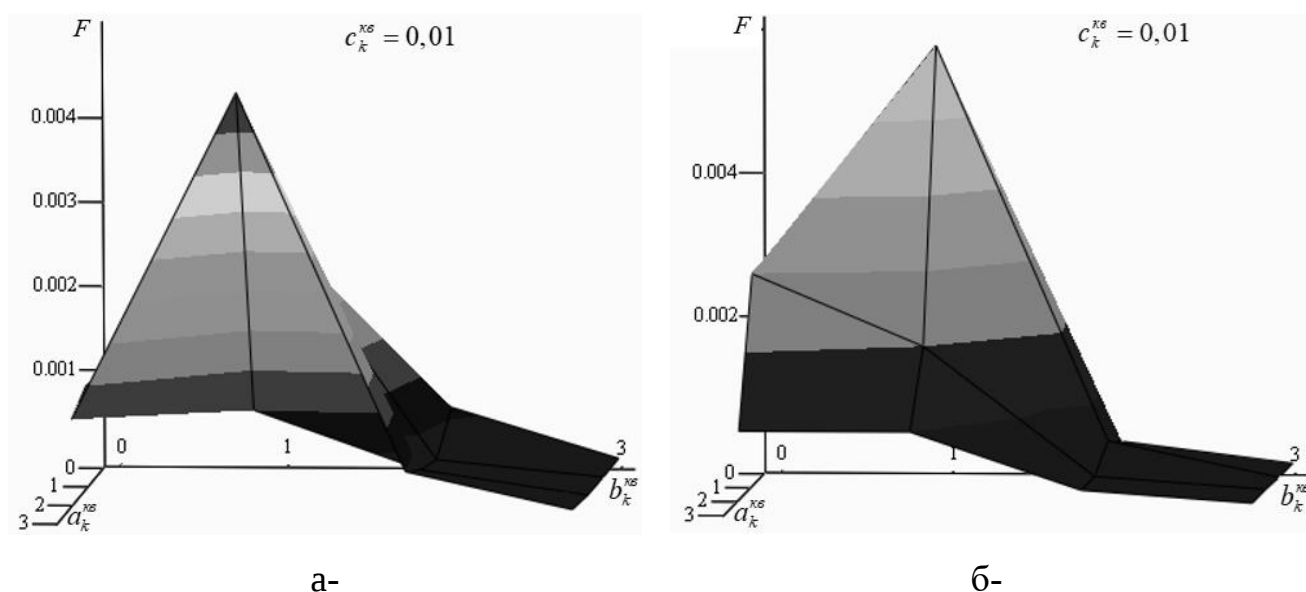


Рисунок 2.5 – Зависимость вероятности ошибки первого рода F от параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$ [58]:

а – выбор «большого значения»; б – выбор «меньшего значения»

Анализ зависимостей, представленных на рисунке 2.5, показывает, что вероятность ошибки первого рода F отклоняется от заданной вероятности ошибки первого рода и изменяется при изменении параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$.

На рисунке 2.6 показаны характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации модифицированного алгоритма «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n на фоне шума, среднее значение которого меняется.

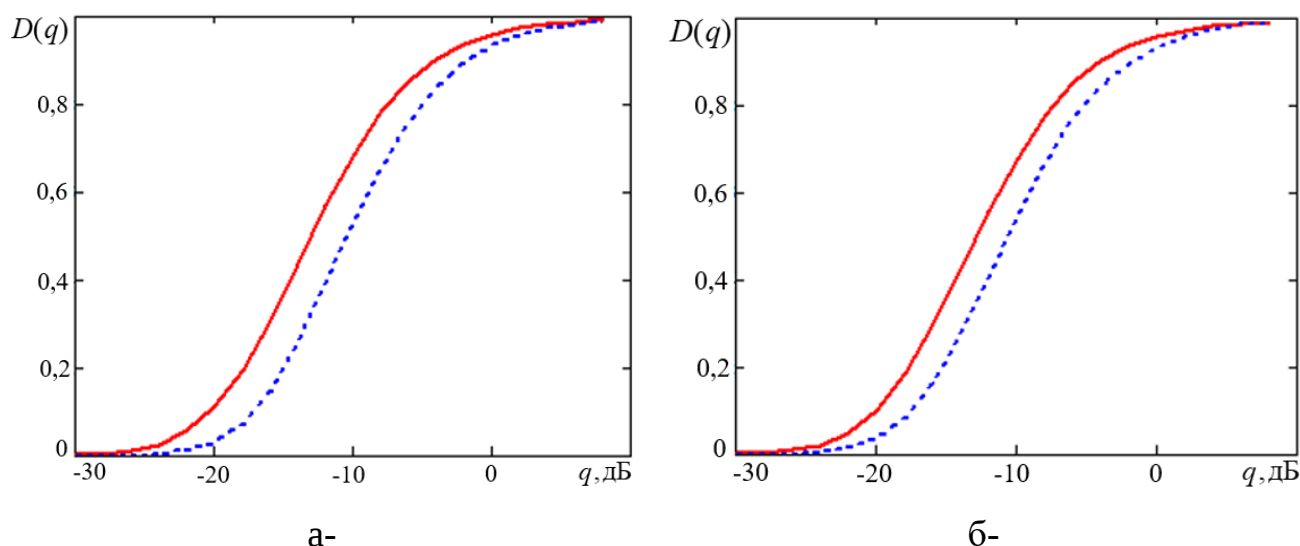


Рисунок 2.6 – Характеристики обнаружения предлагаемого алгоритма при наличии нестационарности шума [58]:

а – выбор «большого значения»; б – выбор «меньшего значения»

На рисунке 2.6 сплошная линия соответствует характеристике обнаружения на фоне стационарного шума, а пунктирная – на фоне нестационарного шума.

Анализ зависимостей на рисунке 2.6 показывает, что при $D=0,9$ величина потерь в пороговом отношении сигнал-шум предлагаемого в диссертации алгоритма [46] при обнаружении сигнала на фоне нестационарного шума примерно составляет 2,2 дБ для выбора «большого значения» и 2,3 дБ для выбора «меньшего значения».

В таблице 2.1 приведены значения потерь в пороговом отношении сигнал-шум для алгоритма, предлагаемого в диссертации [46], при обнаружении сигнала на фоне нестационарного шума и при различных значениях параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$. Вероятность правильного обнаружения принята равной $D=0,9$.

Таблица 2.1 – Потерь в пороговом отношении сигнал-шум для алгоритма, предлагаемого в диссертации [46], дБ

Параметры			Выбора «большого значения»	Выбора «меньшего значения»
$a_k^{кв}$	$b_k^{кв}$	$c_k^{кв}$		
0	5	7	1,8	1,7
0	8	4	2,4	2,6
0,3	0,3	0,8	2,1	2,2
0,5	0,7	0,2	3,4	3,5
0,8	0,5	0,6	5,6	5,7

Анализ данных таблицы 2.1 показывает, что при выборе «большого значения» потери в пороговом отношении сигнал-шум достигают 5,6 дБ, а при выборе «меньшего значения» – до 5,7 дБ. Отметим, что величина потерь увеличивается с увеличением параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$.

Таким образом, результаты анализа показывают, что при изменении среднего значения шума в пределах «скользящего окна» в алгоритмах УС-ПУЛТ, ПС-ПУЛТ, а также алгоритма, предлагаемого в диссертации [46], возникают потери в пороговом отношении сигнал-шум, которые могут достигать 5,7 дБ. Кроме того, при наличии нестационарности шума вероятность ошибки первого рода F отличается от заданной вероятности ошибки первого рода.

2.3. Анализ эффективности алгоритма СОПР на основе построения «карты помех»

В системах обнаружения объектов широко используются два метода обеспечения СОПР: один заключается в использовании техники «скользящего окна», а другой – в использовании «карты помех». Для метода построения «карты помех» оценка уровня шума получается путём усреднения данных с несколько обзоров. Однако данный подход может потребовать длительного хранения данных для каждой ячейки, используемой при расчёте оценки уровня шума и помех [79].

Алгоритм СОПР с построением «карты помех» демонстрирует явные преимущества по сравнению с алгоритмом УС-ПУЛТ при работе в условиях нестационарного шума. Одним из основных недостатков данного подхода является снижение эффективности при обнаружении медленно движущихся объектов, остающихся в одной ячейке карты в течение нескольких обзоров, а также при наличии множества объектов, расположенных в непосредственной пространственной близости друг к другу [79, 80].

В работах [81, 82] представлены различные модификации алгоритма СОПР с построением «карты помех». Алгоритм с усреднением демонстрирует высокую эффективность в условиях неоднородного фона шума и помех, однако подвержен эффекту самомаскировки, что приводит к снижению вероятности обнаружения. В то же время алгоритм, основанный на порядковых статистиках, обеспечивает высокую эффективность при обнаружении медленно движущихся объектов, а также в условиях наличия других объектов в ячейке «карты помех». Кроме того, в работах [83, 84, 85, 86, 87] предложены усовершенствованные алгоритмы СОПР с построением «карты помех», направленные на повышение эффективности обнаружения объектов в условиях неоднородного фона шума и помех. Основным недостатком данных алгоритмов является необходимость накопления данных с большого числа обзоров.

На рисунке 2.7 представлена зависимость вероятности ошибки первого рода F от числа обзоров m для алгоритма СОПР с построением «карты помех» на фоне нестационарного шума. Параметры для имитационного моделирования:

- Число обзоров находится в диапазоне от 1 до 25;
- Количество ячеек карты помех равно 128;
- Заданная вероятность ошибки первого рода $F_{\text{зад}} = 10^{-5}$, $F_{\text{зад}} = 10^{-6}$;
- Флуктуация амплитуды отражённого от объекта сигнала соответствует модели Сверлинга 1.
- Значения параметров, описывающих изменение среднего значения шума:

$$a_k^{kv} = 0,1; b_k^{kv} = 2 \text{ и } c_k^{kv} = 3.$$

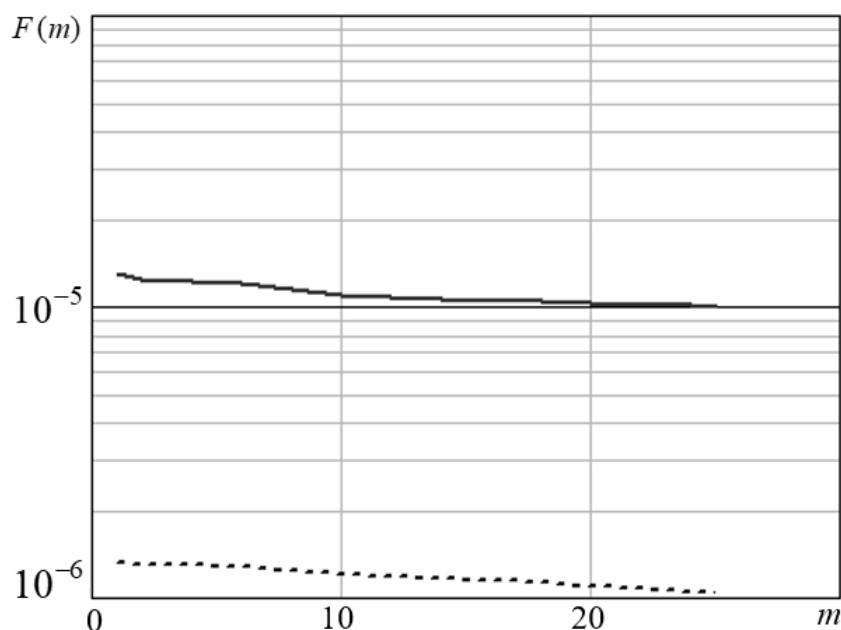


Рисунок 2.7 – Вероятность ошибки первого рода в зависимости от числа обзоров в условиях нестационарного шума

На рисунке 2.7 сплошная линия определяет зависимость вероятности ошибки первого рода от числа обзоров при заданном значении $F_{\text{зад}} = 10^{-5}$; штриховая линия – $F_{\text{зад}} = 10^{-6}$.

Анализ зависимостей на рисунке 2.7 показывает, что с увеличением числа обзоров m вероятность ошибки первого рода F приближается к заданному значению.

Таким образом, алгоритм СОПР с построением «карты помех» обеспечивает высокую эффективность обнаружения в условиях наличия кромки шума и помех, а также при присутствии мешающих объектов. На однородном фоне шума и помех, с увеличением числа обзоров, вероятность ошибки первого рода F приближается к заданному значению. Однако эффективность алгоритма СОПР с построением «карты помех» и его модификаций снижается при обнаружении множества объектов, расположенных в непосредственной пространственной близости друг к другу, а также при обнаружении медленно движущихся объектов, сохраняющихся в одной ячейке карты в течение нескольких обзоров. Кроме того, данный алгоритм требует накопления данных за несколько обзоров.

2.4. Расчет плотности распределения вероятностей оценок коэффициентов полинома в методе наименьших квадратов

Для повышения эффективности алгоритмов СОПР в условиях изменения среднего значения шума целесообразно включать в алгоритмы СОПР блоки, осуществляющие оценку параметров шума, которые впоследствии используются для компенсации таких изменений [88]. В этой связи важной задачей при построении алгоритмов СОПР в условиях нестационарного шума является расчет ПРВ оценок коэффициентов полинома, применяемого для аппроксимации среднего значения шума.

Для линейной аппроксимации, описываемая по выражению (2.2) оценка коэффициентов b_k^{LM} и c_k^{LM} определяется на основе МНК в соответствии с следующими выражениями [88]:

$$\hat{b}_k^{LM} = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[\left((M-2M_z-1) \cdot i - \sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j \right) \times \right. \right. \\ \left. \left. \times \left((M-2M_z-1) \cdot \sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j^2 - \left(\sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j \right)^2 \right)^{-1} \right] \right\}, \quad (2.4)$$

$$\hat{c}_k^{LM} = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[\left(\sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j^2 - i \cdot \sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j \right) \times \right. \right. \\ \left. \left. \times \left((M-2M_z-1) \cdot \sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j^2 - \left(\sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j \right)^2 \right)^{-1} \right] \right\}, \quad (2.5)$$

где, $\mathbf{z}_k = \{z_{k_i}\}_{i=0}^{M-2M_z-2}$ – массив входных отчётов «скользящего окна» для k -канала обнаружения.

Учитывая, что $\sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j = \frac{(M-2M_z-1)(M-2M_z)}{2}$ и

$$\sum_{j=1}^{M-2M_z-1} j^2 = \frac{(M-2M_z-1)(M-2M_z)[2(M-2M_z-1)+1]}{6}, \text{ выражения (2.4) и (2.5)}$$

могут быть переписаны следующим образом [88]:

$$\hat{b}_k^{LM} = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[6(2i - (M - 2M_z)) \times \right. \right. \\ \left. \left. \times \left((M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right)^{-1} \right] \right\}, \quad (2.6)$$

$$\hat{c}_k^{LM} = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[2(2(M - 2M_z - 1) + 1 - 3i) \times \right. \right. \\ \left. \left. \times \left((M - 2M_z - 1)(M - 2M_z - 2) \right)^{-1} \right] \right\}. \quad (2.7)$$

ЗРВ оценки коэффициента $\hat{b}_k^{LM}$ определяется по следующими шагам:

- определение ПРВ отсчётов $\left\{ z_{k_{i-1}} \right\}_{i=1}^{M-2M_z-1}$;

- определение ПРВ случайной величины, подвергнутой линейному преобразованию $z1_{k_{i-1}} = q_i \cdot z_{k_{i-1}}$, где:

$$q_i = \left\{ 6(2i - (M - 2M_z)) \cdot \left[(M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right]^{-1} \right\} \quad \text{в случае}$$

вычисления оценки коэффициента b_k^{LM} ;

$$q_i = \left\{ 2[2(M - 2M_z - 1) + 1 - 3i] \cdot \left[(M - 2M_z - 1)(M - 2M_z - 2) \right]^{-1} \right\} \quad \text{в случае}$$

вычисления оценки коэффициента c_k^{LM} ;

- определение ПРВ суммы случайных величин, описываемых выражениями (2.6) и (2.7).

Плотность распределения вероятностей отчётов $p_{z_{k_{i-1}}}(z)$ имеет вид [43]:

$$p_{z_{k_{i-1}}}(z) = \frac{1}{\sigma_{ш_{k_{i-1}}}^2} \exp \left(\frac{-z}{\sigma_{ш_{k_{i-1}}}^2} \right), \quad (2.8)$$

где, $\sigma_{ш_{k_{i-1}}}^2$ – дисперсия шума $(i-1)$ -го отчёта в пределах «скользящего окна».

Применяя линейное преобразование случайной величины $z1_{k_{i-1}} = q_i \cdot z_{k_{i-1}}$, ПРВ случайной величины $z1_{k_{i-1}}$ определяется по формуле [89]:

$$p_{z1_{k_{i-1}}}(z) = \left| \frac{1}{Q_i} \right| \cdot p_{z_{k_{i-1}}} \left(\frac{1}{Q_i} \cdot z \right) = \left| \frac{1}{Q_i} \right| \cdot \frac{1}{\sigma_{ш_{k_{i-1}}}^2} \cdot \exp \left(\frac{-z}{Q_i \cdot \sigma_{ш_{k_{i-1}}}^2} \right), \quad (2.9)$$

где, $\{Q_i\}_{i=1}^{M-2M_z}$ – постоянные величины. $||$ – модуль числа.

Согласно выражению (2.9) в случае, если $Q_i > 0$, случайная величина $z_{1_{k_{i-1}}}$ также имеет экспоненциальную ЗРВ с коэффициентом масштаба $(Q_i \cdot \sigma_{u_{k_{i-1}}}^2)^{-1}$.

В работе [89] приведено аналитическое выражение для ПРВ суммы независимых экспоненциальных случайных величин с попарно различными положительными коэффициентами масштаба. Однако использование данного выражения для вычисления ПРВ оценок коэффициентов b_k^{LM} и c_k^{LM} затруднено, поскольку часть коэффициентов Q_i в выражениях (2.6) и (2.7) положительна, а часть – отрицательна.

Порядковый номер i -го отчёта, при котором коэффициент Q_i в выражении (2.6) больше нуля определяется по неравенству: $6[2i - (M - 2M_z)] \cdot \left\{ (M - 2M_z - 1) \left[(M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right] \right\}^{-1} > 0$. Данное неравенство выполняется при $i > 0,5(M - 2M_z - 2)$. С учётом данного условия выражение (2.6) может быть переписано следующим видом [88]:

$$\begin{aligned} \hat{b}_k^{LM} = & \sum_{i=M1+1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[6(2i - (M - 2M_z)) \times \right. \right. \\ & \times \left. \left. \left((M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right)^{-1} \right] \right\} + \\ & + \sum_{i=1}^{M1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[6(2i - (M - 2M_z)) \times \right. \right. \\ & \times \left. \left. \left((M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right)^{-1} \right] \right\}, \end{aligned} \quad (2.10)$$

где $M1 = [0,5(M - 2M_z - 2)]$ – наибольшее целое число, меньшее или равное $0,5(M - 2M_z - 2)$. В выражении (2.10) первое слагаемое представляет собой сумму случайных величин с экспоненциальной ЗРВ и положительным коэффициентом масштаба, тогда как второе слагаемое – сумму случайных величин с экспоненциальным распределением и отрицательным коэффициентом

масштаба. Кроме того, с учётом того, что случайные величины $\{z_{k_{i-1}}\}_{i=1}^{M-2M_z-1}$ всегда положительны, каждое произведение во второй сумме в выражении (2.10) оказывается отрицательным.

Вынесем знак минус за знак второй суммы в выражении (2.10). Тогда выражение для оценки коэффициента b_k^{LM} может быть представлено в виде [88]:

$$\begin{aligned} \hat{b}_k^{LM} = & \sum_{i=M1+1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[6(2i - (M - 2M_z)) \times \right. \right. \\ & \times \left. \left. \left((M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right)^{-1} \right] \right\} - \\ & - \sum_{i=1}^{M1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[6(2i - (M - 2M_z)) \right] \times \right. \\ & \times \left. \left. \left((M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right)^{-1} \right] \right\}, \end{aligned} \quad (2.11)$$

Учитывая, что $|6(2i - (M - 2M_z))| > 0$ для всех $i=1...M1$, вторую сумму в выражении (2.11) представим в виде суммы случайных величин с экспоненциальной ЗРВ и положительным коэффициентом масштаба. Это позволяет использовать для определения ПРВ второй суммы в выражении (2.11) известное аналитическое выражение для ПРВ суммы независимых экспоненциальных случайных величин с попарно различными положительными коэффициентами масштаба. Получив аналитические выражения для ПРВ первой и второй сумм в выражении (2.11), определим ПРВ случайной величины b_k^{LM} в соответствии с правилом вычисления ПРВ разности двух случайных величин.

Аналогично для оценки коэффициента c_k^{LM} в выражении (2.7) найдём условие выполнения неравенства:

$$2[2(M - 2M_z - 1) + 1 - 3i] \cdot [(M - 2M_z - 1)(M - 2M_z - 2)]^{-1} > 0, \quad \text{данное}$$

неравенство выполняется при условии $i < \frac{1}{3}[2(M - 2M_z - 1) + 1]$. Выражение для

оценки коэффициента c_k^{LM} может быть представлено в виде [88]:

$$\begin{aligned}
\hat{c}_k^{LM} = & \sum_{i=1}^{M2} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[2(2(M - 2M_z - 1) + 1 - 3i) \times \right. \right. \\
& \times \left. \left. ((M - 2M_z - 1)(M - 2M_z - 2))^{-1} \right] \right\} - \\
& - \sum_{i=M2+1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \left[2(2(M - 2M_z - 1) + 1 - 3i) \right] \times \right. \\
& \times \left. \left. ((M - 2M_z - 1)(M - 2M_z - 2))^{-1} \right] \right\},
\end{aligned} \tag{2.12}$$

где, $M2 = \left\lfloor \frac{2(M - 2M_z - 1) + 1}{3} \right\rfloor$ – наибольшее целое число, меньшее или равное $\frac{2(M - 2M_z - 1) + 1}{3}$.

Введём следующие обозначения:

$$\lambda_{k_i} = \left[\frac{6[2i - (M - 2M_z)]}{(M - 2M_z - 1)[(M - 2M_z - 1)^2 - 1]} \cdot \sigma_{uk_{i-1}}^2 \right]^{-1}, \tag{2.13}$$

$$B = \sum_{i=M2+1}^{M-2M_z-1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \frac{6[2i - (M - 2M_z)]}{(M - 2M_z - 1)[(M - 2M_z - 1)^2 - 1]} \right\}, \tag{2.14}$$

$$C = \sum_{i=1}^{M1} \left\{ z_{k_{i-1}} \cdot \frac{|6[2i - (M - 2M_z)]|}{(M - 2M_z - 1)[(M - 2M_z - 1)^2 - 1]} \right\}. \tag{2.15}$$

С учетом выражений (2.11), (2.14) и (2.15) оценка коэффициента b_k^{LM} может быть переписано следующим видом:

$$\hat{b}_k^{LM} = B - C \tag{2.16}$$

Плотность распределения вероятностей оценки коэффициента b_k^{LM} определяется на основе вычисления ПРВ случайных величин B и C . Введём следующее обозначение:

$$D_{i-1} = z_{k_{i-1}} \cdot \left\{ 6[2i - (M - 2M_z)] \cdot \left[(M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right]^{-1} \right\}, \tag{2.17}$$

Плотность распределения вероятностей случайных величин D_{i-1} имеет следующий вид [88]:

$$p_{D_{i-1}}(t) = \left[6(2i - (M - 2M_z)) \right]^{-1} \cdot \left[(M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right] \times \\ \times \frac{1}{\sigma_{u_{k_{i-1}}}^2} \cdot \exp \left\{ \frac{-t}{\sigma_{u_{k_{i-1}}}^2} \cdot \left[6(2i - (M - 2M_z)) \right]^{-1} \cdot \left[(M - 2M_z - 1) \left((M - 2M_z - 1)^2 - 1 \right) \right] \right\}, \quad (2.18)$$

$$p_{D_{i-1}}(t) = |\lambda_{k_i}| \cdot \exp(-\lambda_{k_i} \cdot t). \quad (2.19)$$

Применив выражение для ПРВ суммы независимых экспоненциальных случайных величин с попарно различными положительными коэффициентами масштаба и выполнив необходимые преобразования, получим окончательное выражение для ПРВ случайных величин B и C , которое имеет следующий вид [88]:

$$p_B(x) = \left\{ \prod_{i=M1+1}^{M-2M_z-1} \lambda_{k_i} \right\} \cdot \sum_{i=M1+1}^{M-2M_z-1} \left[\exp(-\lambda_{k_i} \cdot x) \left(\prod_{\substack{m=M1+1 \\ m \neq i}}^{M-2M_z-1} (\lambda_{k_m} - \lambda_{k_i}) \right)^{-1} \right], \quad (2.20)$$

$$p_C(y) = \left\{ \prod_{i=1}^{M1} |\lambda_{k_i}| \right\} \cdot \sum_{i=1}^{M1} \left[\exp(-|\lambda_{k_i}| \cdot y) \left(\prod_{\substack{m=1 \\ m \neq i}}^{M1} (|\lambda_{k_m}| - |\lambda_{k_i}|) \right)^{-1} \right]. \quad (2.21)$$

Плотность распределения вероятностей разности двух случайных величин B и C имеет вид [89]:

$$p_{B-C}(z) = \int_0^{\infty} p_B(z+t) \cdot p_C(t) dt \quad \text{при } z > 0, \quad (2.22)$$

$$p_{B-C}(z) = \int_{-z}^{\infty} p_B(z+t) \cdot p_C(t) dt \quad \text{при } z < 0. \quad (2.23)$$

После соответствующих преобразований в выражениях (2.22), (2.23) ПРВ коэффициента $\hat{b}_k^{JM}$ имеет вид [88]:

$$p_{\hat{b}_k^{LM}}(z) = \left\{ \prod_{j=1}^{M-2M_z-1} |\lambda_{k_j}| \right\} \sum_{i1=M1+1}^{M-2M_z-1} \sum_{i2=1}^{M1} \left\{ \frac{\exp(-z \cdot \lambda_{ki1})}{\lambda_{ki1} + |\lambda_{ki2}|} \left(\prod_{\substack{m=M1+1 \\ m \neq i1}}^{M-2M_z-1} (\lambda_{k_m} - \lambda_{ki1}) \right) \right\}^{-1} \times \\ \times \left\{ \prod_{\substack{m=1 \\ m \neq i2}}^{M1} (|\lambda_{k_m}| - |\lambda_{ki2}|) \right\}^{-1} \Bigg\} \text{ при } z > 0, \quad (2.24)$$

$$p_{\hat{b}_k^{LM}}(z) = \left\{ \prod_{j=1}^{M-2M_z-1} |\lambda_{k_j}| \right\} \sum_{i1=M1+1}^{M-2M_z-1} \sum_{i2=1}^{M1} \left\{ \frac{\exp(z \cdot |\lambda_{ki2}|)}{\lambda_{ki1} + |\lambda_{ki2}|} \left(\prod_{\substack{m=M1+1 \\ m \neq i1}}^{M-2M_z-1} (\lambda_{k_m} - \lambda_{ki1}) \right) \right\}^{-1} \times \\ \times \left\{ \prod_{\substack{m=1 \\ m \neq i2}}^{M1} (|\lambda_{k_m}| - |\lambda_{ki2}|) \right\}^{-1} \Bigg\} \text{ при } z < 0. \quad (2.25)$$

Введём следующее обозначение:

$$\lambda_{ki}' = \left\{ \frac{2 \cdot [2(M-2M_z-1) + 1 - 3i]}{(M-2M_z-1)(M-2M_z-2)} \cdot \sigma_{uk_{i-1}}^2 \right\}^{-1}. \quad (2.26)$$

Производя аналогичные преобразования, выражение для ПРВ оценки коэффициента $\hat{c}_k^{LM}$ имеет вид:

$$p_{\hat{c}_k^{LM}}(z) = \left\{ \prod_{j=1}^{M-2M_z-1} |\lambda_{k_j}'| \right\} \sum_{i1=1}^{M2} \sum_{i2=M2+1}^{M-2M_z-1} \left\{ \frac{\exp(-z \cdot \lambda_{ki1}')}{\lambda_{ki1}' + |\lambda_{ki2}'|} \times \right. \\ \times \left[\prod_{\substack{m=1 \\ m \neq i1}}^{M2} (\lambda_{k_m}' - \lambda_{ki1}') \right]^{-1} \cdot \left[\prod_{\substack{m=M2+1 \\ m \neq i2}}^{M-2M_z-1} (|\lambda_{k_m}'| - |\lambda_{ki2}'|) \right]^{-1} \Bigg\} \text{ при } z > 0, \quad (2.27)$$

$$p_{\hat{c}_k^{LM}}(z) = \left\{ \prod_{j=1}^{M-2M_z-1} |\lambda_{k_j}'| \right\} \sum_{i1=1}^{M2} \sum_{i2=M2+1}^{M-2M_z-1} \left\{ \frac{\exp(z \cdot |\lambda_{ki2}'|)}{\lambda_{ki1}' + |\lambda_{ki2}'|} \times \right. \\ \times \left[\prod_{\substack{m=1 \\ m \neq i1}}^{M2} (\lambda_{k_m}' - \lambda_{ki1}') \right]^{-1} \cdot \left[\prod_{\substack{m=M2+1 \\ m \neq i2}}^{M-2M_z-1} (|\lambda_{k_m}'| - |\lambda_{ki2}'|) \right]^{-1} \Bigg\} \text{ при } z < 0. \quad (2.28)$$

С целью подтверждения полученных результатов (2.24), (2.25), (2.27), (2.28) проведено имитационное моделирование, включающее в себя следующий этап:

- На первом этапе формируются независимые случайные величины $\{z_{k_{i-1}}\}_{i=1}^{M-2M_z-1}$, ПРВ каждого отсчёта из которых описывается выражением (2.8).

Размер «скользящего окна» $M=64$.

- На втором этапе к отсчетам $\{z_{k_{i-1}}\}_{i=1}^{M-2M_z-1}$ аддитивно добавляется случайный линейный тренд в каждом опыте.

- На третьем этапе осуществляется оценка коэффициентов $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$ согласно выражениям (2.11), (2.12) соответственно.

На рисунке 2.8 показана ПРВ $p_{\hat{b}_k^{LM}}$ и $p_{\hat{c}_k^{LM}}$ оценок коэффициентов $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$, которые определяются на основе выражений (2.24), (2.25), (2.27), (2.28).

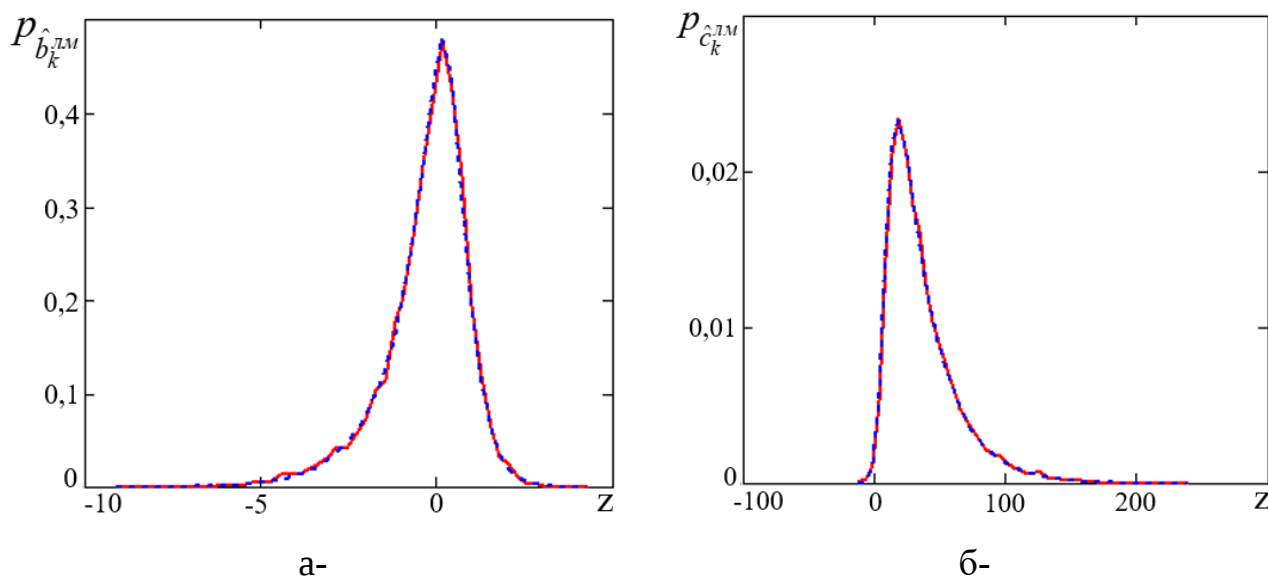


Рисунок 2.8 – Плотность распределения вероятностей и гистограмма оценки параметра $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$ [88]:

а – $\hat{b}_k^{LM}$; б – $\hat{c}_k^{LM}$

На рисунке 2.8 пунктирная линия соответствует ПРВ оценок коэффициентов $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$, рассчитанных на основе выражений (2.24), (2.25), (2.27), (2.28); сплошная линия – гистограммам оценок коэффициентов $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$.

Для анализа близости гистограмм и плотностей распределения вероятностей $p_{\hat{b}_k^{LM}}$ и $p_{\hat{c}_k^{LM}}$, воспользуемся критерием согласия χ^2 [89].

Статистика критерия χ^2 при определении ПРВ оценок коэффициентов $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$ равна $\chi^2 = 5,42$ и $\chi^2 = 6,92$, соответственно. При уровне значимости 0,05 критическое значение статистики $\chi_{kp}^2 = 10,67$. Полученные значения статистики χ^2 оказались меньше критического значения, что позволяет сделать вывод о согласованности ПРВ, вычисленных по выражениям (2.24), (2.25), (2.27), (2.28), с гистограммами распределения оценок параметров $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$.

Таким образом, в данном разделе представлены результаты получения аналитических выражений для ПРВ оценок коэффициентов полинома, используемого для аппроксимации изменения среднего значения шума в пределах «скользящего окна». Полученные выражения могут быть использованы при нахождении аналитических выражений, определяющих, в соответствии с критерием Неймана–Пирсона, порог обнаружения объекта в условиях шума, среднее значение которого меняется в пределах «скользящего окна».

2.5. Синтез и анализ алгоритма СОПР при изменении среднего значения шума в пределах «скользящего окна»

Алгоритм СОПР был рассмотрен в работе [90] в задаче обнаружения на фоне шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна». Основным недостатком подхода, представленного в [90], является необходимость априорного знания наклона прямой, аппроксимирующей изменение среднего значения шума. При этом использование аппроксимации на основе кривых более высокого порядка в указанной работе представляется затруднительным.

Анализ существующих алгоритмов СОПР показывает, что изменение среднего значения шума в пределах «скользящего окна» не учитывается.

На рисунке 2.9 представлена структурная схема предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] при условии, что среднее значение шума в пределах «скользящего окна» для k -го канала обнаружения может меняться по линейному закону.

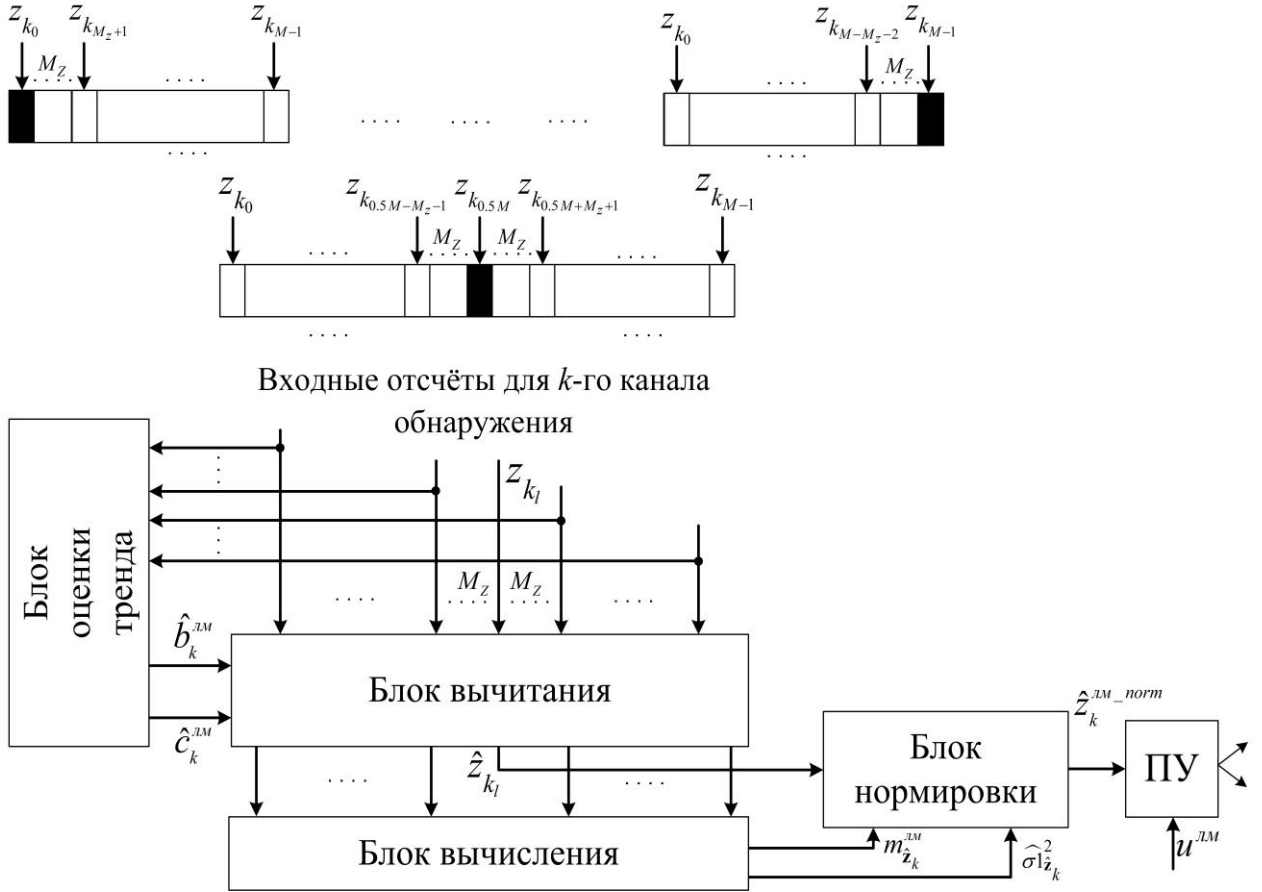


Рисунок 2.9 – Структурная схема предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91]

На рисунке 2.9 введено следующее обозначение: u^{LM} – порог обнаружения; $\hat{z}_k$ – отчёт в k -м канале на выходе блока вычитания.

Блоки, представленные на рисунке 2.9, выполняют следующие функции: в блоке оценки тренда осуществляется оценка коэффициентов линейного полинома $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$ методом наименьших квадратов; в блоке вычитания производится вычитание линейного тренда из отсчётов «скользящего окна»; в блоке вычисления определяются оценки математического ожидания и дисперсии входных отсчётов за исключением отсчётов, входящих в «защитный» интервал; в блоке нормировки вычисляется нормированная случайная величина.

В блоке вычитания формируются следующие элементы массива $\hat{z}_k$ [91]:

$$\hat{z}_{k_i} = z_{k_i} - (\hat{b}_k^{LM} \cdot i + \hat{c}_k^{LM}), \quad (2.29)$$

где $i = 0, 1, \dots, M-1$; коэффициенты $\hat{b}_k^{LM}$ и $\hat{c}_k^{LM}$ вычисляются согласно выражениям (2.6) и (2.7) соответственно.

С учётом выражений (2.6) и (2.7), выражение (2.29) можно представить в виде [91]:

$$\hat{z}_{k_i} = z_{k_i} - (\hat{b}_k^{LM} \cdot i + \hat{c}_k^{LM}) = z_{k_i} - e_i, \quad (2.30)$$

где $\mathbf{e}$ – массив, с элементами $e_i = \sum_{l=1}^M \left\{ z_{k_{l-1}} \cdot \left[i \cdot \frac{6(2l-M-1)}{M(M^2-1)} + \frac{2(2M+1-3l)}{M(M-1)} \right] \right\}$.

Рассмотрим вывод ПРВ случайных величин $\hat{z}_{k_i}$ на выходе блока «вычитания», представленного на рисунке 2.9, с использованием характеристической функции (ХФ) случайной величины в соответствии с [42].

$$\text{Найдём ХФ случайной величины } \gamma = z_{k_{l-1}} \cdot \left[i \cdot \frac{6(2l-M-1)}{M(M^2-1)} + \frac{2(2M+1-3l)}{M(M-1)} \right],$$

которая представляет собой l -е слагаемое в сумме i -го элемента вектора $\mathbf{e}$.

Характеристическая функция отсчёта $z_{k_{l-1}}$ имеет вид [91]:

$$\varphi_{z_{k_i}}(t) = e^{-(c+ib)} \frac{\lambda_i}{\lambda_i - j \cdot t}, \quad (2.31)$$

где $\lambda_i = (\sigma_{uu}^2)^{-1}$; b, c – истинные значения тренда среднего значения шума.

Обозначим величину $\lambda_{e_{i,l}}$ [91]:

$$\lambda_{e_{i,l}} = \frac{\lambda_l}{i \cdot \frac{6(2l-M-1)}{M(M^2-1)} + \frac{2(2M+1-3l)}{M(M-1)}}. \quad (2.32)$$

Тогда характеристическая функция, описывающая l -е слагаемое в сумме i -го элемента вектора $\mathbf{e}$, имеет следующий вид [91]:

$$\varphi_{e_{i,l}}(t) = \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} - j \cdot t}. \quad (2.33)$$

Учитывая одно из свойств характеристической функции [42], согласно которому ХФ суммы независимых случайных величин равна произведению их

ХФ, а также принимая во внимание выражение (2.31), можно записать ХФ i -го элемента вектора $\mathbf{e}$ в следующем виде [91]:

$$\varphi_{e_i}(t) = e^{-(c+ib)} \prod_{\substack{l=1 \\ l \neq h}}^M \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} - j \cdot t}, \quad (2.34)$$

где $h = \frac{6k(M+1)}{M(M^2-1)} - \frac{2(2M+1)}{M(M-1)} \left(\frac{12k}{M(M^2-1)} - \frac{6}{M(M-1)} \right)$ – индекс, при котором $\lambda_{e_{i,l}}$ в выражении (2.32) равен нулю.

Учитывая, что в процессе обнаружения с порогом обнаружения сравнивается l -й тестируемый элемент «скользящего окна» для k -го канала обнаружения, определяем ХФ случайной величины $\hat{z}_{kl}$, которая, с учётом выражений (2.31), (2.32), (2.33), при гипотезе H_0 имеет вид [91]:

$$\varphi_{\hat{z}_{kl}|H_0}(t) = \left(\frac{(\sigma_u^2)^{-1}}{(\sigma_u^2)^{-1} - j \cdot t} \right) \prod_{\substack{l=1 \\ l \neq h}}^M \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} + j \cdot t}. \quad (2.35)$$

С учётом выражений (2.31), (2.32), (2.33) ХФ случайной величины $\hat{z}_{kl}$ при гипотезе H_1 имеет вид [91]:

$$\varphi_{\hat{z}_{kl}|H_1}(t) = \left(\frac{(\sigma_c^2 + \sigma_u^2)^{-1}}{(\sigma_c^2 + \sigma_u^2)^{-1} - j \cdot t} \right) \prod_{\substack{l=1 \\ l \neq h}}^M \frac{\lambda_{e_{i,l}}}{\lambda_{e_{i,l}} + j \cdot t}. \quad (2.36)$$

Выражения для ПРВ случайной величины $\hat{z}_{kl}$ при гипотезах H_0 и H_1 определяются выражениями [42, 91]:

$$\begin{aligned} p_{\hat{z}_{kl}}(x|H_0) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_{\hat{z}_{kl}|H_0}(t) \exp(-jxt) dt, \\ p_{\hat{z}_{kl}}(x|H_1) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_{\hat{z}_{kl}|H_1}(t) \exp(-jxt) dt. \end{aligned} \quad (2.37)$$

В выражениях (2.37) для вычисления ПРВ применяется численное интегрирование. Эти выражения служат основой для построения теоретических характеристик обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91].

Получение аналитических выражений для ПРВ согласно формулам (2.37) затруднено из-за необходимости подстановки дисперсии шума σ_{uu}^2 в эти выражения. В связи с этим также затруднительно получить аналитические зависимости, связывающие вероятность ошибки первого рода с дисперсией шума σ_{uu}^2 . По этой причине в данной диссертации для обнаружения сигнала предлагается использовать нормированную случайную величину, которая определяется следующим образом [91]:

$$\hat{z}_k^{LM-norm} = \frac{\hat{z}_{k_l} - m_{\hat{z}_k}^{LM}}{\sqrt{\sigma_{\hat{z}_k}^2}}, \quad (2.38)$$

где $m_{\hat{z}_k}^{LM}$ – математическое ожидание отсчётов на выходе блока вычисления; $\sigma_{\hat{z}_k}^2$ – дисперсия отсчётов на выходе блока «вычисления», которые вычисляются следующим образом [91]:

$$\begin{aligned} m_{\hat{z}_k}^{LM} &= \frac{1}{M - (2M_z + 1)} \cdot \left(\sum_{i=0}^{0.5M-M_z-1} \hat{z}_{k_i} + \sum_{i=0.5M+M_z+1}^{M-1} \hat{z}_{k_i} \right), \text{ если} \\ &\quad k = 0.5M \dots N-1-0.5M, \\ m_{\hat{z}_k}^{LM} &= \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \left(\sum_{i=M_z+1}^{M-1} \hat{z}_{k_i} \right), \text{ если } k < 0.5M, \\ m_{\hat{z}_k}^{LM} &= \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \left(\sum_{i=0}^{M-M_z-2} \hat{z}_{k_i} \right), \text{ если } k > N-1-0.5M. \end{aligned} \quad (2.39)$$

$$\begin{aligned} \sigma_{\hat{z}_k}^2 &= \frac{1}{M - (2M_z + 1)} \cdot \left[\sum_{i=0}^{0.5M-M_z-1} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{LM} \right)^2 + \sum_{i=0.5M+M_z+1}^{M-1} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{LM} \right)^2 \right], \text{ если} \\ &\quad k = 0.5M \dots N-1-0.5M, \\ \sigma_{\hat{z}_k}^2 &= \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \sum_{i=M_z+1}^{M-1} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{LM} \right)^2, \text{ если } k < 0.5M, \\ \sigma_{\hat{z}_k}^2 &= \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \sum_{i=0}^{M-M_z-2} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{LM} \right)^2, \text{ если } k > N-1-0.5M. \end{aligned} \quad (2.40)$$

Аппроксимация ПРВ нормированного отсчёта, определяемого выражением (2.38), выполнялась с использованием полиномиальных рядов. Выбор полиномов

ряда основывался на значении статистики критерия согласия χ^2 . В рамках диссертации рассмотрены аппроксимации ПРВ с применением рядов Лагерра [92], Лежандра [92] и Эджворта [89]. На первом этапе анализировалась форма гистограммы распределения случайной величины (2.38). На втором этапе, для каждого из выбранных рядов, производилось приближение ПРВ, рассчитывалась соответствующая статистика критерия согласия χ^2 , и её значение сравнивалось с критическим. Результаты проведённого анализа представлены в таблице 2.2.

Таблица 2.2 – Статистики критерия согласия χ^2 [91]

Аппроксимация рядом	Лагерра	Лежандра	Эджворта
Статистика критерия χ^2	2,532	3,022	9241

Статистика критерия χ^2 минимальная при использовании аппроксимации рядом Лагерра и $\chi^2 < \chi_{кр}^2$, где $\chi_{кр}^2$ – критическое значение статистик критерия χ^2 , которая при уровне значимости 0,05 равна 19,6. Поэтому по ряду Лагерра аппроксимируем ПРВ нормированной случайной величины (2.38) [91]:

$$p_{\hat{z}_k^{LM-norm}}(y) = \frac{(y - a')^v e^{-(y-a')/d}}{d^{v+1}} \sum_{j=0}^{m'} \delta_j L_j(v, (y - a')/d), \quad (2.41)$$

где $L_j(v, x)$ - полином Лагерра степени j :

$$L_j(v, x) = \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k \Gamma(1 + j + v) x^{j-k}}{\Gamma(1 + j - k + v) (j - k)! k!}, \quad (2.42)$$

где $d = \frac{-\mu_{y,1}^2 + \mu_{y,2}}{-a' + \mu_{y,1}}$, где $\mu_{y,t}$ – t -й момент случайной величины y ; $v = \frac{\mu_{y,1} - a'}{d} - 1$;

$\delta_j = \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k j! \mu_{x,j-k}}{\Gamma(1 + j - k + v) (j - k)! k!}$, где $\mu_{x,t}$ это t -й момент случайной величины

$$x = \frac{y - a'}{c'}.$$

ПРВ нормированного отчёта $\hat{z}_k^{LM-norm}$ имеет вид [91]:

$$p_{\hat{z}_k^{norm}}(y) = \frac{(y - a')^v e^{-(y-a')/d}}{d^{v+1}} \times$$

$$\times \sum_{j=0}^g \left[\sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k j! \mu_{x,j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k \Gamma(1+j+v)x^{j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \right]. \quad (2.43)$$

Порог u^{LM} обнаружения находится путем решения уравнения [91]:

$$F = \int_{u^{LM}}^{\infty} p_{\hat{z}_k^{norm}}(y) dy = \int_{u^{LM}}^{\infty} \frac{(y - a')^v e^{-(y-a')/d}}{d^{v+1}} \times$$

$$\times \sum_{j=0}^g \left[\sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k j! \mu_{x,j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k \Gamma(1+j+v)x^{j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \right] dy. \quad (2.44)$$

Данная вероятность ошибки первого рода задается на один канал обнаружения.

Обнаружение сигнала в k -м канале осуществляется на основе следующего выражения [91]:

$$\hat{z}_k^{LM-norm} > u^{LM}. \quad (2.45)$$

Эффективность предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91], в условиях нестационарного шума оценивается на основе анализа величины порогового отношения сигнал-шум. Характеристики обнаружения определяются с помощью имитационного моделирования, проводимого на основе выражений (2.41)–(2.45). Теоретический расчёт и имитационное моделирование проведены с использованием следующих параметров системы обработки:

- Максимальное число импульсов $N_{\max} = 512$;
- Заданная вероятность ошибки первого рода $F_{\text{зад}} = 10^{-5}, 10^{-6}, 10^{-7}, 10^{-8}$;
- ЗРВ шума является экспоненциальным.

Сравнение предлагаемого алгоритма проведено с алгоритмом обнаружения, обеспечивающий СОПР, описание которого приведено в работе [9]:

$$z_i > \hat{\sigma}_u^2 \cdot \ln \left(\sqrt{\frac{1}{F_{\text{зад}}}} \right), \text{ где } \hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{M} \sum_{i=0}^{M-1} z_i. \quad (2.46)$$

На первом этапе имитационного моделирования проведено исследование влияния размера «скользящего окна» M на вероятность ошибки первого рода на основе выражения (2.44).

На рисунке 2.10 представлены зависимости вероятности ошибки первого рода F от размера «скользящего окна» M . Рассматривались заданные вероятности ошибки первого рода $F_{\text{зад}}=10^{-5}$, $F_{\text{зад}}=10^{-6}$. Размер «скользящего окна» M варьировался в диапазоне от 16 до 128. Предполагается, что шум в пределах «скользящего окна» является нестационарным.

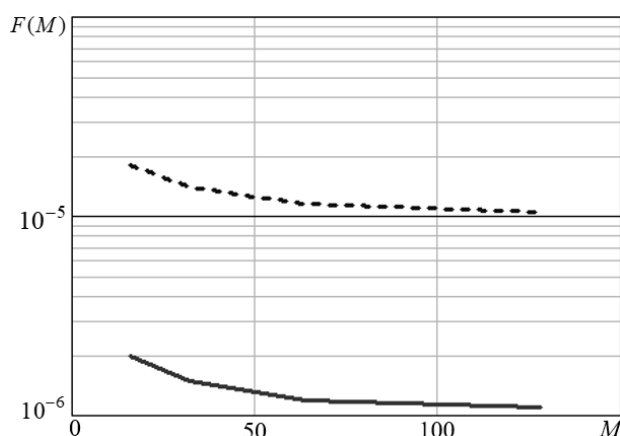


Рисунок 2.10 – Зависимость

вероятности ошибки первого рода F от размера «скользящего окна» M [91]

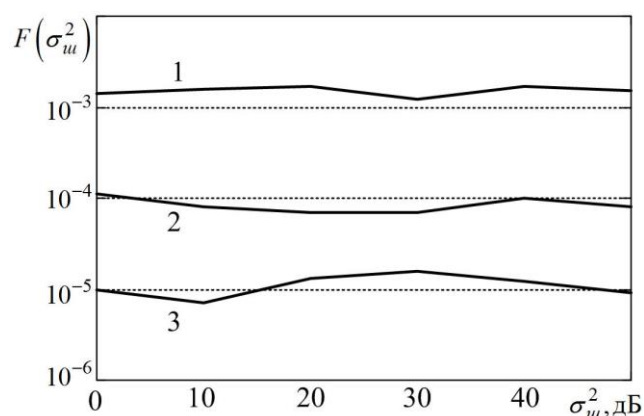


Рисунок 2.11 – Зависимость

вероятности ошибки первого рода F от дисперсии шума [91]

На рисунке 2.10 сплошная линия определяет зависимость вероятности ошибки первого рода F от размера «скользящего окна» при заданном значении вероятности ошибки первого рода $F_{\text{зад}}=10^{-6}$. Пунктирная линия на данном рисунке соответствует $F_{\text{зад}}=10^{-5}$. Полученные зависимости позволяют обоснованно выбрать размер «скользящего окна».

На рисунке 2.11 представлены зависимости вероятности ошибки первого рода от изменения дисперсии шума σ_u^2 . Кривые 1,2,3 соответствуют вероятностям ошибки первого рода $F_{\text{зад}}=10^{-3}$, 10^{-4} , 10^{-5} . Пунктирные линии на рисунке 2.11 отображают заданные вероятности ошибки первого рода $F_{\text{зад}}$. Порог обнаружения вычисляется с использованием выражения (2.46). При построении кривых 1, 2 и 3 количество испытаний, использованных для вычисления

вероятности ошибки первого рода F , составляло $10 / F_{\text{зад}}$. Размер «скользящего окна» фиксирован и равен $M=64$. Как видно из представленных зависимостей, предлагаемый алгоритм, описываемый выражением (2.45), обеспечивает выполнение условия СОПР при изменении дисперсии шума в широком диапазоне.

На рисунках 2.12 и 2.13 представлены характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91], и алгоритма, описываемого выражением (2.46). Зависимости получены методом имитационного моделирования. Число проведённых испытаний составило $10 / F_{\text{зад}}$.

Обнаружение сигнала осуществляется на фоне как стационарного, так и нестационарного шума. Заданные вероятности ошибки первого рода составляют $F_{\text{зад}}=10^{-7}$ и $F_{\text{зад}}=10^{-8}$. Анализ зависимостей, представленных на рисунках 2.12 и 2.13, позволяет оценить разности порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым в диссертации алгоритмом СОПР [91], и алгоритмом, определяемым выражением (2.46), при обнаружении сигнала на фоне стационарного и нестационарного шумов.

На рисунке 2.12 зависимости соответствуют случаю, при котором значение $b_k^{LM}=0,8$ и $c_k^{LM}=1,0$. На рисунке 2.13 – значение $b_k^{LM}=3,8$ и $c_k^{LM}=4,0$.

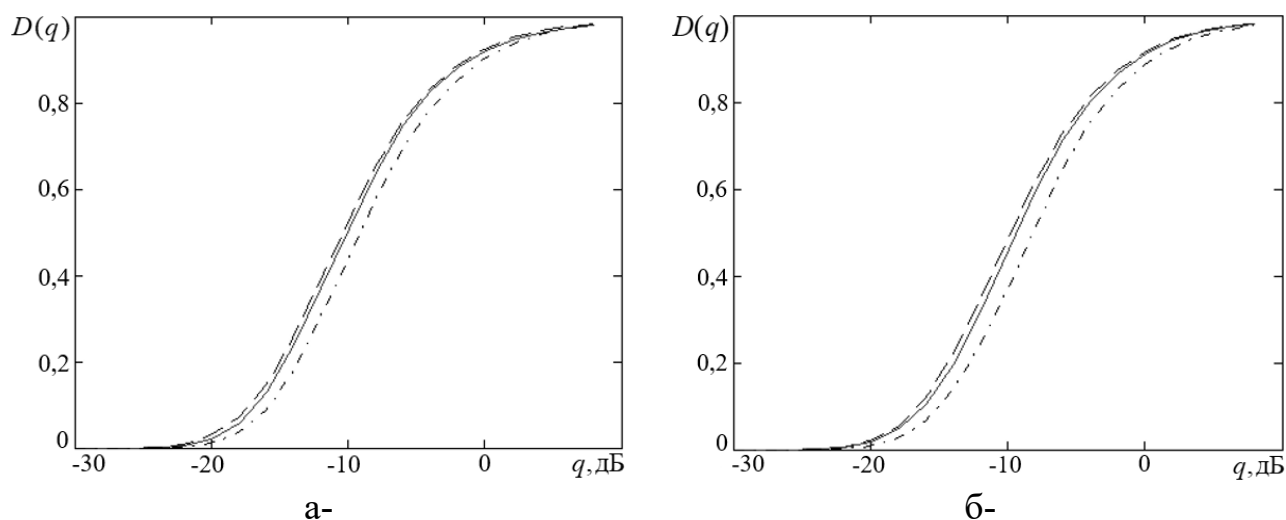


Рисунок 2.12 – Характеристики обнаружения предлагаемого алгоритма СОПР и алгоритма, определяемого выражением (2.46) при значении $b_k^{LM}=0,8$ и $c_k^{LM}=1,0$ на фоне нестационарного шума [91]: а – $F_{\text{зад}}=10^{-7}$; б – $F_{\text{зад}}=10^{-8}$

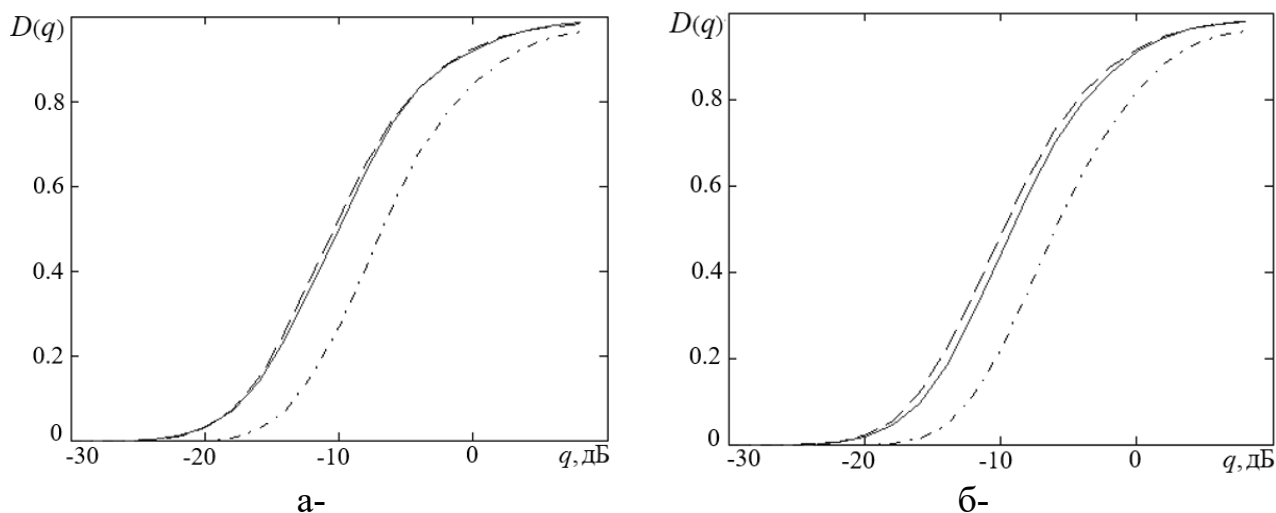


Рисунок 2.13 – Характеристики обнаружения предлагаемого алгоритма СОПР и алгоритма, определяемого выражением (2.46) при значении

$b_k^{LM}=3,8$ и $c_k^{LM}=4,0$ на фоне нестационарного шума [91]:

а – $F_{\text{зад}}=10^{-7}$; б – $F_{\text{зад}}=10^{-8}$

На рисунках 2.12 и 2.13 сплошная линия соответствует характеристикам обнаружения для предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] на фоне нестационарного шума; штрихпунктирная линия – алгоритму, обеспечивающему СОПР (2.46) на фоне нестационарного шума; пунктирная линия – алгоритму, обеспечивающему СОПР (2.46) на фоне стационарного шума.

Анализ зависимостей, представленных на рисунке 2.12, показывает, что при $D=0,9$ и $F_{\text{зад}}=10^{-7}$ величина порогового отношения сигнал-шум для предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] превышает соответствующее значение для алгоритма, обеспечивающего СОПР (2.46) на 0,2 дБ, а при $F_{\text{зад}}=10^{-8}$ – на 0,3 дБ в условиях стационарного шума. Однако при этом на фоне нестационарного шума величина порогового отношения сигнал-шум для предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] оказывается на 1,2 дБ меньше, чем у алгоритма, обеспечивающего СОПР (2.46) при $F_{\text{зад}}=10^{-7}$, и на 1,3 дБ меньше – при $F_{\text{зад}}=10^{-8}$.

Анализ зависимостей, представленных на рисунке 2.13, показывает, что величина порогового отношения сигнал-шум для предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91], на 0,3 дБ выше, чем у алгоритма, обеспечивающего СОПР (2.46) при работе на фоне стационарного шума при $D=0,9$ и $F_{\text{зад}}=10^{-7}$, а также на 0,4 дБ выше при $F_{\text{зад}}=10^{-8}$. Однако при работе на фоне нестационарного шума

величина порогового отношения сигнал-шум предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] оказывается на 3,2 дБ меньше по сравнению с алгоритмом, обеспечивающим СОПР (2.46) при $F_{\text{зад}}=10^{-7}$ и на 3,4 дБ меньше при $F_{\text{зад}}=10^{-8}$.

В таблице 2.3 представлена разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым в диссертации алгоритмом СОПР [91] и алгоритмом, обеспечивающим СОПР (2.46). Указанные значения получены на основе характеристик обнаружения, рассчитанных с использованием выражений (2.37) и результатов имитационного моделирования по выражению (2.44) при следующих параметрах: $D=0,9$ и $M = 64$.

Таблица 2.3. Разность порогового отношения сигнал-шум, дБ [91]

Вероятность ошибки первого рода	$F_{\text{зад}}=10^{-8}$	$F_{\text{зад}}=10^{-7}$	$F_{\text{зад}}=10^{-6}$
Разность порогового отношения сигнал-шум, дБ	0,2	0,1	0,1

В таблице 2.4 представлена разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым в диссертации алгоритмом СОПР и алгоритмом, обеспечивающим СОПР по выражению (2.46). Положительные значения указывают на выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, а отрицательные – на его снижение по сравнению с алгоритмом, обеспечивающим СОПР по выражению (2.46) в условиях стационарного шума.

Таблица 2.4. Выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, дБ [91]

Параметры		Заданная вероятность ошибки первого рода, $F_{\text{зад}}$		
b_k^{LM}	c_k^{LM}	$F_{\text{зад}}=10^{-6}$	$F_{\text{зад}}=10^{-7}$	$F_{\text{зад}}=10^{-8}$
0	0	-0,2	-0,3	-0,4
1,0	1,2	1,2	1,3	1,5
1,5	1,3	1,3	1,5	1,7
2,0	1,8	1,6	1,7	2,0
3,5	4,5	2,7	2,8	3,0
5,0	4,2	3,5	3,5	3,6

Анализ данных таблицы 2.4 показывает, что при увеличении параметров b_k^{LM} и c_k^{LM} величина порогового отношения сигнал-шум предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] уменьшается на 3,6 дБ по сравнению с алгоритмом, обеспечивающим СОПР (2.46) при значении $b_k^{LM}=5,0$ и $c_k^{LM}=4,2$. Также в таблице 2.4 указаны разность порогового отношения сигнал-шум предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] на фоне стационарного шума, т.е. при $b_k^{LM}=0$, $c_k^{LM}=0$. Величина разности порогового отношения сигнал-шум при $F_{зад}=10^{-6}$ равна 0,2 дБ, при $F_{зад}=10^{-7}$ равна 0,3 дБ, при $F_{зад}=10^{-8}$ равна 0,4 дБ.

Таким образом, предлагаемый в диссертации алгоритм [91] обеспечивает стабилизацию ошибки первого рода на фоне нестационарного шума, среднее значение которого меняется в пределах «скользящего окна». Результаты имитационного моделирования подтверждают, что предлагаемый в диссертации алгоритм СОПР [91] снижает пороговое отношение сигнал-шум по сравнению с алгоритмом, обеспечивающим СОПР (2.46), основанным на оценке дисперсии шума. В частности, при значении $b_k^{LM}=5,0$ и $c_k^{LM}=4,2$ снижение порогового отношения сигнал-шум составляет до 3,6 дБ. Кроме того, при работе на фоне стационарного шума ($b_k^{LM}=0$ и $c_k^{LM}=0$), разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым в диссертации алгоритмом СОПР и алгоритмом, обеспечивающим СОПР по выражению (2.46) не превышает 0,4 дБ при $F_{зад}=10^{-8}$, что подтверждает его эффективность.

2.6. Анализ вычислительной эффективности алгоритма СОПР на фоне нестационарного шума

Алгоритм ПС-ПУЛТ требует значительных вычислительных затрат, особенно при больших размерах «скользящего окна» [36]. В условиях шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна», предлагаемый в диссертации алгоритм СОПР [91] снижает пороговое отношение сигнал-шум по сравнению с алгоритмом, основанным на оценке дисперсии шума в «скользящем окне».

В данном разделе проводится анализ выигрыша по числу машинных циклов предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ в условиях нестационарного шума.

Для анализа вычислительной сложности предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] по сравнению с алгоритмом ПС-ПУЛТ, представленным в [23], рассмотрим число машинных циклов, необходимых для реализации алгоритма, обеспечивающего СОПР. В основе алгоритма ПС-ПУЛТ лежит сортировка M отсчётов. В данной диссертации рассматривается вычислительная эффективность алгоритма ПС-ПУЛТ [23] при использовании сортировки методом вставки [31]. Вычислительная эффективность алгоритма ПС-ПУЛТ в машинных циклах представлена в работе [46]. Для каждой сортировки приведены данные по трём случаям: наилучшее время, среднее время и наихудшее время выполнения.

Для схемы предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] вычислительная сложность в машинных циклах определяется по выражению [93, 94]:

$$O(M) = 8M + 6 + P \quad (2.47)$$

где, $P = \log(\hat{\sigma}_{\hat{z}_k}^2)$ – число машинных циклов, затрачиваемых на реализацию квадратичной корни дисперсии отсчётов на выходе блока «вычитания».

В таблице 2.5 представлено число машинных циклов, затрачиваемых на реализацию предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] и известного алгоритма ПС-ПУЛТ [23].

Таблица 2.5 – Число машинных циклов, затрачиваемых на реализацию алгоритмов

Алгоритмы	Время		
	Наилучший случай	Средний случай	Наихудший случай
ПС-ПУЛТ	$10M - 9$	$\frac{9M^2}{4} + \frac{31M}{4} - 3\sum_{k=1}^M \frac{1}{k} - 6$	$\frac{9M^2}{2} + \frac{5M}{2} - 6$
Предлагаемый алгоритм в [91]	$O(M) = 8M + 6 + P$		

В данной диссертации ограничиваем число машинных циклов $P = \log(\hat{\sigma}_{\hat{z}_k}^2)$, затрачиваемых на реализацию квадратного корня дисперсии отсчётов на выходе блока «вычитания» до 10. В таблице 2.5 представлены числовые значения количества машинных циклов, затрачиваемых на реализацию алгоритма ПС-ПУЛТ и предлагаемого в диссертации алгоритма [91] при $P=10$. В таблице 2.6 введены следующие обозначения: (1) – наилучший случай; (2) – средний случай; (3) – наихудший случай.

Таблица 2.6 – числовые значения количества машинных циклов, затрачиваемых на реализацию алгоритмов

Алгоритмы	Случай	$M=32$	$M=64$	$M=128$
ПС-ПУЛТ	(1)	311	631	$1,2 \cdot 10^3$
	(2)	$2,5 \cdot 10^3$	$9,6 \cdot 10^3$	$3,7 \cdot 10^4$
	(3)	$4,6 \cdot 10^3$	$1,8 \cdot 10^4$	$7,4 \cdot 10^4$
Предлагаемый в диссертации алгоритм [46]	(1)	272	528	$1,0 \cdot 10^3$
	(2)			
	(3)			

Анализ данных таблицы 2.6 показывает, что время выполнения вычислительных операций предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] меньше, чем у известного алгоритма ПС-ПУЛТ [23]. Например, при $M=128$ и $P=10$ выигрыш по сравнению с алгоритмом ПС-ПУЛТ в наилучшем случае составляет 1,2 раз.

Таким образом, результат анализа показывает, что в условиях нестационарного шума, выигрыш в числе машинных циклов при $M=128$, $P=10$ предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] по сравнению с известным алгоритмом ПС-ПУЛТ [23] в наилучшем случае составляет 1,2 раза.

2.7. Выводы по второй главе

Таким образом, во второй главе представлены следующие основные результаты:

1. Алгоритмы УС-ПУЛТ, ПС-ПУЛТ и их вариации, и также предлагаемый модифицированный алгоритм «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n [46], демонстрируют потери в пороговом отношении сигнал-шум при обнаружении сигнала на фоне шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна». Величина потерь составляет до 5,7 дБ.

2. Предлагаемый в диссертации алгоритм [91] обеспечивает стабилизацию ошибки первого рода на фоне нестационарного шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна». Результаты имитационного моделирования показывают, что при обнаружении сигнала на фоне нестационарного шума, величина порогового отношения сигнал-шум предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] уменьшается по сравнению с известным алгоритмом ПУЛТ, основанным на оценке дисперсии шума путем усреднения элементов «скользящего окна». Снижение величины порогового отношения сигнал-шум составляет до 3,6 дБ. Кроме того, при обнаружении сигнала на фоне стационарного шума, разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым в диссертации алгоритмом СОПР [91] и алгоритмом, обеспечивающим СОПР по выражению (2.46) не превышает 0,4 дБ при $F_{\text{зад}}=10^{-8}$, что подтверждает его эффективность.

3. При обнаружении сигнала на фоне нестационарного шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего окна», время выполнения вычислительных операций предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] меньше, чем у известного алгоритма ПС-ПУЛТ [23]. Выигрыш в числе машинных циклов при $M=128$ и $P=10$ в наилучшем случае составляет 1,2 раза.

ГЛАВА 3. СИНТЕЗ И АНАЛИЗ АДАПТИВНОГО АЛГОРИТМА СТАБИЛИЗАЦИИ ОШИБКИ ПЕРВОГО РОДА НА ФОНЕ ШУМА С НЕСТАЦИОНАРНЫМ СРЕДНИМ ЗНАЧЕНИЕМ

3.1. Введение

В последние годы было предложено множество модификаций алгоритма СОПР, направленных на повышение его эффективности в условиях стационарного и нестационарного шума. Ниже представлены наиболее значимые из них.

В работе [95] разработан автоматический цензурированный алгоритм СОПР, основанный на использовании упорядоченной изменчивости элементов выборки.

В работе [96] представлен так называемый адаптивный линейный комбинированный алгоритм СОПР, основанный на принципе динамического объединения пороговых оценок, полученных от алгоритмов УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ. Алгоритм обладает способностью адаптироваться к различным условиям – как в стационарном фоне, так и при наличии мешающих сигналов – за счёт изменения весового коэффициента, который вычисляется на основе данных «скользящего окна».

В работе [97] предложен вариант алгоритма СОПР, в котором наличие стационарности или нестационарности шума определяется на основе анализа свойств опорных ячеек. Пороговое значение выбирается с использованием комбинированного подхода, основанного на алгоритмах УС-ПУЛТ и ПС-ПУЛТ.

В работе [98] предложен адаптивный алгоритм УС-ПУЛТ, который сочетает тест согласия и алгоритмы двойного цензурирования для обнаружения сигналов на фоне нестационарных помех, таких как границы помех и мешающие объекты. В предлагаемом алгоритме производится предварительная проверка однородности окна с помощью теста Андерсона–Дарлинга. В случае неоднородности применяется обобщённый критерий правдоподобия для детектирования границы помех и цензурирование для удаления аномальных отсчётов.

В работе [99] приведена методика оценки характеристик обнаружения радиотехнических сигналов в неоднородном помеховом фоне при использовании так называемого медианного адаптивного алгоритма, у которого в качестве оценки интенсивности помехового фона используется элемент опорной выборки канала регулировки порога с фиксированным рангом.

Вопросы обнаружения малозаметных сигналов в условиях достаточно высокой степени априорной неопределенности характеристик помех и сигналов рассматриваются в работе [100].

В работе [101] разработан адаптивный алгоритм на основе порядковых статистик, обеспечивающий стабилизацию ошибки первого рода при нестационарном помеховом фоне и предназначенный для обнаружения групповых сигналов.

Таким образом, в представленных алгоритмах не учитывается изменение среднего значения шума в пределах «скользящего окна».

В данной диссертации предложены адаптивные алгоритмы СОПР, в которых порог обнаружения настраивается в зависимости от результатов проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна» с последующим определением модели изменения его среднего уровня.

3.2. Выбор модели аппроксимации среднего значения шума в алгоритме стабилизации ошибки первого рода

Для повышения эффективности предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [91] в условиях шума, среднее значение которого изменяется, на первом этапе целесообразно провести оценку используемой модели изменения шума – линейной или квадратичной.

На рисунке 3.1 представлена структурная схема алгоритма СОПР, предлагаемого в диссертации [102], с адаптивным выбором модели аппроксимации среднего значения шума в пределах «скользящего окна».

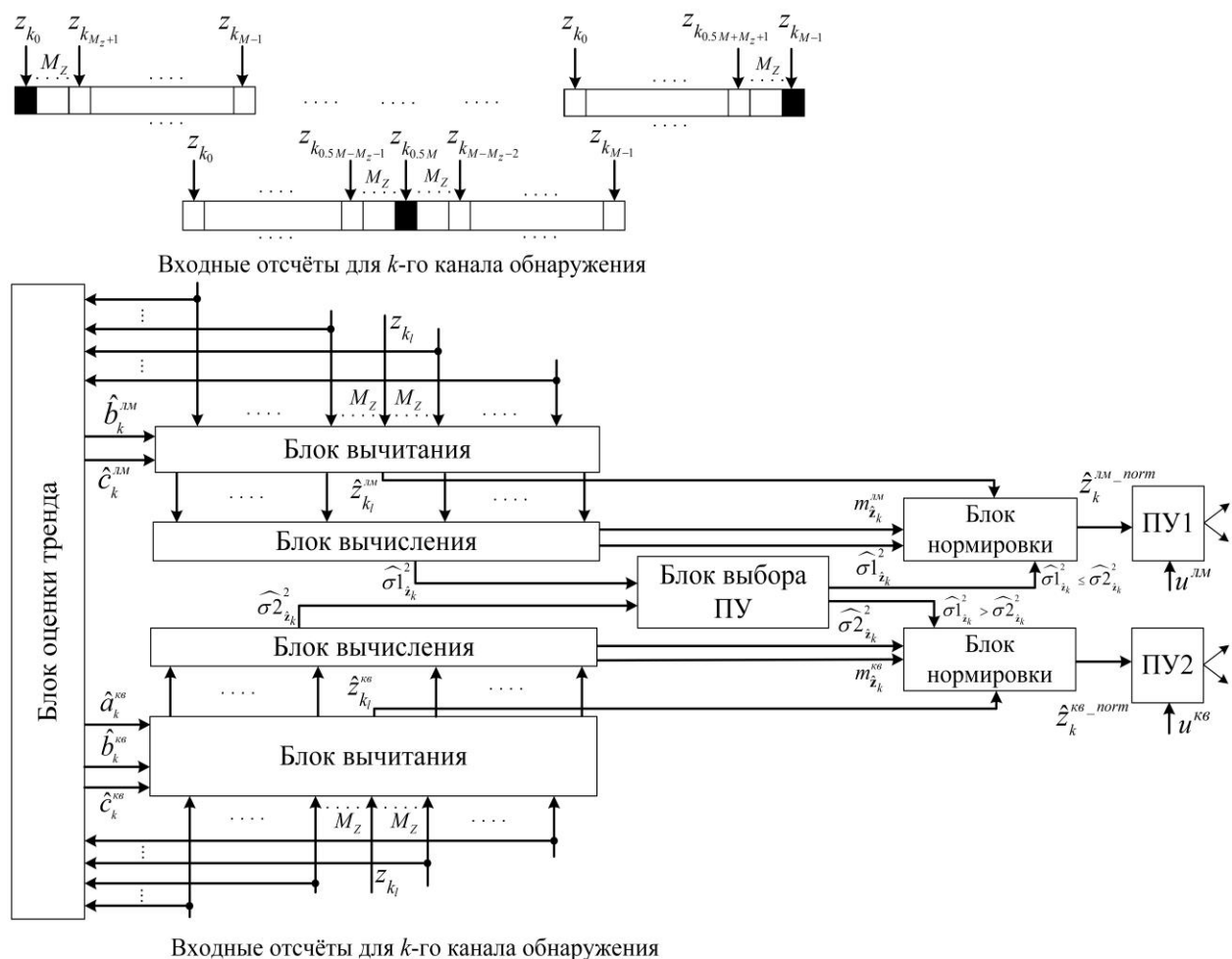


Рисунок 3.1 – Структурная схема алгоритма СОПР, предлагаемого в диссертации [102], с адаптивным выбором модели аппроксимации среднего значения шума в пределах «скользящего окна»

На рисунке 3.1 представлены следующие обозначения: ПУ1 и ПУ2 – пороговые устройства, а u^{LM} и u^{KB} – пороги обнаружения, соответствующие линейной и квадратичной моделям аппроксимации среднего значения шума. Также на рисунке показаны блоки, функции которых были представлены в главе 2: блок оценки тренда, блок вычитания, блок вычисления и блок нормировки. Блок выбора ПУ реализует выбор порогового устройства ПУ1, либо ПУ2. Для k -го канала обнаружения при $k < 0.5M$ тестируемая ячейка «скользящего окна» располагается на левом краю окна, при $k > N - 1 - 0.5M$ - на правом краю, а при $0.5M \leq k \leq N - 1 - 0.5M$ - в центре окна.

В рамках данной диссертации рассматриваются предположения о линейном и квадратичном характере изменения среднего значения шума в пределах «скользящего окна», что иллюстрируется выражениями (2.2) и (2.3).

Выбор порогового устройства ПУ1, либо ПУ2 осуществляется на основе анализа величины дисперсий отсчётов $\sigma_{\hat{z}_k}^2$ и $\sigma_{\hat{z}_k}^2$ на выходе блоков «вычисления».

Выбор модели тренда осуществляется следующим образом:

- Оценки параметров a_k^{LM} , b_k^{LM} вычисляются на основе метода наименьших квадратов в соответствии с выражениями (2.6) и (2.7). Оценки параметров a_k^{KG} , b_k^{KG} , c_k^{KG} определяются следующими выражениям [78]:

$$\begin{aligned}\hat{a}_k^{KG} &= \det \begin{pmatrix} M & X1 & Z1 \\ X1 & X2 & Z2 \\ X2 & X3 & Z3 \end{pmatrix} \left(\det \begin{pmatrix} M & X1 & X2 \\ X1 & X2 & Z3 \\ X2 & X3 & Z4 \end{pmatrix} \right)^{-1}, \\ \hat{b}_k^{KG} &= \det \begin{pmatrix} M & Z1 & X2 \\ X1 & Z2 & X3 \\ X2 & Z3 & X4 \end{pmatrix} \left(\det \begin{pmatrix} M & X1 & X2 \\ X1 & X2 & Z3 \\ X2 & X3 & X4 \end{pmatrix} \right)^{-1}, \\ \hat{c}_k^{KG} &= \det \begin{pmatrix} Z1 & X1 & X2 \\ Z2 & X2 & X3 \\ Z3 & X3 & X4 \end{pmatrix} \left(\det \begin{pmatrix} M & X1 & X2 \\ X1 & X2 & X3 \\ X2 & X3 & X4 \end{pmatrix} \right)^{-1},\end{aligned}\quad (3.1)$$

где $\det(\bullet)$ - определитель матрицы; $X1 = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} i$; $X2 = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} i^2$; $X3 = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} i^3$;

$X4 = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} i^4$; $Z1 = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} z_{k_{i-1}}$; $Z2 = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} (i \cdot z_{k_{i-1}})$; $Z3 = \sum_{i=1}^{M-2M_z-1} (i^2 \cdot z_{k_{i-1}})$;

$\hat{a}_k^{KG}$, $\hat{b}_k^{KG}$, $\hat{c}_k^{KG}$ - оценки коэффициентов a_k^{KG} , b_k^{KG} , c_k^{KG} .

Вычитание аппроксимированного значения среднего значения шума из элементов массива $\mathbf{z}_k$ для линейной модели показано в выражении (2.29), а для квадратичной модели определяется следующим выражением [102]:

$$\hat{z}_{k_i}^{KG} = z_{k_i} - (\hat{a}_k^{KG} \cdot i^2 + \hat{b}_k^{KG} \cdot i + \hat{c}_k^{LM}), \quad (3.2)$$

где $i = 0, 1 \dots M-1$; коэффициенты $a_k^{\kappa\theta}$, $b_k^{\kappa\theta}$, $c_k^{\kappa\theta}$ вычисляются согласно выражению (3.1).

Выборочное математическое ожидание $m_{\hat{z}_k}^{LM}$ и дисперсия $\sigma_{\hat{z}_k}^2$ отсчётов массива $\hat{z}_k^{LM}$ для линейной модели показаны в выражениях (2.39) и (2.40) соответственно.

Математическое ожидание $m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta}$ для квадратичной модели определяется следующим выражением [102]:

$$m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta} = \frac{1}{M - (2M_z + 1)} \cdot \left(\sum_{i=0}^{0.5M-M_z-1} \hat{z}_{k_i} + \sum_{i=0.5M+M_z+1}^{M-1} \hat{z}_{k_i} \right), \text{ если } k = 0.5M \dots N-1-0.5M,$$

$$m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta} = \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \left(\sum_{i=M_z+1}^{M-1} \hat{z}_{k_i} \right), \text{ если } k < 0.5M,$$

$$m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta} = \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \left(\sum_{i=0}^{M-M_z-2} \hat{z}_{k_i} \right), \text{ если } k > N-1-0.5M.$$
(3.3)

Дисперсия $\sigma_{\hat{z}_k}^2$ для квадратичной модели определяется следующим выражением [102]:

$$\sigma_{\hat{z}_k}^2 = \frac{1}{M - (2M_z + 1)} \cdot \left[\sum_{i=0}^{0.5M-M_z-1} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta} \right)^2 + \sum_{i=0.5M+M_z+1}^{M-1} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta} \right)^2 \right], \text{ если } k = 0.5M \dots N-1-0.5M,$$

$$\sigma_{\hat{z}_k}^2 = \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \sum_{i=M_z+1}^{M-1} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta} \right)^2, \text{ если } k < 0.5M,$$

$$\sigma_{\hat{z}_k}^2 = \frac{1}{M - (M_z + 1)} \cdot \sum_{i=0}^{M-M_z-2} \left(\hat{z}_{k_i} - m_{\hat{z}_k}^{\kappa\theta} \right)^2, \text{ если } k > N-1-0.5M.$$
(3.4)

После этого в блоке «выбора ПУ» происходит сравнение значений дисперсий $\sigma_{\hat{z}_k}^2$ и $\sigma_{\hat{z}_k}^2$. При $\sigma_{\hat{z}_k}^2 \leq \sigma_{\hat{z}_k}^2$ выбирается пороговое устройство ПУ1 для обнаружения, в противном случае – пороговое устройство ПУ2.

В соответствии с выражениями ПРВ параметров $\hat{a}_k^{LM}$, $\hat{b}_k^{LM}$ и выражениями (3.1), (3.2), (3.4) получение аналитического выражения для ПРВ массива отчётов $\hat{z}_k^{LM}$ и $\hat{z}_k^{KV}$ является сложной задачей. В связи с этим в данной работе для обнаружения объектов предлагается использовать нормированные случайные величины $\hat{z}_k^{LM-norm}$ и $\hat{z}_k^{KV-norm}$ для линейной и квадратичной моделей соответственно. Нормированная случайная величина $\hat{z}_k^{LM-norm}$ определяется по выражению (2.38), а величина $\hat{z}_k^{KV-norm}$ – по следующему выражению:

$$\hat{z}_k^{KV-norm} = \frac{\hat{z}_{kl} - m_{\hat{z}_k^{KV}}}{\sqrt{\sigma_{\hat{z}_k^{KV}}^2}}, \quad (3.5)$$

Нормированная случайная величина определяется как $\hat{z}_k^{LM-norm}$, если $\sigma_{\hat{z}_k^{LM}}^2 \leq \sigma_{\hat{z}_k^{KV}}^2$, и как $\hat{z}_k^{KV-norm}$ в противном случае.

Определение аналитического выражения ПРВ нормированных случайных величин $\hat{z}_k^{LM-norm}$ и $\hat{z}_k^{KV-norm}$ является сложной задачей [88]. Для решения данной проблемы воспользуемся аппроксимаций ПРВ случайных величин $\hat{z}_k^{LM-norm}$ и $\hat{z}_k^{KV-norm}$ рядами. Выбор полинома производится на основании критерия согласия «Хи-квадрат».

В таблице 3.1 представлены значения статистики критерия «Хи-квадрат» χ^2 , при аппроксимации ПРВ случайных величин $\hat{z}_k^{LM-norm}$ и $\hat{z}_k^{KV-norm}$ рядом на основе применения различных ортогональных полиномов.

Таблица 3.1 – Значения статистики критерия согласия χ^2 [102]

Аппроксимация рядом	Нормированные случайные величины	
	$\hat{z}_k^{LM-norm}$	$\hat{z}_k^{KV-norm}$
Лагерра	3,42	3,87
Лежандра	6,78	5,95
Эджворта	8735	9134

Анализ данных таблицы 3.1 позволяет сделать вывод, что статистика критерия «Хи-квадрат» χ^2 минимальна при использовании аппроксимации рядом на основе ортогонального полинома Лагерра [92]. Пороги обнаружения u^{LM} и u^{KB} вычисляются путём интегрирования аппроксимации ПРВ случайных величин $\hat{z}_k^{LM-norm}$ и $\hat{z}_k^{KB-norm}$. Порог обнаружения u^{LM} находится путем решения уравнения (2.44) [91], а порог обнаружения u^{KB} находится путем решения следующего уравнения:

$$F = \int_{u^{KB}}^{\infty} p_{\hat{z}_k^{KB-norm}}(y) dy = \int_{u^{KB}}^{\infty} \frac{(y-a)^v e^{-(y-a)/d}}{d^{v+1}} \times \\ \times \sum_{j=0}^m \left[\sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k j! \mu_{x,j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \sum_{k=0}^j \frac{(-1)^k \Gamma(1+j+v) x^{j-k}}{\Gamma(1+j-k+v)(j-k)!k!} \right] dy, \quad (3.6)$$

где плотность распределения вероятностей $p_{\hat{z}_k^{KB-norm}}$ нормированного отчёта

$\hat{z}_k^{KB-norm}$ имеет вид:

$$p_{\hat{z}_k^{KB-norm}}(y) = \frac{(y-a)^v e^{-(y-a)/d}}{d^{v+1}} \sum_{j=0}^m \delta_j L_j(v, (y-a)/d), \quad (3.7)$$

где величины $L_j(v, x)$, $\mu_{x,t}$, d , v , δ_j изложены во второй главе.

Обнаружение объекта в k -м канале обнаружения осуществляется в соответствии с выражениями:

$$\hat{z}_k^{LM-norm} > u^{LM}, \text{ в случае } \sigma_{\hat{z}_k}^2 \leq \sigma_{\hat{z}_k}^2, \quad (3.8)$$

$$\hat{z}_k^{KB-norm} > u^{KB}, \text{ в случае } \sigma_{\hat{z}_k}^2 > \sigma_{\hat{z}_k}^2. \quad (3.9)$$

Эффективность предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] определяется с помощью имитационного моделирования, проведённого при следующих параметрах системы обработки:

- максимальное число каналов обнаружения: $N_{\max} = 256$;
- заданная вероятность ошибки первого рода на канале обнаружения $F_{\text{зад}} = 10^{-5}, 10^{-6}, 10^{-7}, 10^{-8}$;

- В канале обнаружения шум подчиняется экспоненциальному закону распределения.

Для сравнения рассматривается алгоритм УС-ПУЛТ, описанный в работе [39] и представленный выражением (2.46).

На рисунке 3.2 представлены зависимости вероятности ошибки первого рода F от размера «скользящего окна» M и изменения дисперсии шума $\sigma_{ш}^2$. Величина заданной вероятности ошибки первого рода $F_{зад}=10^{-5}$, $F_{зад}=10^{-6}$. Размер «скользящего окна» M изменяется от 32 до 128.

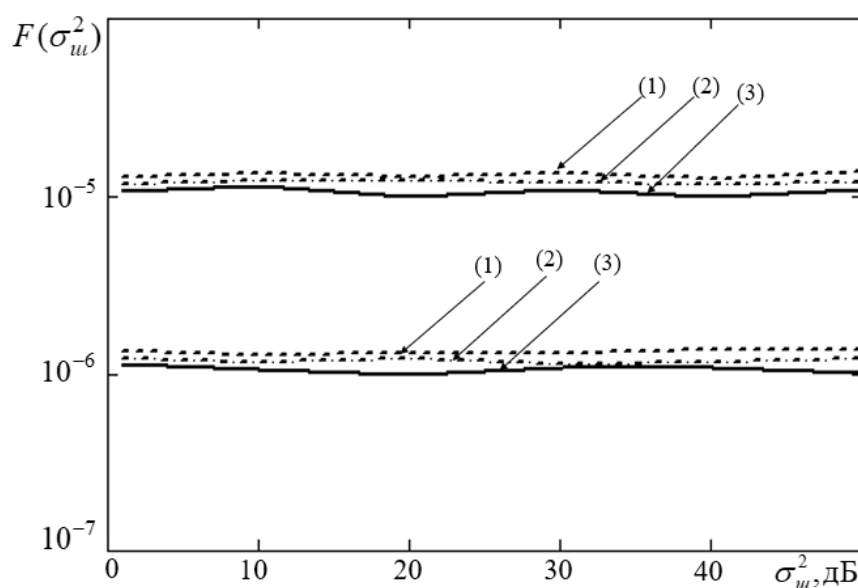


Рисунок 3.2 – Зависимость вероятности ошибки первого рода от размера M «скользящего окна» и изменения дисперсии шума $\sigma_{ш}^2$ [102]

Кривые 1 (пунктирная), 2 (штрихпунктирная) и 3 (сплошная) соответствуют вероятностям ошибки первого рода при $M=32$, $M=64$ и $M=128$. Анализ зависимостей, представленных на рисунке 3.2, показывает, что при увеличении размера «скользящего окна» M вероятность ошибки первого рода стремится к заданному значению $F_{зад}$ и остаётся неизменной при изменении дисперсии шума в широком диапазоне от 0 до 50 дБ.

На рисунке 3.3 показаны характеристики обнаружения алгоритма СОПР, предлагаемого в диссертации [102], в условиях нестационарного шума при различных значениях параметров $\hat{a}_k^{K\theta}$, $\hat{b}_k^{K\theta}$ и $\hat{c}_k^{K\theta}$. Вероятность ошибки первого

рода приняты равными $F_{\text{зад}}=10^{-7}$ и $F_{\text{зад}}=10^{-8}$. Характеристики обнаружения построены при $M=128$.

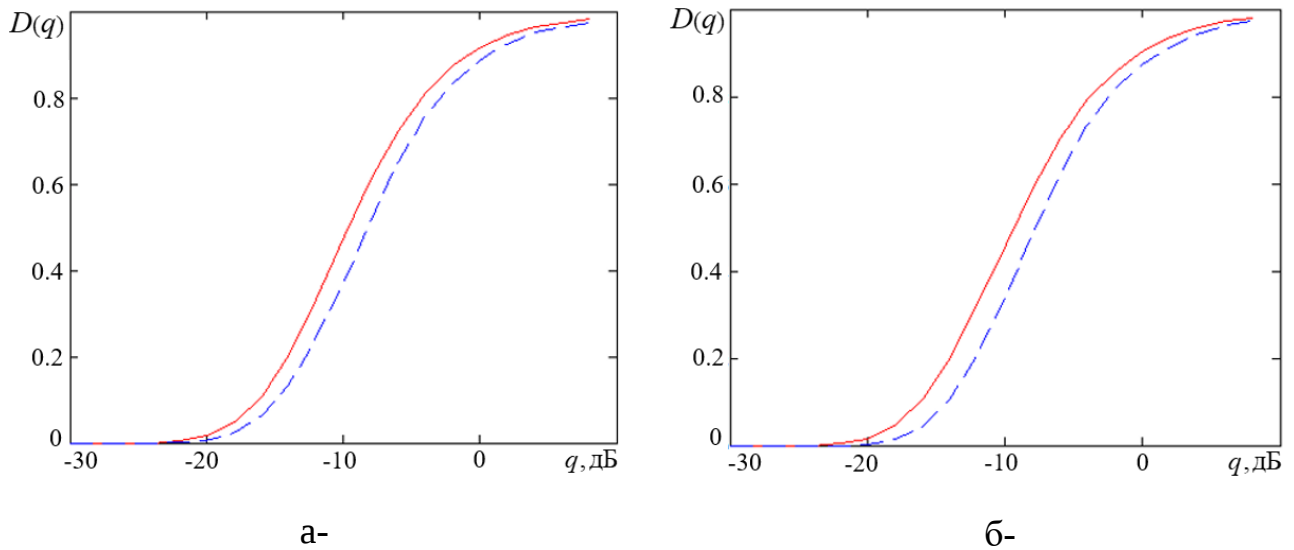


Рисунок 3.3 – Характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритмов СОПР [102] при значении $a_k^{кв}=0$; $b_k^{кв}=2,0$ и $c_k^{кв}=3,0$ на фоне нестационарного шума:
а – $F_{\text{зад}}=10^{-7}$; б – $F_{\text{зад}}=10^{-8}$

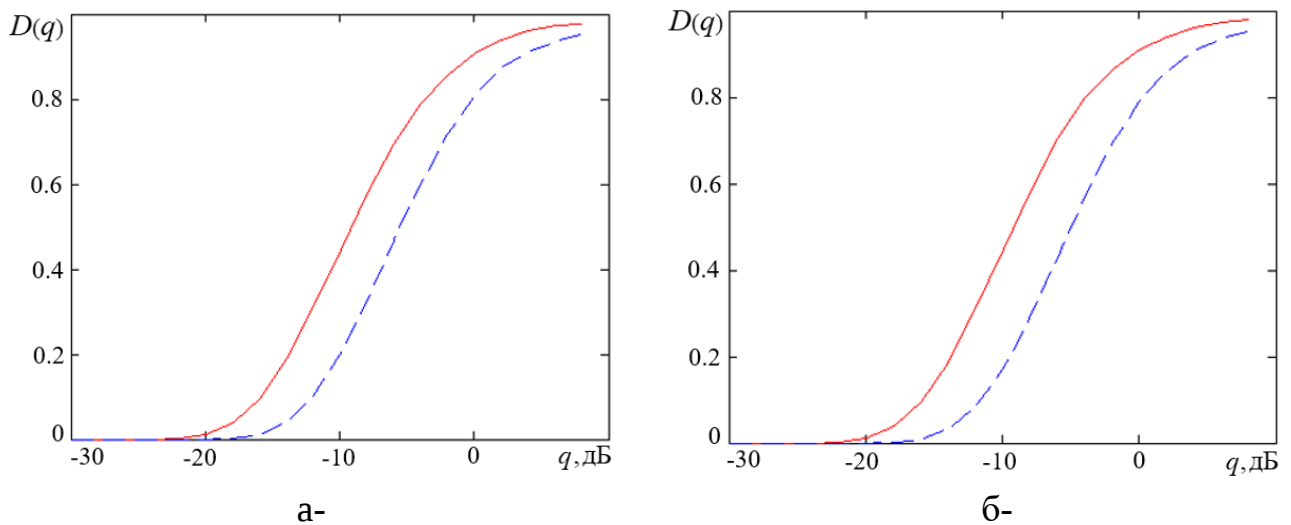


Рисунок 3.4 – Характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] при значении $a_k^{кв}=0,25$; $b_k^{кв}=1,8$ и $c_k^{кв}=2,5$ на фоне нестационарного шума: а – $F_{\text{зад}}=10^{-7}$; б – $F_{\text{зад}}=10^{-8}$

На рисунках 3.3 и 3.4 сплошная линия соответствует характеристикам обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] в условиях нестационарного шума, а пунктирная линия – известному алгоритму УС-ПУЛТ.

Анализ зависимостей, представленных на рисунке 3.3, показывает, что для предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] при значениях $D=0,9$ и

$F_{\text{зад}}=10^{-7}$ выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ, составляет примерно 1,8 дБ, а при $F_{\text{зад}}=10^{-8}$ это значение составляет 1,9 дБ.

Для зависимостей, представленных на рисунке 3.4, при $D=0,9$ выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум составляет примерно 5,1 дБ и 5,2 дБ при значениях $F_{\text{зад}}=10^{-7}$ и $F_{\text{зад}}=10^{-8}$ соответственно.

В таблице 3.2 представлен выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ для различных значений параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$ в случаях $F_{\text{зад}}=10^{-7}$, $F_{\text{зад}}=10^{-8}$. Положительные значения определяют выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, отрицательные – проигрыш по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ на фоне стационарного шума.

Таблица 3.2 – Выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, дБ [102]

Параметры			Заданная вероятность ошибки первого рода, $F_{\text{зад}}$	
$a_k^{кв}$	$b_k^{кв}$	$c_k^{кв}$	$F_{\text{зад}}=10^{-7}$	$F_{\text{зад}}=10^{-8}$
0	0	0	-0,1	-0,2
0	1,2	1,5	1,3	1,4
0	2,5	2,0	2,5	2,7
0,1	1,0	1,5	3,3	3,4
0,25	1,8	2,5	5,1	5,2

Анализ данных таблицы 3.2 показывает, что при увеличении значений $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$ выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум предлагаемого в [102] алгоритма СОПР возрастает и достигает 5,2 дБ при $a_k^{кв}=0,25$ и $b_k^{кв}=1,8$ и $c_k^{кв}=2,5$. В условиях стационарного шума разность порогового отношения сигнал-шум между предлагаемым в диссертации алгоритмом СОПР [102] и известным алгоритмом УС-ПУЛТ составляет 0,1 дБ при $F_{\text{зад}}=10^{-7}$ и 0,2 дБ при $F_{\text{зад}}=10^{-8}$.

Для подтверждения практической применимости предлагаемого в данной диссертации алгоритмов СОПР [102, 77] необходима их проверка на реальных

данных. Проведение эксперимента в данной диссертации также направлено на получение практических результатов, подтверждающих обоснованность теоретических подходов и достоверность результатов имитационного моделирования, представленных в данной главе.

В рамках данного эксперимента были использованы методы обработки сигналов и статистические критерии, а также экспериментальные данные, полученные с использованием РЛС AWR1642. Полученные результаты были проанализированы с целью оценки соответствия теоретических моделей практическим наблюдениям.

Технические характеристики РЛС AWR1642 следующие:

- мощность излучения составляет 10 мВт;
- число каналов по дальности: 256;
- число зондирований: 255;
- высота установки антенны: 1,5 м;
- число сканирований сектора обзора: 10000.

Для предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] эффективность оценивается на основе анализа вероятности ошибки первого рода. Экспериментальные данные были получены при размещении РЛС AWR1642 у окна лабораторного корпуса, расположенного на территории ФГБОУ ВО «Рязанский государственный радиотехнический университет им. В. Ф. Уткина», и при выполнении сканирования в условиях отсутствия объекта.

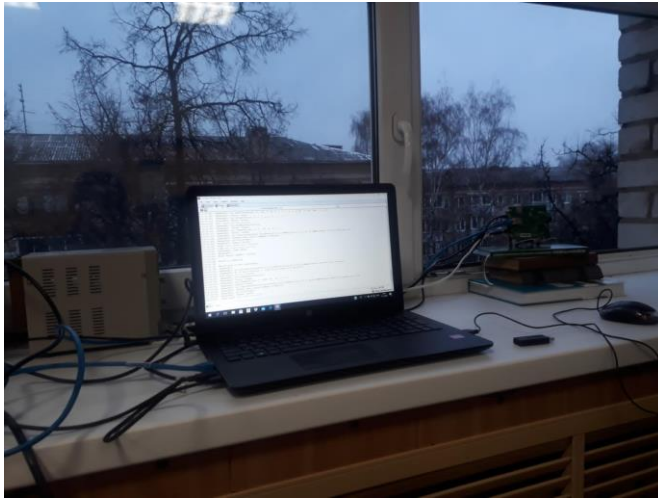


Рисунок 3.5 – Место установки РЛС AWR1642

На рисунке 3.6 представлен спектр отражённого сигнала в одном из каналов по дальности после нормировки амплитуды, полученный в результате обработки сигналов, отражённых в РЛС AWR1642.

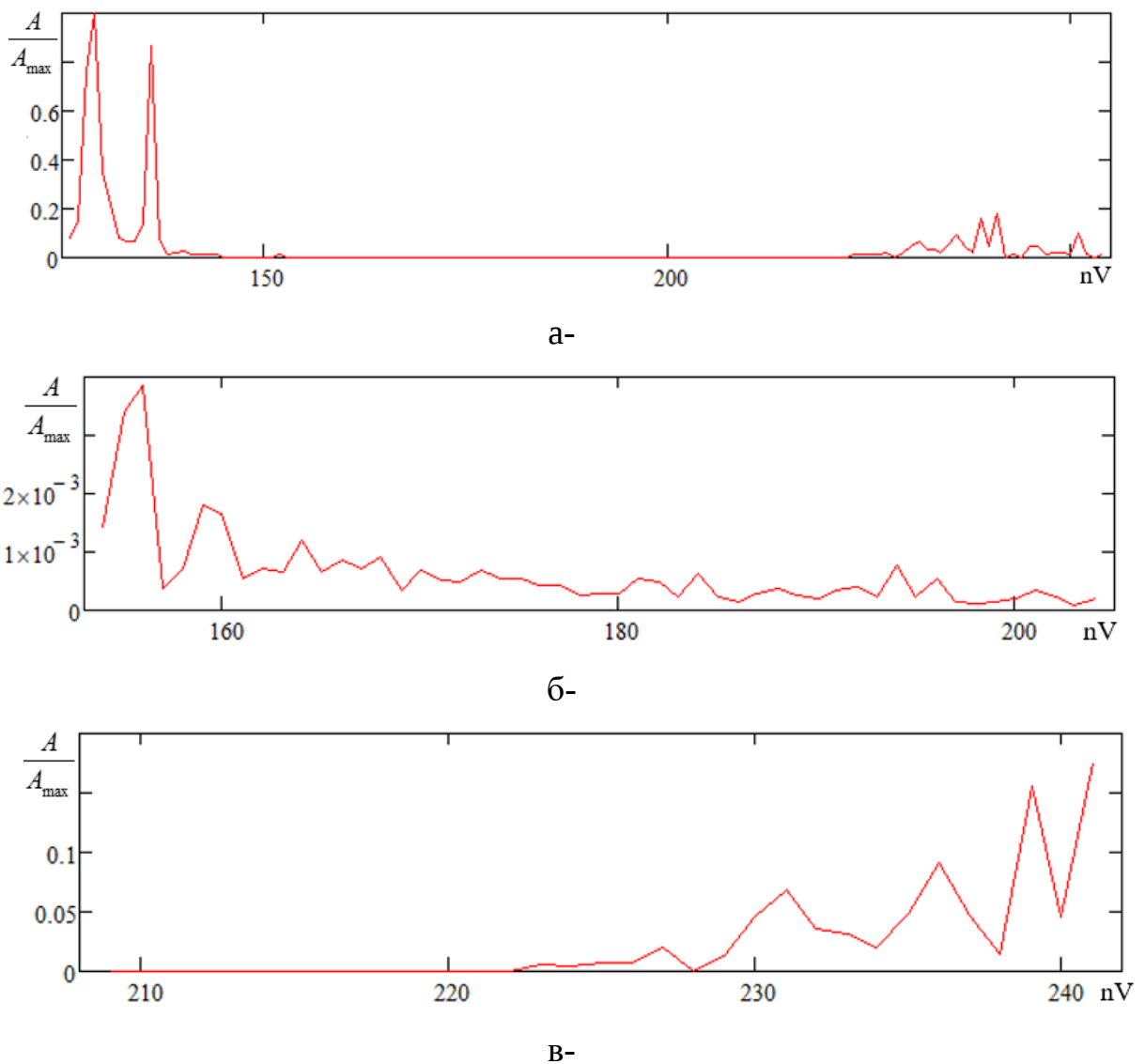


Рисунок 3.6 – Отраженный сигнал от РЛС AWR1642 в одном из каналов по скорости:

а – отраженный сигнал; б и в – участки отраженного сигнала

На рисунке 3.6 введены следующие обозначения: nV – канал обнаружения по скорости; A – амплитуда; $A_{\max}$ – максимальная амплитуда.

Анализ зависимостей на рисунке 3.6 показывает, что полученный отраженный сигнал содержит участки, в которых среднее значение шума может изменяться по линейному или квадратичному закону. Оценка эффективности предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] будет проведена на основе анализа данных этих участков. В таблице 3.3 приведены значения вероятности ошибки первого рода для различных размеров «скользящего окна» M при заданной величине $F_{\text{зад}}=10^{-3}$.

Таблица 3.3 – Вероятность ошибки первого рода при использовании экспериментальных данных

Объем выборки, M	32	36	40	48
Вероятность ошибки первого рода, F	$7,6 \cdot 10^{-4}$	$8,4 \cdot 10^{-4}$	$8,9 \cdot 10^{-4}$	$9,3 \cdot 10^{-4}$

Анализ данных таблицы 3.3 позволяет сделать вывод, что для предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] при увеличении объёма выборки M вероятность ошибки первого рода F стремится к заданной величине $F_{\text{зад}}$.

Таким образом, в основе предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [102] лежит выбор линейной или квадратичной аппроксимации на основе критерия минимизации дисперсии. Результаты моделирования показывают, что предлагаемый в диссертации алгоритм СОПР [102] обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум до 5,2 дБ. Кроме того, анализ экспериментальных данных РЛС также показывает, что данный алгоритм [102] обеспечивает стабилизацию ошибки первого рода на фоне нестационарного шума. В связи с этим представляется целесообразным объединить в одном алгоритме СОПР возможность работы как на фоне стационарного, так и нестационарного шумов.

3.3. Синтез и анализ алгоритма СОПР на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна»

В современных радиотехнических системах, работающих в условиях нестационарного шума, среднее значение которого изменяется, известные алгоритмы СОПР, основанные на предположении о стационарности шума, демонстрируют снижение эффективности и устойчивости. Одним из направлений решения данной проблемы является использование адаптивных алгоритмов СОПР, учитывающих текущие статистические свойства шума. В данной диссертации предлагается алгоритм СОПР [77], в котором реализован адаптивный выбор порога обнаружения на основе проверки стационарности шума в пределах

«скользящего окна», с последующим определением модели изменения его среднего значения.

В диссертации предлагается ввести предварительное тестирование отсчётов шума массива $\mathbf{z}_k$ на стационарность с помощью одного из непараметрических критериев, в частности критерия Манна – Уитни [44], и последующую оценку модели изменения среднего значения шума.

На рисунке 3.7 представлена структурная схема предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна».

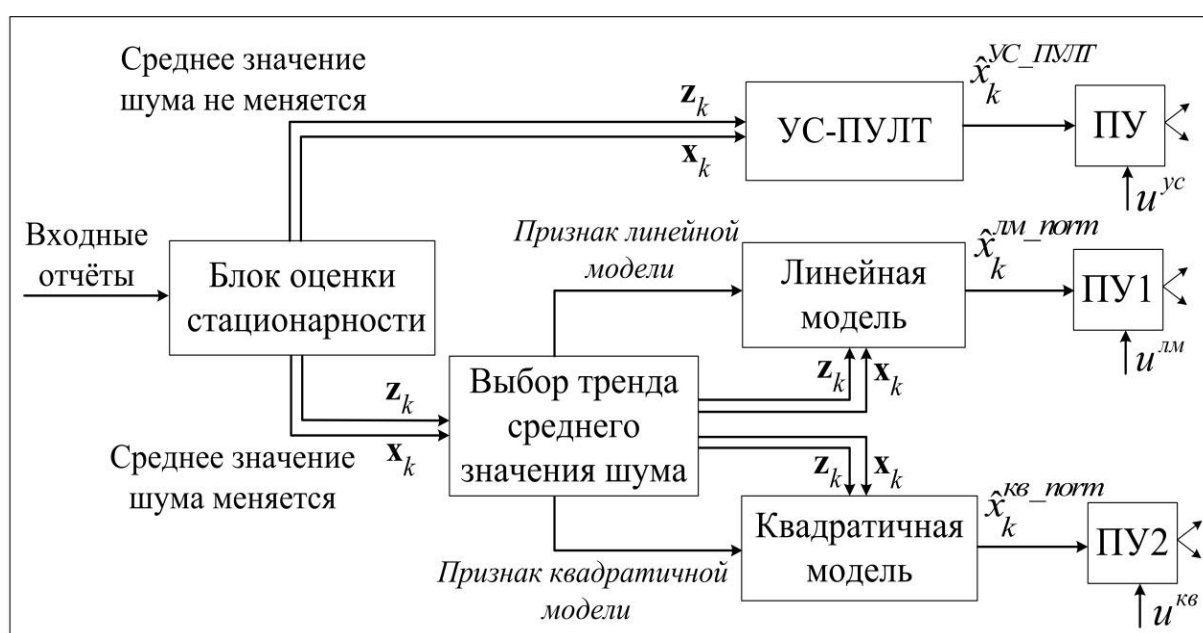


Рисунок 3.7 – Структурная схема предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] на основе проверки стационарности шума

На рисунке 3.7 введены обозначения: ПУ – пороговое устройство; $u^{УС}$ – порог обнаружения; $\hat{x}_k^{УС-ПУЛТ}$, $\hat{x}_k^{ЛМ_norm}$, $\hat{x}_k^{КВ_norm}$ – значения решающих статистик в k -м канале обнаружения; Размер массива $\mathbf{x}_k$ равен M . В данный массив входят элементы массива $\mathbf{z}_k$, а также отсчёты, попадающие в защитный интервал, и отсчёт, который сравнивается с порогом обнаружения.

Как показано на структурной схеме (рисунок 3.7), предлагаемый в диссертации алгоритм СОПР [77] работает следующим образом. На вход

поступают входные отчёты, для k -го канала обнаружения формируются два массива: $\mathbf{z}_k$ и $\mathbf{x}_k$ размерами $(M - 2M_z - 1)$ и M соответственно.

Отсчёты массива $\mathbf{z}_k$ поступают в блок оценки стационарности. На этом этапе осуществляется проверка однородности выборки с использованием непараметрического критерия Манна – Уитни [44]. Эмпирическое значение статистики данного критерия вычисляется на основании элементов последовательности $\mathbf{z}_k$ согласно соответствующему выражению [77]:

$$z_{MY} = \left| \frac{U - \frac{n_1 n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \right|, \quad (3.11)$$

где n_1 – объём первой подвыборки входного массива $\mathbf{z}_k$; $n_1 = 0,5M - 1 - M_z$; n_2 – объём второй подвыборки входного массива $\mathbf{z}_k$; $n_2 = 0,5M - M_z$.

Случайная величина U в выражении (3.11) вычисляется следующим образом [77]:

$$U = \min \{U_1, U_2\},$$

$$\text{где } U_1 = \sum_{j=1}^{0,5M-M_z-1} \sum_{i=0,5M-M_z}^{M-2M_z-1} \begin{cases} 1, \text{ если } z_{k_j} > z_{k_i} \\ 0, \text{ если } z_{k_j} \leq z_{k_i} \end{cases}; \quad U_2 = \sum_{j=1}^{0,5M-M_z-1} \sum_{i=0,5M-M_z}^{M-2M_z-1} \begin{cases} 1, \text{ если } z_{k_j} \leq z_{k_i} \\ 0, \text{ если } z_{k_j} > z_{k_i} \end{cases}.$$

Если значение статистики z_{MY} превышает критический порог $z_{кр}$, делается вывод о нестационарном характере шума. В противном случае считается, что шум является стационарным, и дальнейшая обработка осуществляется с использованием алгоритма УС-ПУЛТ.

При выявлении нестационарности шума в пределах «скользящего окна», отсчёты $\mathbf{z}_k$ направляются в блок выбора тренда среднего значения шума. В этом блоке осуществляется определение закона аппроксимации, описывающего изменение среднего значения шума. Процедура определения порога обнаружения осуществляется аналогично изложенному в подглаве 3.2.

В случае стационарного шума значение порога обнаружения u^{yc} определяется в соответствии с выражением [77]: $\hat{\sigma}_u^2 \cdot \ln\left(\frac{1}{F}\right)$, где $\ln()$ – натуральный логарифм.

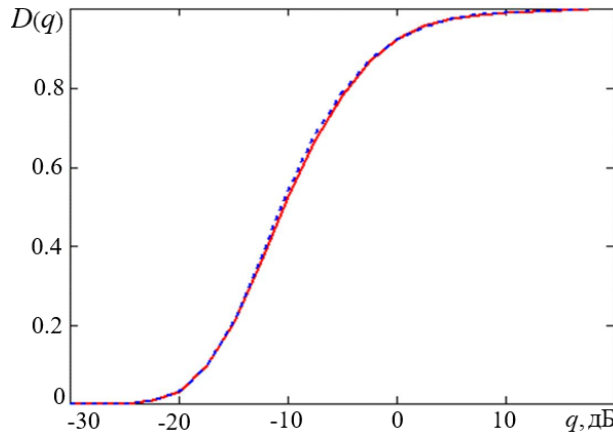
Эффективность предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] анализируется при помощи имитационного моделирования, а также на основе анализа экспериментальных данных.

Имитационное моделирование проведено при следующих параметрах системы обработки:

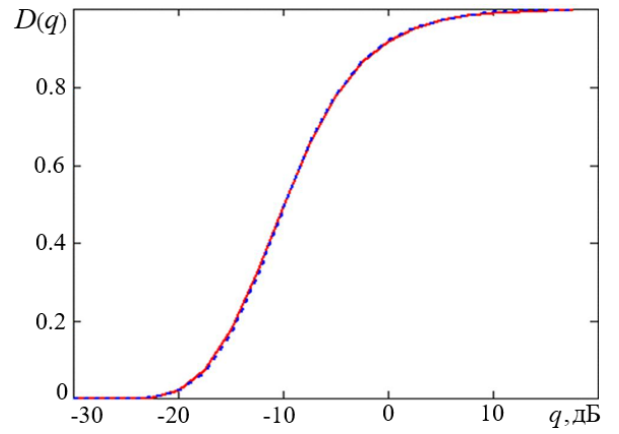
- максимальное число каналов обнаружения $N_{\max} = 256$;
- максимальный размер «скользящего окна» $M=128$;
- заданная вероятность ошибки первого рода на канале обнаружения $F_{\text{зад}}=10^{-7}, 10^{-8}$;
- значение критической статистики Манна – Уитни с уровнем значимости $p=0,05$ ($z_{\text{кр}} = 1.96$);
- закон распределения отсчётов $\mathbf{x}_k$ в каналах обнаружения является экспоненциальным.

Для сравнения рассматривается алгоритм УС-ПУЛТ, описанный в работе [39] и представленный выражением (2.46).

На рисунках 3.8-3.10 показаны характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77], при разных значениях a_k^{kv} , b_k^{kv} и c_k^{kv} . Заданные вероятности ошибки первого рода равны $F_{\text{зад}}=10^{-7}$ и $F_{\text{зад}}=10^{-8}$. Число опытов равно $10/F_{\text{зад}}$.



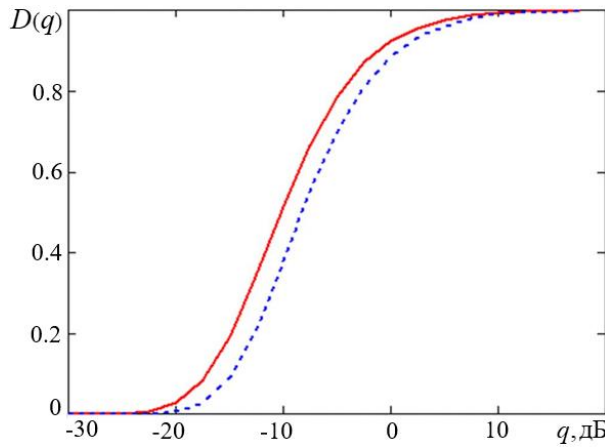
а-



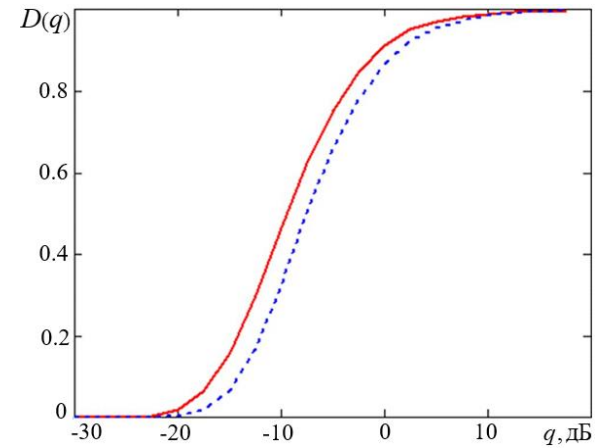
б-

Рисунок 3.8 – Характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] при значениях $a_k^{кв} = 0$, $b_k^{кв} = 0$ и $c_k^{кв} = 0$:

а – $F_{зад} = 10^{-7}$; б – $F_{зад} = 10^{-8}$



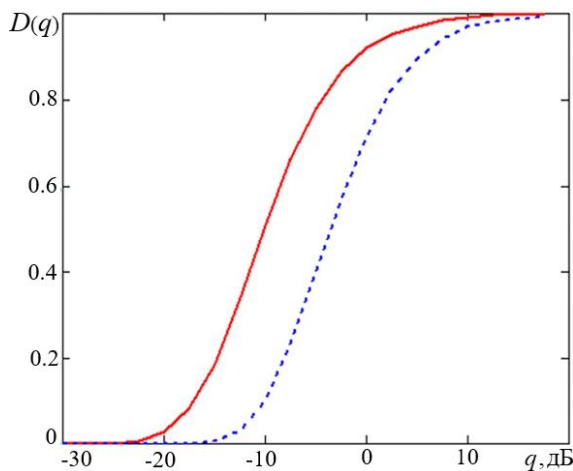
а-



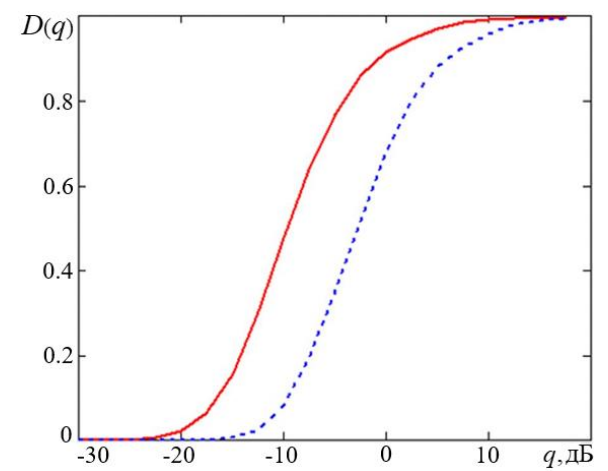
б-

Рисунок 3.9 – Характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] при значениях $a_k^{кв} = 0$, $b_k^{кв} = 3$ и $c_k^{кв} = 5$:

а – $F_{зад} = 10^{-7}$; б – $F_{зад} = 10^{-8}$



а-



б-

Рисунок 3.10 – Характеристики обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] при значениях $a_k^{кв} = 0,15$, $b_k^{кв} = 2$ и $c_k^{кв} = 3$:

а – $F_{зад} = 10^{-7}$; б – $F_{зад} = 10^{-8}$

На рисунках 3.8-3.10 сплошная линия соответствует характеристикам обнаружения предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77]; пунктирная линия – известному алгоритму УС-ПУЛТ.

Как следует из анализа зависимостей, представленных на рисунке 3.8, в стационарном случае (при значениях $a_k^{кв} = 0$, $b_k^{кв} = 0$ и $c_k^{кв} = 0$) эффективность предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] оказывается сопоставимой с алгоритмом УС-ПУЛТ, что обусловлено использованием блока оценки стационарности.

Согласно результатам, представленным на рисунке 3.9, в условиях нестационарного шума предлагаемый в диссертации алгоритм СОПР [77] демонстрирует выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, достигающий 1,7 дБ при значениях $D=0,9$ и $F_{зад}=10^{-7}$, по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ. При значениях $D=0,9$ и $F_{зад}=10^{-8}$ данный алгоритм СОПР обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, составляющий 1,8 дБ. Указанный результат обусловлен тем, что изменение среднего шума в пределах «скользящего окна» вызывает увеличение порога обнаружения, что, в свою очередь, влияет на эффективность алгоритма.

Как следует из анализа зависимостей, представленных на рисунках 3.9 и 3.10, увеличение значений параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$ приводит к возрастанию выигрыша в пороговом отношении сигнал-шум, достигающий приблизительно 5,7 дБ при $F_{зад}=10^{-7}$ и 5,8 дБ при $F_{зад}=10^{-8}$.

В таблице 3.4 приведён выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ для различных параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$ в случаях $F_{зад}=10^{-7}$, $F_{зад}=10^{-8}$ при вероятности правильного обнаружения $D=0,9$.

Таблица 3.4 – Выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум, дБ [77]

Параметры			Заданная вероятность ошибки первого рода, F	
$a_k^{кв}$	$b_k^{кв}$	$c_k^{кв}$	$F_{зад}=10^{-7}$	$F_{зад}=10^{-8}$
0	0	0	0	0
0	2	3	2,3	2,5
0	4	5	3,1	3,3
0,1	2	1	4,0	4,2
0,2	1	2	5,9	6,1

На основе данных, представленных в таблице 3.4, можно заключить, что в условиях стационарного шума ($a_k^{кв} = b_k^{кв} = c_k^{кв} = 0$), эффективность предлагаемого в диссертационной работе алгоритма СОПР [77] сопоставима с эффективностью алгоритма УС-ПУЛТ.

При ненулевых значениях параметров $a_k^{кв}$, $b_k^{кв}$ и $c_k^{кв}$ что соответствует наличию нестационарности шума, предлагаемый в диссертационной работе алгоритм СОПР [77] демонстрирует увеличение выигрыша в пороговом отношении сигнал-шум, достигающего 6,1 дБ при параметрах $a_k^{кв} = 0,2$, $b_k^{кв} = 1$ и $c_k^{кв} = 2$.

Оценка эффективности предлагаемого в данной диссертации алгоритма СОПР [77] также проводится на основании анализа экспериментальных данных, полученных с использованием РЛС AWR1642.

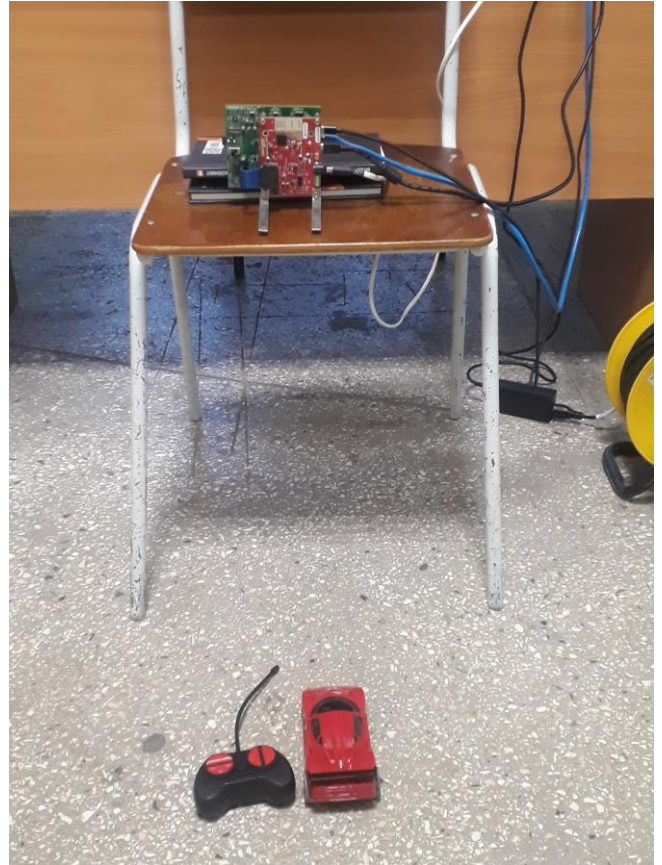
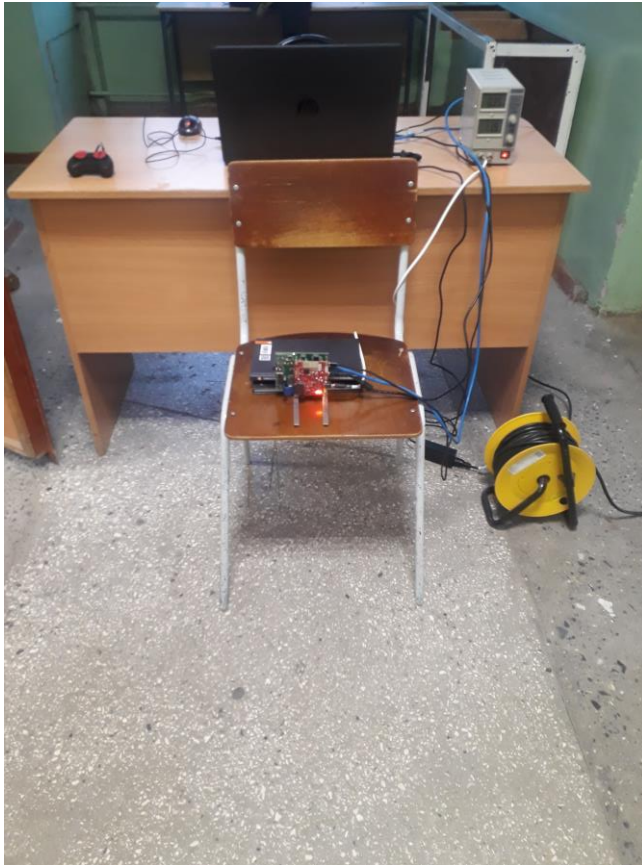


Рисунок 3.11 – Экспериментальные данные были зафиксированы
РЛС AWR1642 при обнаружении автомобиля, движущегося по коридору

Экспериментальные данные были зафиксированы РЛС AWR1642 при обнаружении объекта – автомобиля, движущегося по коридору лабораторного корпуса, расположенного на территории ФГБОУ ВО «Рязанский государственный радиотехнический университет им. В. Ф. Уткина».

На рисунке 3.12 показано положение автомобиля в некоторых каналах по дальности и по скорости.

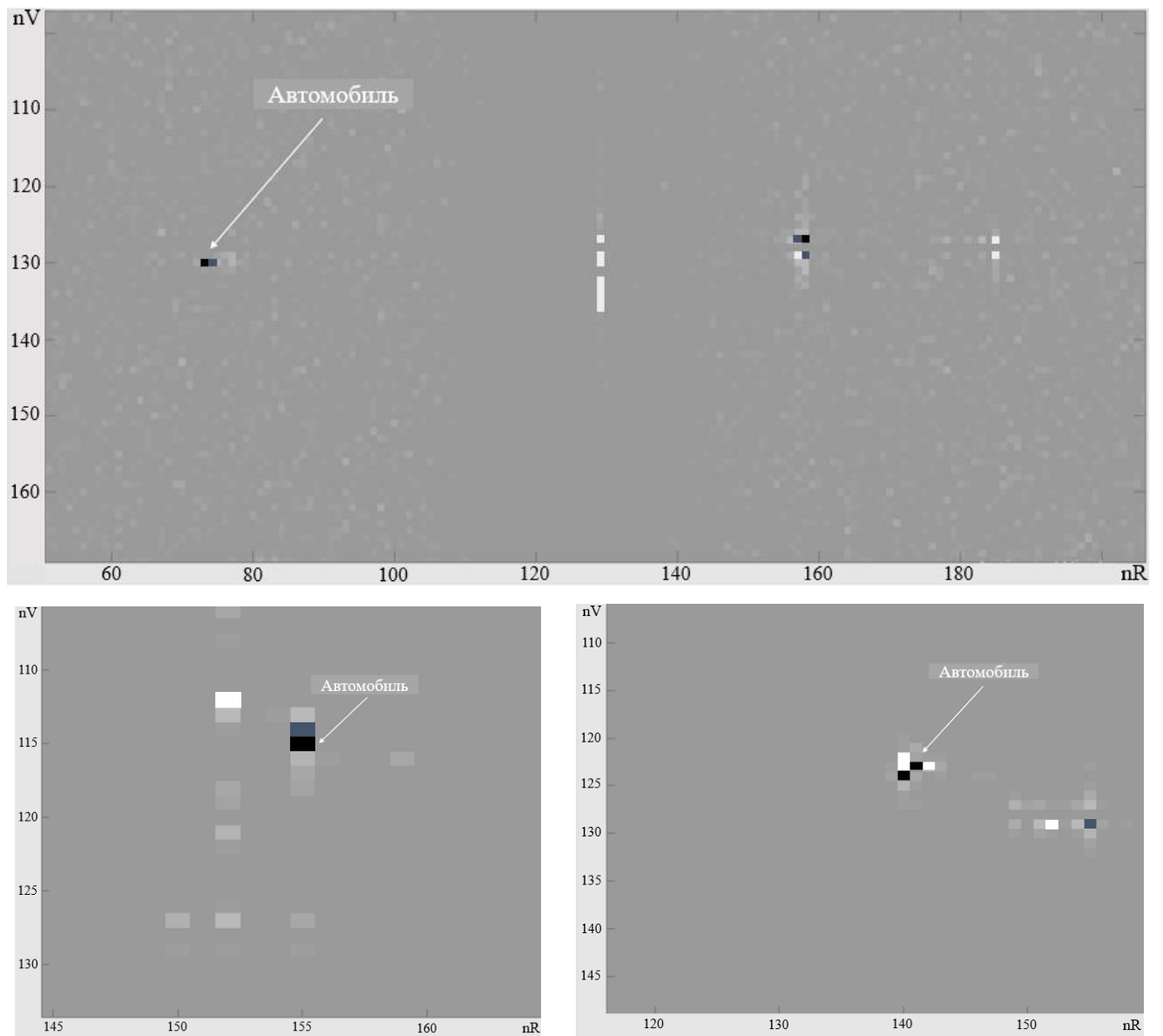


Рисунок 3.12 – Положение автомобиля на радарном экране

На рисунке 3.12 введено следующее обозначение: nR – канал обнаружения по дальности.

В процессе проведения экспериментальных исследований был получен отражённый сигнал от РЛС AWR1642, представленный на рисунках 3.13 и 3.14.

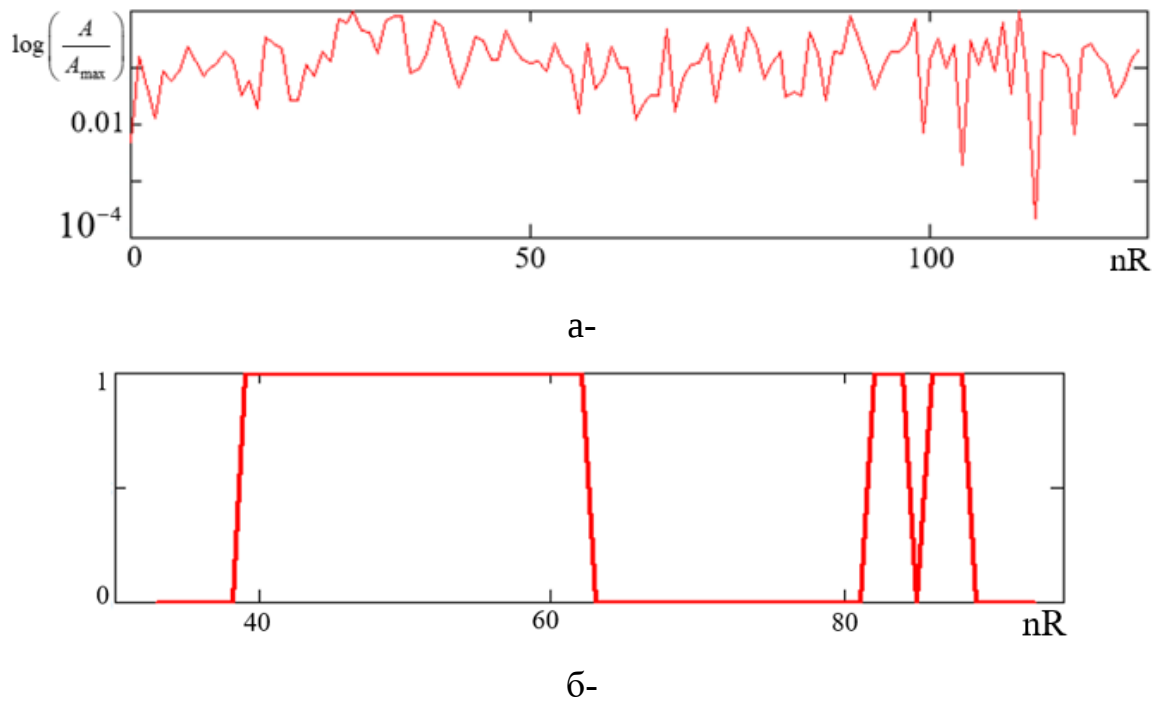


Рисунок 3.13 – Отраженный сигнал от РЛС AWR1642 в 5-м канале по дальности: а – Отраженный сигнал после нормировки; б – Результат проверки гипотезы стационарности отраженного сигнала

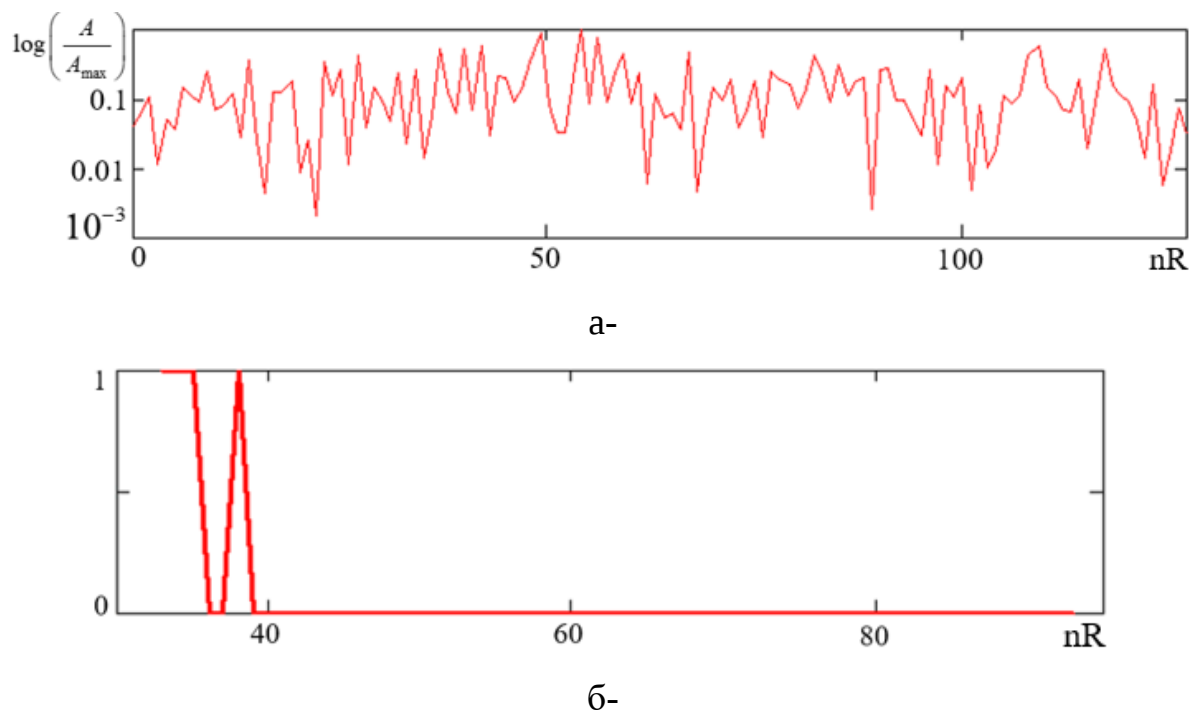


Рисунок 3.14 – Отраженный сигнал от РЛС AWR1642 в 68-м канале по дальности: а – Отраженный сигнал после нормировки; б – Результат проверки гипотезы стационарности отраженного сигнала

На рисунках 3.13 и 3.14 введено следующее обозначение: $\log()$ – логарифм.

Результаты проверки гипотезы о стационарности отражённого сигнала, представленные на рисунках 3.13, б и 3.14, б, получены с использованием критерия Манна – Уитни при уровне значимости $p=0,05$ в канале по дальности, в котором проводится тестирование наличия автомобиля. Размер «скользящего окна» составляет $M=64$. Значение «0» соответствует случаю стационарности, тогда как значение «1» указывает на наличие нестационарности.

Анализ результата проверки гипотезы стационарности отражённого сигнала на рисунках 3.13, б и 3.14, б показывает, что отраженный сигнал содержит как стационарные, так и нестационарные участки. Использование критерия Манна – Уитни позволяет эффективно выявлять стационарные и нестационарные участки отражённого сигнала, что представляет собой важный этап при построении предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77], основанного на проверке стационарности шума в пределах «скользящего окна».

На рисунке 3.15 приведены графики зависимости вероятности ошибки первого рода $F(N)$ от номера канала обнаружения при различных значениях размера скользящего окна M . Пороговое значение для обнаружения определялось при фиксированной вероятности ошибки первого рода $F_{\text{зад}}=10^{-3}$.

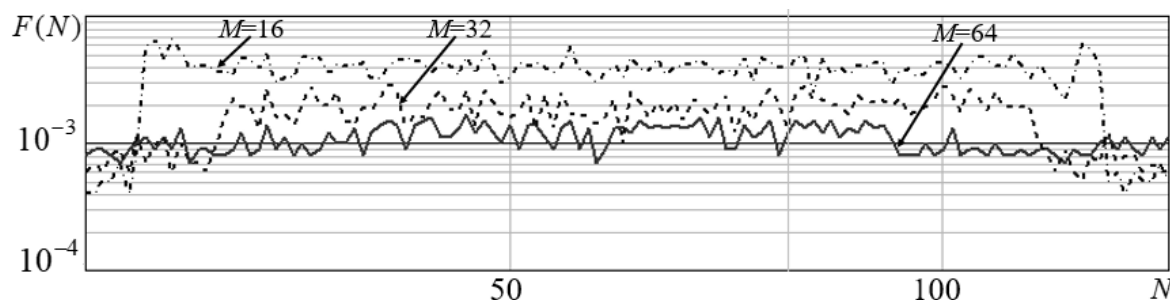


Рисунок 3.15 – Зависимость вероятности ошибки первого рода F в каналах обнаружения от различного значения M [77]

На рисунке 3.15 сплошной кривой соответствует значение $M=64$, пунктирной – $M=32$, а штрихпунктирной – $M=16$. Проведённый анализ зависимости демонстрирует, что с увеличением размера выборки M вероятность ошибки первого рода F в каналах обнаружения стремится к заданному значению вероятности ошибки первого рода $F_{\text{зад}}$.

В таблице 3.5 показана вероятность правильного обнаружения в зависимости от дальности действия РЛС R для известного алгоритма УС-ПУЛТ и предлагаемого в диссертации алгоритма СОПР [77] при $F_{\text{зад}}=10^{-3}$. R_{max} – максимальная дальность действия РЛС. Отношение $\frac{R}{R_{\text{max}}}$ стремится к единице при увеличении значения R до значения R_{max} .

Таблица 3.5 – Вероятность правильного обнаружения в зависимости от дальности действия РЛС

$\frac{R}{R_{\text{max}}}$	0,84	0,845	0,849	0,854	0,859
Алгоритм УС-ПУЛТ	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
Предлагаемый алгоритм СОПР [77]	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9

Таблица 3.5 – Вероятность правильного обнаружения в зависимости от дальности действия РЛС (продолжение)

$\frac{R}{R_{\text{max}}}$	0,863	0,868	0,873	0,877	0,882
Алгоритм УС-ПУЛТ	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
Предлагаемый алгоритм СОПР [77]	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9

Таблица 3.5 – Вероятность правильного обнаружения в зависимости от дальности действия РЛС (продолжение)

$\frac{R}{R_{\text{max}}}$	0,887	0,891	0,896	0,901	0,905
Алгоритм УС-ПУЛТ	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9
Предлагаемый алгоритм СОПР [77]	0,9	0,9	0,9	0,9	0,9

Таблица 3.5 – Вероятность правильного обнаружения в зависимости от дальности действия РЛС (*продолжение*)

$\frac{R}{R_{\max}}$	0,91	0,915	0,919	0,924	0,929
Алгоритм УС-ПУЛТ	0,8	0,8	0,7	0,7	0,7
Предлагаемый алгоритм СОПР [77]	0,8	0,8	0,7	0,7	0,7

Анализ данных таблицы 3.5 показывает, что эффективность алгоритма УС-ПУЛТ и предлагаемого в данной диссертации алгоритма СОПР [77] является сопоставимой. При этом с увеличением дальности действия РЛС наблюдается снижение вероятности правильного обнаружения для обоих алгоритмов.

Таким образом, в данной диссертации предложен алгоритм СОПР [77], в котором для проверки стационарности шума применяется критерий статистики Манна – Уитни. Результаты моделирования показывают, что при наличии нестационарного шума предлагаемый алгоритм СОПР [77] обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум до 6,1 дБ по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ. Анализ экспериментальных данных подтверждает, что с увеличением объема выборки M вероятность ошибки первого рода F стремится к заданному значению. В то же время наблюдается уменьшение вероятности правильного обнаружения при увеличении дальности действия РЛС.

3.4. Выводы по третьей главе

Таким образом, в третьей главе представлены следующие основные результаты:

1. В диссертации предложен алгоритм СОПР [102], в котором выбор линейной или квадратичной аппроксимации осуществляется на основе критерия минимизации дисперсии. Результаты моделирования показывают, что предлагаемый алгоритм СОПР [102] обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум до 5,2 дБ.

2. В данной диссертации предложен алгоритм СОПР [77], в котором для проверки стационарности шума используется статистический критерий Манна – Уитни. Результаты моделирования показывают, что на фоне нестационарного шума предлагаемый алгоритм СОПР [77] обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум до 6,1 дБ по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ [39], а при стационарном шуме его эффективность практически совпадает с эффективностью алгоритма УС-ПУЛТ.

3. Эффективность алгоритмов СОПР [77, 102], предлагаемых в данной диссертации, также оценивается на основе анализа экспериментальных данных, полученных с помощью РЛС AWR1642. Результаты анализа показывают, что предлагаемый алгоритм СОПР [102] обеспечивает стабилизацию ошибки первого рода на фоне нестационарного шума. Для алгоритма СОПР [77] анализ экспериментальных данных показывает, что с увеличением значения M вероятность ошибки первого рода F стремится к заданному значению, тогда как вероятность правильного обнаружения снижается с увеличением дальности действия РЛС. Следует отметить, что в условиях стационарного шума эффективность предлагаемого алгоритма СОПР [77] практически совпадает с эффективностью алгоритма УС-ПУЛТ.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В диссертационной работе получены следующие результаты:

1. Получено аналитическое выражение вероятности ошибки первого рода для алгоритма ПС-ПУЛТ при сегментации «скользящего окна», в котором сортировка элементов «скользящего окна» осуществляется в два этапа.

2. Модифицированный алгоритм «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» и двухэтапной сортировки обеспечивает выигрыш в числе вычислительных операций от 6 до 22 раз по сравнению с известной процедурой расчёта порогового значения при незначительном (от 0,3 дБ до 1,0 дБ) увеличении отношения сигнал-шум.

3. Алгоритм стабилизации ошибки первого рода обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум до 3 дБ при значении $F_{\text{зад}}=10^{-8}$ по сравнению с алгоритмом ПУЛТ, который основан на вычислении дисперсии шума путем усреднения элементов «скользящего окна». При обнаружении объекта на фоне стационарного шума, разность в пороговом отношении сигнал-шум не превышает 0,4 дБ при значении $F_{\text{зад}}=10^{-8}$.

4. Алгоритм стабилизации ошибки первого рода с адаптивным выбором модели аппроксимации среднего значения шума в пределах «скользящего окна» обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум до 5 дБ при значении $F_{\text{зад}}=10^{-8}$ по сравнению с алгоритмом ПУЛТ, основанным на вычислении дисперсии шума путем усреднения элементов «скользящего окна».

5. Алгоритм стабилизации ошибки первого рода на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна» обеспечивает выигрыш в пороговом отношении сигнал-шум до 6 дБ при значении $F_{\text{зад}}=10^{-8}$ по сравнению с известным алгоритмом УС-ПУЛТ в условиях нестационарного шума, при этом его эффективность в стационарных условиях практически совпадает с эффективностью алгоритма УС-ПУЛТ.

6. Результаты анализа экспериментальных данных показывают, что предлагаемые алгоритмы обеспечивают стабилизацию ошибки первого рода на фоне нестационарного шума. Вероятность ошибки первого рода F стремится к

заданному уровню с увеличением размера «скользящего окна» M , тогда как вероятность правильного обнаружения снижается с увеличением дальности действия обнаружителя. В условиях стационарного шума эффективность предлагаемого алгоритма, основанного на проверке стационарности шума в пределах «скользящего окна», практически совпадает с эффективностью алгоритма УС-ПУЛТ.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бакулев П.А. Радиолокационные системы / П.А. Бакулев // Учебник для ВУЗов. М.: Радиотехника, 2004. – 320 с.
2. Гаврилов К.Ю. К-этапное обнаружение когерентных сигналов с постоянным уровнем ложных тревог / К.Ю. Гаврилов // 4-я Международная Конференция и Выставка "Цифровая обработка сигналов и ее применение". – 2002. – С. 170-173.
3. Гаврилов К.Ю. Анализ к-этапных обнаружителей когерентных сигналов с постоянным уровнем ложных тревог / К.Ю. Гаврилов // Радиотехника и электроника. – 2002. – т. 47. – С. 885-891.
4. Лозовский И.Ф. Алгоритмы обнаружения широкополосных сигналов с постоянным уровнем ложных тревог / И.Ф. Лозовский // Успехи современной радиоэлектроники. – 2021. – № 3. – С. 53-61.
5. Бакулев П.А. Обработка сигналов с постоянным уровнем ложных тревог / П.А. Бакулев, Ю.А. Басистов, В.Г. Тугушин // Изв. вузов. Сер. Радиоэлектроника. – 1989. – т. 32. – № 4. – С. 14-15.
6. Сутормин В.В. Исследование обнаружителей с постоянным уровнем ложной тревоги / В.В. Сутормин, Е.С. Шилина // Труды крыловского государственного научного центра. – 2019. – № 2. . – С. 287-294. DOI: 10.24937/2542-2324-2019-2-S-I-287-294
7. Царенко В.Т. Стабилизация вероятности ложной тревоги методом регулирования уровня шумов / В.Т. Царенко // Электроника. – 2001. – № 2. – С. 42-44.
8. Эль Машад М.Б. Анализ характеристик модифицированных CFAR обнаружителей в случае множества объектов и неравномерном фоновом шуме / М.Б. Эль Машад // Известия высших учебных заведений. Радиоэлектроника. – 2013. – т. 56. – № 8. – С. 3-23.
9. Бакулев П.А. Методы и устройства селекции движущихся объектов / П.А. Бакулев, В.М. Степин // М.: Радио и связь. – 1986. – 288 с.
10. Седышев С.Ю. Характеристики обнаружения устройства СОПР в условиях ограниченной выборки для оценки уровня радиолокационного фона /

С.Ю. Седышев, Шин Тант Аунг // Открытая республиканская научно-практическая интернет-конференция "ИНФОРМАЦИОННЫЕ РАДИОСИСТЕМЫ И РАДИОТЕХНОЛОГИИ". – 2024. – С. 273-277.

11. Gandhi P. P. Analysis of CFAR processors in nonhomogeneous background / P. P. Gandhi, S. A. Kassam // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 1988. – Vol. 24. – P. 427-444. DOI: 10.1109/7.7185

12. Трухачев А.А. Адаптивные пороговые уровни в устройствах обнаружения радиолокационных сигналов / А.А. Трухачев // М.: НПО «Алмаз», 2017. – 344 с.

13. Blake S. OS-CFAR theory for multiple targets and nonuniform clutter / S. Blake // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 1988. – Vol. 24. – №3. – P. 785-790. DOI: 10.1109/7.18645

14. Rickard J. T. Adaptive Detection Algorithms for Multiple-Target Situations / J. T. Rickard and G. M. Dillard // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 1977. – Vol. ASE-13. – №4. – P. 338-343. DOI: 10.1109/TAES.1977.308466

15. Шахтарин Б.И. Обнаружители с постоянным уровнем ложной тревоги / Б.И. Шахтарин, Ю.А. Сидоркина // Успехи современной радиоэлектроники. – 2007. – № 5. – С. 67-85.

16. Farina A. A review of CFAR detection techniques in radar systems / A. Farina, A. S. Flavio // Microware Journal . – 1987. – P. 115-128. DOI: 10.1049/PBRA001E_ch18

17. Лозовский И.Ф. Порядковые алгоритмы обнаружения сигналов с постоянным уровнем ложных тревог / И.Ф. Лозовский // Вестник воздушно-космической обороны. – 2016. – № 1. – С. 46-61.

18. Ivkovic, D. Detection of Very Targets by Fusion CFAR Detector / D. Ivkovic, M. Andric, B. Zrnica // Scientific Technical Review. – 2016. – Vol. 66. – №3. – P. 50-57. DOI: 10.5937/STR1603050I

19. Machado F. Evaluation of CFAR detectors performance / F. Machado, J. Mojena-Hernández, N. Bacallao-Vidal // ITECKNE. – 2017. – Vol. 14. – P. 170-178. DOI: 10.15332/iteckne.v14i2.1772
20. Richard M. A. Principle of Modern Radar: Basic Principles / M. A. Richard, J. A. Scheer and W. A. Holm // Raleigh, NC: Scitech Publishing, 2010. – 960 p.
21. Richards A. Fundamentals of Radar Signal Processing / A. Richards // McGraw Hill Professional. – 2005. – 894 p.
22. Levanon A. Detection loss due to interfering targets in ordered statistics CFAR / A. Levanon // IEEE Transaction on Aerospace and Electronic Systems. – 1988. – Vol. 24. – Iss. 6. – P. 678-681. DOI: 10.1109/7.18634
23. Rohling H. Radar CFAR Thresholding in Clutter and Multiple Target Situations / H. Rohling // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 1983. – Vol. AES-19. – Iss. 4. – P. 608-621. DOI: 10.1109/TAES.1983.309350
24. Boualem M. Automatic threshold selection in OS-CFAR radar detection using information theoretic criteria / M. Boualem, A. Belouchrani, M. Hamadouche // Progress In Electromagnetics Research B. – 2011. – Vol. 30. – P. 157-175. DOI: 10.2528/PIERB10122502
25. Shor M. Performances of order statistics CFAR / M. Shor and N. Levanon // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 1991. – Vol. 27. – №4. – P. 214-224. DOI: 10.1109/7.78295
26. El Mashade M. B. Exact performance analysis of OS modified versions with noncoherent integration in nonideal situations / M. B. El Mashade // Journal of the Franklin Institute. – 2016. – Vol. 342. – №5. – P. 521-550. DOI: 10.1016/j.jfranklin.2005.02.001
27. Lim C. H. Performance of order-statistics CFAR detector with noncoherent integration in homogeneous situations / C. H. Lim and H. S. Lee // IEE Proceedings F (Radar and Signal Processing). – 1993. – Vol. 140. – Issue 5. – P. 291-296. DOI: 10.1049/ip-f-2.1993.0040
28. El Mashade, M. B. Performance analysis of CFAR detection of fluctuating radar targets in nonideal operating environments / M. B. El Mashade // American

Journal of Signal Processing. – 2012. – Vol. 1. – №3. – P. 21-35. DOI: 10.5923/j.ajsp.20120205.03

29. Elias-Fuste A. R. Analysis of some modified ordered statistic CFAR: OSGO and OSSO CFAR / A. R. Elias-Fuste, M. G. G. de Mercado and E. de los Reyes Davo // IEEE Transactions on aerospace and electronic system. – 1990. – Vol. 20. – № 1. – PP. 196-202. DOI: 10.1109/7.53424

30. Sebastián A. V. Efficient approach for OS-CFAR 2D technique using distributive histograms and breakdown point optimal concept applied to acoustic images / A. V. Sebastián, V. M. Bruno, T. Sebastián, G. A. Gerardo // IET Radar Sonar Navig. – 2019. – Vol.13. – Iss. 21. – P. 2071-2082.

31. Кнут Д. Искусство программирования (Том 3. Сортировка и поиск) / Д. Кнут // М.: Вильямс, 2019. – 822 с.

32. Эль Машад М.Б. Оценка эффективности усложненных версий CFAR обнаружителей при наличии сторонних объектов / М.Б. Эль Машад // Известия высших учебных заведений. Радиоэлектроника. – 2016. – т. 59. – № 12. – С. 14-32.

33. Han D.-S. Performance of modified order statistics CFAR detectors with noncoherent integration / D.-S. Han, H.-S. Lee // Signal Processing. – 1993. – Vol. 3. – Iss. 1. – PP. 31-42. DOI: 10.1016/0165-1684(93)90099-V

34. You H. Performance of some generalised modified order statistics CFAR detectors with automatic censoring technique in multiple target situations / H. You // IEE Proceeding – Radar, Sonar and Navigation. – 1994. – Vol. 141. – Iss. 4. – PP. 181-186. DOI: 10.1049/ip-rsn:19941159

35. Jung K.-T. Performance analysis of generalized modified order statistics CFAR detectors / K.-T. Jung, H.-M. Kim // Proceedings of the IEEE-SP International Symposium on Time-Frequency and Time-Scale Analysis (Cat. No.98TH8380). – 1998. – PP. 521-524. DOI: 10.1109/TFSA.1998.721476

36. Cai L. Performance analysis of OSGO and OSSO CFAR detectors under pearson distributed clutter / L. Cai, X. Ma, C. Hao, X. Li // 2009 IEEE Youth Conference on Information, Computing and Telecommunication, Beijing, China. – 2009. – PP. 447-450.

37. You H. A. New CFAR detector based on ordered statistics and cell averaging / H. You, G. Jian, P. Yingning and L. Dajin // Proceedings of International Radar Conference. – 1996. – PP. 106-108. DOI: 10.1109/ICR.1996.573783
38. Cho C.-M. Moving ordered statistics CFAR detection for nonhomogeneous backgrounds / C.-M. Cho, M. Barkat // IEE Proceedings (Radar and Signal Processing). – 1993. – Vol. 140. – Iss. 5. – PP. 284-290. DOI: 10.1049/ip-f-2.1993.0039
39. Нгуен Ч.К. Расчёт параметров схемы стабилизации вероятности ложной тревоги обнаружителя случайных сигналов / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // Цифровая обработка сигналов. – 2023. – № 1. – С. 27-31.
40. Кошелев В.И. Параметры многоканального обнаружителя доплеровских сигналов / В.И. Кошелев // Вестник Рязанской государственной радиотехнической академии. – 2001. – №8. – С. 18-20.
41. Кошелев В.И. Алгоритмы повышения точности измерения дальности в РЛС с квазинепрерывным линейно-частотно-модулированным сигналом / В.И. Кошелев, В.А. Белокуров, В.Н. Горкин // Вестник Рязанской государственной радиотехнической академии. – 2005. – Выпуск 16. – С. 18-20.
42. Горяинов В.Т. Журавлёв А.Г., Тихонов В.И. Статистическая радиотехника: примеры и задачи / В.Т. Горяинов, А.Г. Журавлёв, В.И. Тихонов. М.: Советское радио, 1980. – 450 с.
43. Кошелев В.И. Алгоритм стабилизации уровня ложных тревог при межобзорном накоплении радиолокационных сигналов / В.И. Кошелев, В.А. Белокуров // Цифровая обработка сигналов. – 2018. – № 4. – С. 50-54.
44. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В трех книгах. Книга третья / Б.Р. Левин // М.: Сов. Радио, 1976. – 288 с.
45. Athanasios P. Probability, Random Variables and Stochastic Processes / P. Athanasios, P. S. Unnikrishna // Mcgraw-Hill College, 2002. – 861 p.
46. Нгуен Ч.К. Расчёт параметров схемы стабилизации уровня ложной тревоги на основе порядковой статистики / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. – 2023. – № 86. – С. 11-21.

47. Кошелев В.И. Вычисление порога при межпериодном обнаружении малоразмерной объекта / В.И. Кошелев, В.А. Белокуров // Вестник Рязаского государственного радиотехнического университета. – 2011. – Выпуск 38. – С. 31-34.
48. Белокуров В.А. Пороговая обработка при межобзорном обнаружении отраженного радиолокационного сигнала на фоне нестационарного некоррелированного шума / В.А. Белокуров, В.И. Кошелев // Цифровая обработка сигналов. – 2022. – №1. – С. 53-56.
49. Gradshteyn I. S. Table of integrals, series, and products. Seventh edition / I. S. Gradshteyn, I. M. Ryzhik // Academic Press, 2007. – 1221 p.
50. Самаркий А.А. Численные методы: пособие для вузов / А.А. Самаркий, А.В. Гулин // М.: Наука, 1989. – 432 с.
51. Кошелев В.И. Адаптивный алгоритм обнаружения маневрирующей объекта / В.И. Кошелев, Д.Н. Козлов // Вестник Рязаского государственного радиотехнического университета, 2014. – №1. – С. 38-41.
52. Liu N. N. A new detection algorithm based on CFAR for radar image with homogeneous background / N. N. Liu, J. W. Li // Progress in Electromagnetics Research. – 2010. – Vol. 15. – P. 13-22. DOI: 10.5923/j.ajsp.20120205.03
53. Blum R. S. Threshold optimization for distributed order-statistic CFAR signal detection / R. S. Blum, J. Qiao // IEEE Transaction on aerospace and electronic system. – 1996. – Vol. 32. – № 1. – P. 368–377. DOI: 10.1109/7.481276
54. Лозовский И.Ф. Улучшенный алгоритм обнаружения сигналов с постоянным уровнем ложных тревог / И.Ф. Лозовский // Современные проблемы проектирования, производства и эксплуатации радиотехнических систем. – 2014. – № 9. – С. 57-60.
55. Amadouche M. Analysis of the clutter map CFAR in Weibull clutter / M. Amadouche, M. Barakat, M. Khodja // Signal Processing. – 2000. – Vol. 80. – № 1. – P. 117–123. DOI: 10.1016/S0165-1684(99)00115-2
56. Лецинский В.Ю. Использование искусственных нейронных сетей для обнаружения широкополосных сигналов с постоянным уровнем ложных тревог в

РЛС обзора / В.Ю. Лецинский, И.Ф. Лозовский // Успехи современной радиоэлектроники. – 2019. – № 12. – С. 107-111.

57. Нгуен Ч.К. Исследование влияния нестационарного шума на эффективность стабилизации уровня ложной тревоги / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // 26-я Международная конференция «Цифровая обработка сигналов и её применение – DSPA-2024», 27 марта - 29 марта. – С. 99-101.

58. Нгуен Ч.К. Исследование эффективности алгоритма стабилизации уровня ложной тревоги на фоне нестационарного шума / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // Всероссийский научно-технический журнал «Проектирование и технология электронных средств». – 2024. – № 2. – С. 40-44.

59. Zoheir H. Distributed IVI-CFAR detection in non-homogeneous environments / H. Zoheir, S. Faouzi // Signal Processing. – 2004. – Vol. 84. – Issue 7. – P. 1231-1237. DOI: 10.1016/j.sigpro.2004.04.005

60. Тунгушпаев А.А. Сравнительный анализ характеристик обнаружения СОПР-обнаружителя при различном распределении шума / А.А. Тунгушпаев // Молодежный научно-технический вестник. МГТУ им Н.Э. Баумана. – 2016. – № 5. – С. 1-4.

61. Тунгушпаев А.А. Исследование работы обнаружителя с постоянным уровнем ложных тревог при малом отношении сигнал-шум / А.А. Тунгушпаев // Молодежный научно-технический вестник. МГТУ им Н.Э. Баумана. – 2015. – № 11. – С. 1-5.

62. Сосулин Ю.Г. А"-этапное обнаружение сигналов с постоянным уровнем ложных тревог при параметрической неопределенности / Ю.Г. Сосулин, К.Ю. Гаврилов // Радиотехника и электроника. – 2001. – т. 46. – № 3. – С. 839-848.

63. Сосулин Ю.Г. Л'-этапное обнаружение сигналов с постоянным уровнем ложных тревог в условиях неоднородных помех / Ю.Г. Сосулин, К.Ю. Гаврилов // Радиотехника и электроника. – 2002. – т. 47. – № 7.

64. Жиганов С.Н. Алгоритмы обнаружения сигналов с постоянным уровнем ложных тревог / С.Н. Жиганов, В.В. Костров // Радиотехника. – 2006. – № 6. – С. 111-114.

65. Власов И.Б. Об адаптивном обнаружении сигналов на фоне гауссовской помехи неизвестной мощности / И.Б. Власов, В.Н. Ерыкалов // Радиотехника и электроника. – 1979. – т. 24 . – № 3. – С. 626-630.

66. Зинчук В.М. Энергетическое обнаружение с постоянным уровнем ложных тревог сигнала с неизвестной амплитудой и формой на фоне гауссовской помехи с неизвестной дисперсией / В.М. Зинчук // Радиотехника и электроника. – 2010. – т. 55. – № 5. – С. 1200-1210.

67. Gufran M. H. Comparative Study of Combined CFAR Algorithms for Non-Homogenous Environment / M. H. Gufran, R. S. Thamir, W. A. S. Jafar // Procedia Computer Science. – 2018. – Vol. 131. – P. 58-64. DOI: 10.1016/j.procs.2018.04.185

68. Graham V. W. Interference control in sliding window detection processes using a Bayesian approach / V. W. Graham // Digital Signal Processing. – 2020. – Vol. 99. – P. 1-12. DOI: 10.1016/j.dsp.2020.102658

69. Eric. M. Detection in Gamma-Distributed Nonhomogeneous Backgrounds / M. Eric, B. Nicolas, R. Philippe // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 2010. – Vol. 46. – №3. – P. 1127-1139. DOI: 10.1109/TAES.2010.5545178

70. Cao. T.-T.V. Constant false-alarm rate algorithm based on test cell information / T.-T.V. Cao // IET Radar, Sonar & Navigation. – 2008. – Vol. 2. – Issue 3. – P. 200-213. DOI: 10.1049/iet-rsn:20070133

71. Anatolii A. K. A New Class of Adaptive CFAR Methods for Nonhomogeneous Environments / A. K. Anatolii, J. H. Kim, J. K. Kim, G. Kim // Progress In Electromagnetics Research. – 2015. – Vol. 64. – P. 145-170. DOI: 10.2528/pierb15091603

72. Pourmottaghi A. A CFAR Detector in a Nonhomogenous Weibull Clutter / A. Pourmottaghi, M. R. Taban and S. Gazor // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 2012. – Vol. 48. – №2. – P. 1747-1758. DOI: 10.1109/TAES.2012.6178094

73. Mustafa S. K. New algorithm for multi targets detection in clutter edge radar environments / S. K. Mustafa, A. Jiwa // Indonesian Journal of Electrical

Engineering and Computer Science. – Vol. 18. – №2. – P. 420-427. DOI: 10.11591/ijeecs.v18.i1

74. Panzhi L. A. New Adaptive CFAR Detection Algorithm / L. A. Panzhi, S. Penglang, H. Meng, H. He // Applied Mechanics and Materials. – Vol. 127. – P. 598-602. DOI: 10.4028/www.scientific.net/AMM.127.598

75. Jiang W. Automatic Censoring CFAR Detector Based on Ordered Data Difference for Low-Flying Helicopter Safety / W. Jiang, Y. Huang, J. Yang // Sensors. – Vol. 16. – P. 1-21. DOI: 10.3390/s16071055

76. Peng S. A. CFAR algorithm for the non-homogeneous clutter background / S. Peng, L. Kong, X. Yang // Proceedings of 2011 IEEE CIE International Conference on Radar. – 2011. – P. 1721-1724. DOI: 10.1109/CIE-Radar.2011.6159901

77. Нгуен Ч.К. Адаптивный алгоритм стабилизации уровня ложной тревоги на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего» окна / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // Цифровая обработка сигналов. – 2025. – № 2. – С. 9-14.

78. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В трех книгах. Книга вторая / Б.Р. Левин // М.: Сов. Радио, 1975. – 392 с.

79. Kim C. J. Performance analysis of the clutter map CFAR detector with noncoherent Integration / C. J. Kim, H. J. Lee // ETRI Journal. – 1993. – Vol. 15. – №2. – P. 1-9. DOI: 10.4218/ETRIJ.93.0193.0001

80. Conte E. Clutter-map CFAR detection for range-spread targets in non-Gaussian clutter. I. System design / E. Conte, M. Lops // IEEE Transactions on Aerospace and Electronic Systems. – 1997. – Vol.33. – №2. – P. 432-443. DOI: 10.1109/7.575877.

81. Shan T. Performance of order statistic clutter map CFAR / T. Shan, R. Tao, Y. Wang and S. Zhou // 6th International Conference on Signal Processing. – 2002. – Vol. 2. – P. 1572-1575. DOI: 10.1109/ICOSP.2002.1180097

82. Xu B. Z. Research on a Novel Clutter Map Constant False Alarm Rate Detector Based on Power Transform / B. Z. Xu, Y. Q. Chen, H. Gu, W. M. Su //

Radioengineering. – 2022. – Vol. 31. – №1. – P. 114 – 126. DOI: 10.13164/re.2022.0114

83. Meng X. Performance of clutter map with binary integration against Weibull background / X. Meng // AEU - International Journal of Electronics and Communications. – 2013. – Vol. 67. – Iss. 7. – P. 611-615. DOI: 10.1016/j.aeue.2013.01.001

84. Meng X. Performance analysis of Nitzberg's clutter map for Weibull distribution / X. Meng // Digital Signal Processing. – 2009. – Vol. 20. – Iss. 3. – P. 916-922. DOI: 10.1016/j.dsp.2009.10.001

85. Tao S. Novel clutter map CFAR algorithm with amplitude limiter / S. Tao, T. Ran, W. Yue and Z. Siyong // Journal of Systems Engineering and Electronics. – 2004. – Vol. 15. – № 3. – P. 262-265.

86. Zhang R. Clutter map CFAR detector based on maximal resolution cell / R. Zhang, W. Sheng, X. Ma, Y. Han // Signal, Image and Video Processing. – 2015. – Vol. 9. – P. 1151-1162. DOI: 10.1007/s11760-013-0544-0

87. Hamadouche M. Analysis of the clutter map CFAR in Weibull clutter / M. Hamadouche, M. Barakat, M. Khodja // Signal Processing. – 2000. – Vol. 80. – P. 117-123. DOI: 10.1016/S0165-1684(99)00115-2

88. Нгуен Ч.К. Расчет плотности распределения вероятностей оценок коэффициентов полинома в методе наименьших квадратов / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // Вестник Рязанского государственного радиотехнического университета. – 2024. – № 89. – С. 12-20.

89. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В трех книгах. Книга первая / Б.Р. Левин // М.: Сов. Радио, 1969. – 752 с.

90. Himonas S. D. Optimum detection of rayleigh signals in nonstationary noise / S. D. Himonas, J. Frank and L. A. Prastitis // Tenth Annual International Phoenix Conference on Computers and Communications. – 1991. – P. 401-405. DOI: 10.1109/PCCC.1991.113839

91. Нгуен Ч.К. Алгоритм стабилизации уровня ложной тревоги на фоне шума с нестационарным средним значением / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // Известия вузов России. Радиоэлектроника. – 2025. – Т. 28, № 1. – С. 77-87.

92. Alexits G. Convergence Problems of Orthogonal Series / G. Alexits // Oxford: Pergamon, 1961. – 350 p.
93. Sanjeev A. Computational Complexity: A Modern Approach / A. Sanjeev, B. Boaz // Cambridge University Press, 2009. – 594 p.
94. Кнут Д. Искусство программирования (Том 1. Основные алгоритмы) / Д. Кнут // М.: Вильямс, 2002. – 720 с.
95. Farrouki A. Automatic censoring CFAR detector based on ordered data variability for nonhomogeneous environments / A. Farrouki, M. Barkat // IEE Proceedings - Radar Sonar and Navigation. – 2005. – Vol. 152. – P. 43-51. DOI: 10.1049/ip-rsn:20045006
96. Belouchrani A. A New Adaptive Linear Combined Cfar Detector in Presence of Interfering Targets / A. Belouchrani, M. Hamadouche, B. Magaz // Progress In Electromagnetics Research B. – 2011. – Vol. 34. – P. 367-387. DOI: 10.2528/PIERB11012603
97. Hong S. W. Performance Analysis of an Environmental Adaptive CFAR Detector / S. W. Hong and D. S. Han // Mathematical Problems in Engineering. – 2014. – P. 1-7. DOI: 10.1155/2014/615704
98. Zaimbashi A. An adaptive cell averaging-based CFAR detector for interfering targets and clutter-edge situations / A. Zaimbashi // Digital Signal Processing. – 2014. – P. 59-68. DOI: 10.1016/j.dsp.2014.04.005
99. Заборовский И.С. Расчет характеристик адаптивного медианного обнаружителя радиолокационных сигналов в неоднородном помеховом фоне / И.С. Заборовский // Труды военно-космической академии имени А.Ф. Можайского. – 2013. – № 638. – С. 9-15.
100. Безяев В.С. Адаптация обнаружителя в условиях неоднородности помехового фона / В.С. Безяев, И.П. Филюшкин // Вопросы радиоэлектроники. – 2013. – т. 3. – № 2. – С. 102-108.
101. Андреев Ф.М. Адаптивный обнаружитель групповых объектов / Ф.М. Андреев, Р.Э. Пащенко, И.В. Таранченко // Известия высших учебных заведений. Радиоэлектроника. – 2004. – т. 47. – № 1. – С. 20-28.

102. Нгуен Ч.К. Исследование эффективности адаптивного алгоритма стабилизации уровня ложной тревоги на фоне шума с нестационарным средним значением / Ч.К. Нгуен, В.А. Белокуров // Всероссийский научно-технический журнал «Проектирование и технология электронных средств». – 2025. – № 1. – С. 35-42.

СПИСОК УСЛОВНЫХ ОБОЗНАЧЕНИЙ

F	– вероятность ошибки первого рода
$F_{\text{зад}}$	– заданная вероятность ошибки первого рода
D	– вероятность правильного обнаружения
u'	– пороговый множитель обнаружения
u	– порог обнаружения
u^{yc}	– порог обнаружения для алгоритма УС-ПУЛТ
$u^{лм}$	– порог обнаружения для линейной модели аппроксимации
$u^{кв}$	– порог обнаружения для квадратичной модели аппроксимации
M_Z	– защитный интервал
M	– размер «скользящего окна»
n	– число «подокон»
$P(x)$	– функция распределения вероятностей
$p(x)$	– плотность распределения вероятностей
$\sigma_{ш}^2$	– дисперсия шума
$\hat{\sigma}_{ш}^2$	– оценка дисперсии шума
q	– отношение сигнал-шум
Δq	– разность порогового отношения сигнал-шум
$\sigma_{\hat{z}_k}^2$	– дисперсия отсчётов на выходе блока вычисления для линейной модели аппроксимации
$\sigma_{\hat{z}_k}^2$	– дисперсия отсчётов на выходе блока вычисления для квадратичной модели аппроксимации
$m_{\hat{z}_k}^{лм}$	– математическое ожидание отсчётов на выходе блока вычисления для линейной модели аппроксимации
$m_{\hat{z}_k}^{кв}$	– математическое ожидание отсчётов на выходе блока вычисления для квадратичной модели аппроксимации
P	– число машинных циклов, затрачиваемых на реализацию квадратичной корни дисперсии отсчётов на выходе блока вычитания.
N	– число импульсов в пачке

N_{max}	– максимальное число импульсов
m	– число серий наблюдений
Nd	– число повторения опытов

СЛОВАРЬ ТЕРМИНОВ

РЛС	– радиолокационная система
ПУЛТ	– постоянный уровень ложной тревоги
СОПР	– стабилизация ошибки первого рода
УС- ПУЛТ	– ПУЛТ с усреднением
Би-УС- ПУЛТ	– УС- ПУЛТ с выбором большего значения
Ми-УС- ПУЛТ	– УС- ПУЛТ с выбором меньшего значения
ПС-ПУЛТ	– ПУЛТ на основе порядковых статистик
ПРВ	– плотность распределения вероятностей
ЗРВ	– закон распределения вероятностей
ФПВ	– функция плотности вероятностей
МНК	– метод наименьших квадратов
БПФ	– быстрое преобразование Фурье
ХФ	– характеристическая функция
CFAR	– constant false alarm rate

Защитный интервал

$z_{l-M_Z-\frac{M}{2}}, \dots, z_{l-M_Z}, z_l, z_{l+M_Z}, \dots, z_{l+M_Z+\frac{M}{2}}$

Сортировка

$z_{l-M_Z-\frac{M}{2}}, \dots, z_{l-M_Z-\frac{M}{2}+\frac{M}{n}-1}$

$z_{l-M_Z-\frac{M}{n}-1}, \dots, z_{l-M_Z-1}, z_{l+M_Z+1}, \dots, z_{l+M_Z+\frac{M}{n}}$

Сортировка

$z_{l+M_Z+\frac{M}{2}-\frac{M}{n}}, \dots, z_{l+M_Z+\frac{M}{2}}$

Сортировка

$z_{k_1,1}^0, \dots, z_{k_1,1}^{n-1}$

Сортировка

$z_{k_1,1}^2, \dots, z_{k_1,1}^{n-1}$

Би/Ми

$z_{k_2,2}^0, z_{k_2,2}^1$

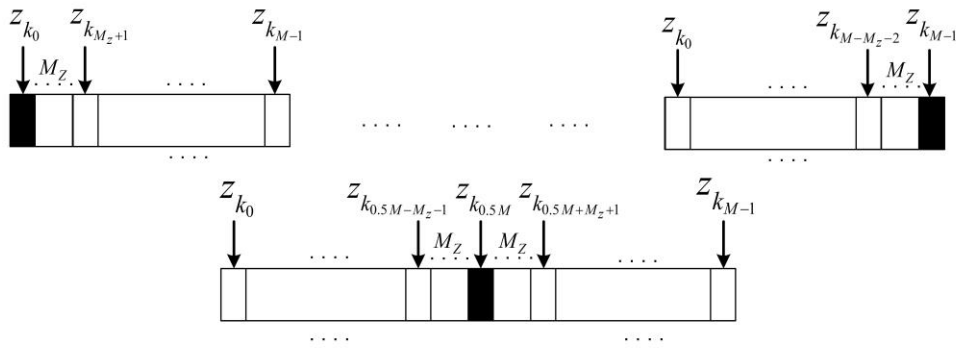
УМ

u'

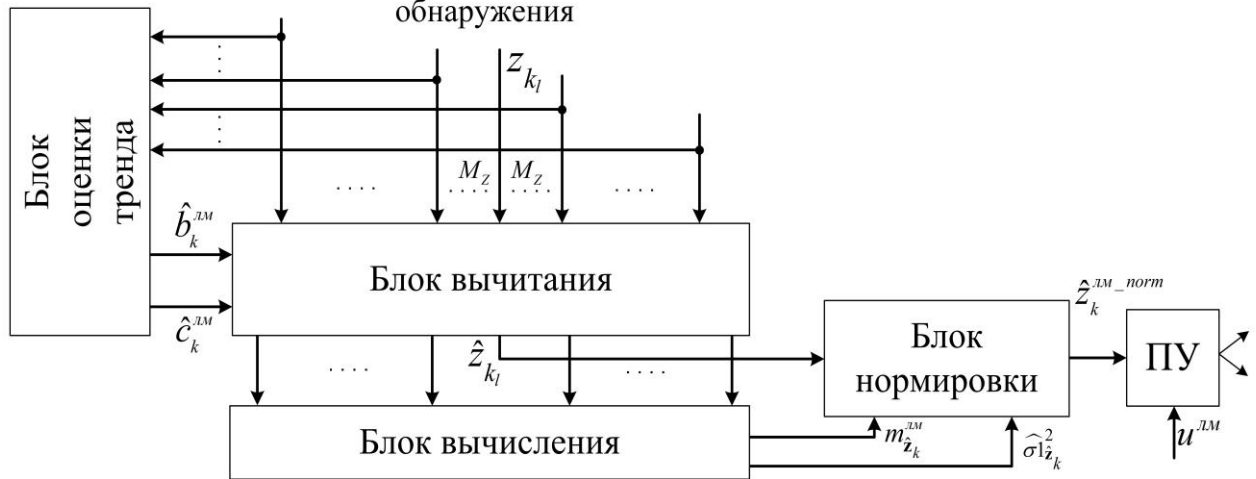
$\max \{z_{k_2,2}^0, z_{k_2,2}^1\}$

$\min \{z_{k_2,2}^0, z_{k_2,2}^1\}$

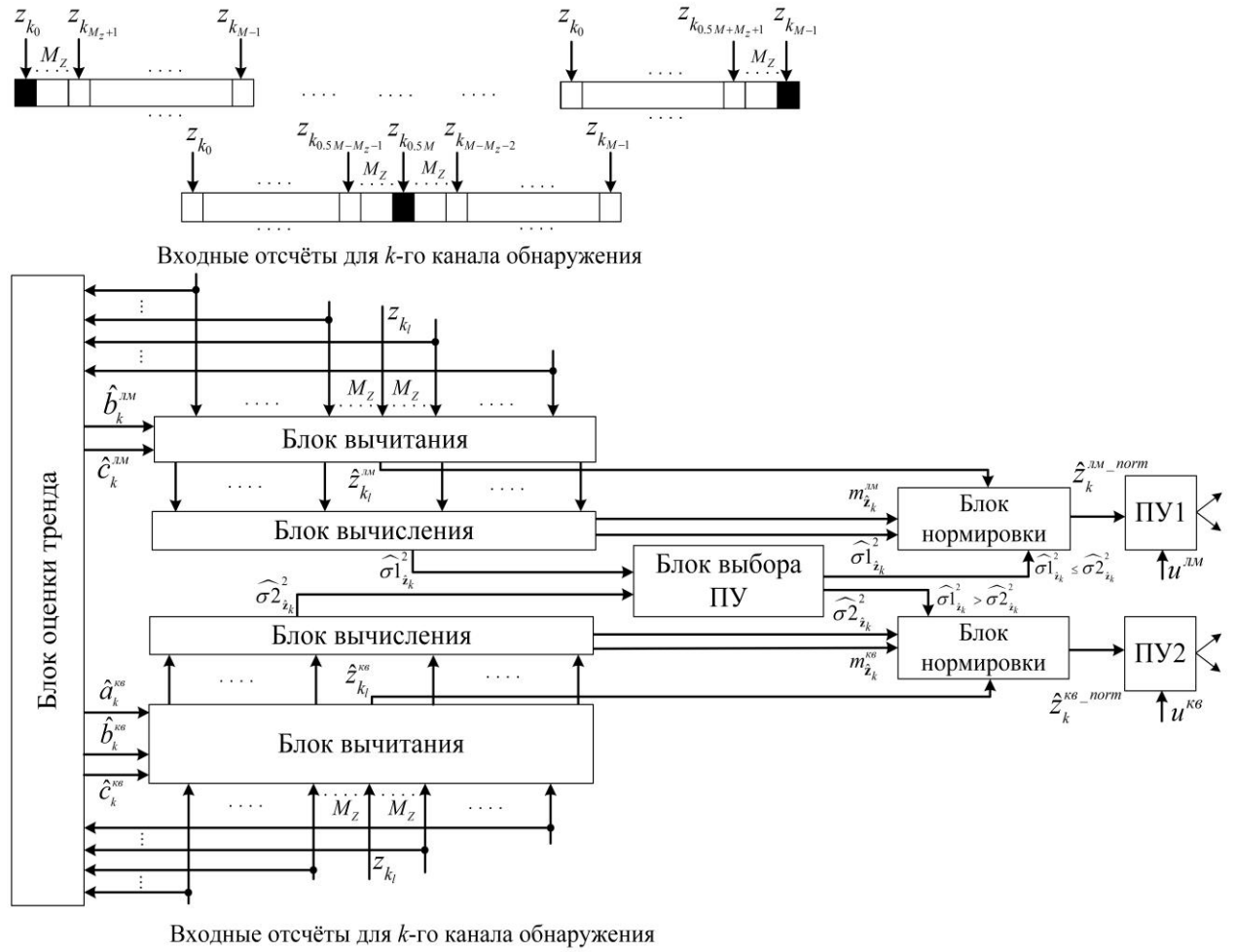
Алгоритм 1: Модифицированный алгоритм «большее значение» при сегментации «скользящего окна» размером M на n «подокон» размером M/n



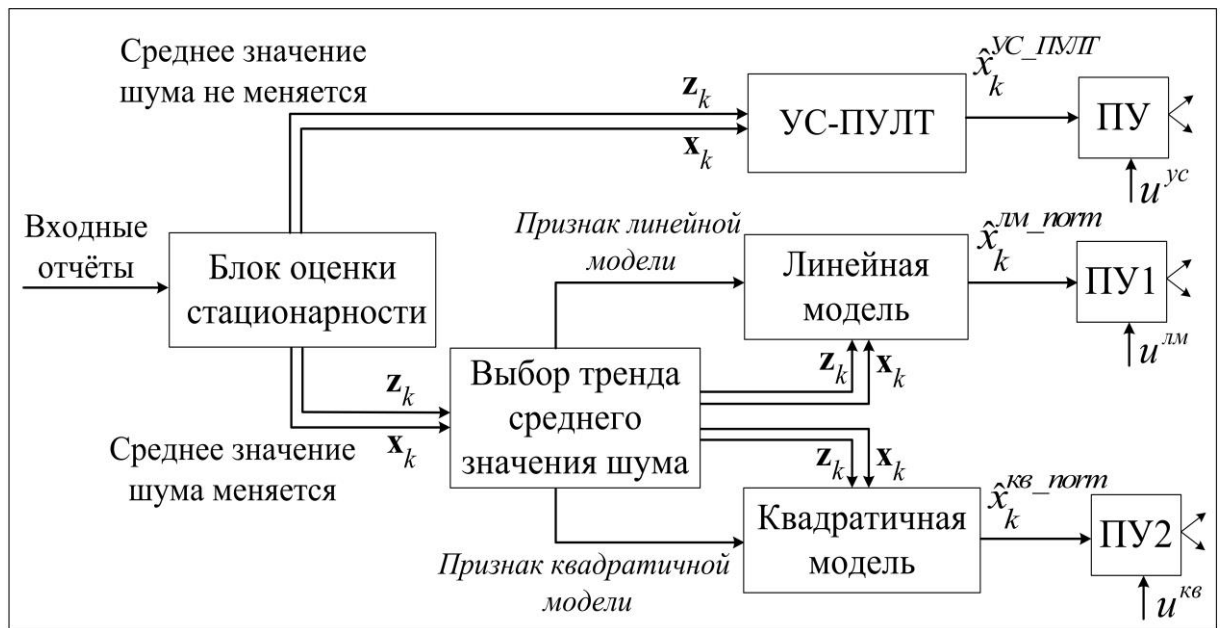
Входные отсчёты для k -го канала
обнаружения



Алгоритм 2: Алгоритм СОПР обнаружения сигнала при условии, что среднее значение шума в пределах каждого «скользящего окна» может меняться по линейному закону



Алгоритм 3: Алгоритма СОПР с адаптивным выбором модели аппроксимации среднего значения шума в пределах «скользящего окна»



Алгоритм 4: Адаптивный алгоритм СОПР на основе проверки стационарности шума в пределах «скользящего окна»

П2. Свидетельства о государственной регистрации программы для ЭВМ

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО
о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2023666415

**«Программа для исследования эффективности
алгоритма стабилизации уровня ложных тревог на
основе использования логического критерия "больше
из"»**

Правообладатель: **федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования
«Рязанский государственный радиотехнический
университет имени В.Ф. Уткина» (RU)**

Авторы: **Белокуров Владимир Александрович (RU), Нгуен Чонг
Куанг (VN)**

Заявка № **2023665614**
Дата поступления **24 июля 2023 г.**
Дата государственной регистрации
в Реестре программ для ЭВМ **31 июля 2023 г.**

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности



Ю.С. Zubov



РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2023666473

**«Программа для исследования параметров схемы
стабилизации вероятности ложной тревоги при
сегментации сортируемого массива»**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования
«Рязанский государственный радиотехнический
университет имени В.Ф. Уткина» (RU)*

Авторы: *Белокуров Владимир Александрович (RU), Нгуен
Чонг Куанг (VN)*



Заявка № 2023665615

Дата поступления 24 июля 2023 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 01 августа 2023 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2024611287

**«Программа для исследования законов распределения
отражённых от морской поверхности радиотехнических
сигналов по критерию согласия "хи-квадрат"»**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования
«Рязанский государственный радиотехнический
университет имени В.Ф. Уткина» (RU)*

Авторы: *Белокуров Владимир Александрович (RU), Нгуен
Чонг Куанг (VN)*



Заявка № 2023689750

Дата поступления 27 декабря 2023 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 18 января 2024 г.

Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2024666888

**«Программа для расчета плотности распределения
вероятностей оценок коэффициентов полинома методом
наименьших квадратов»**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования
«Рязанский государственный радиотехнический
университет имени В.Ф. Уткина» (RU)*

Авторы: *Белокуров Владимир Александрович (RU), Нгуен
Чонг Куанг (VN)*

Заявка № 2024666159

Дата поступления 15 июля 2024 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 17 июля 2024 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2024666944

**«Программа для расчета эффективности алгоритма
стабилизации уровня ложных тревог с оценкой
параметров шума»**

Правообладатель: *федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования
«Рязанский государственный радиотехнический
университет имени В.Ф. Уткина» (RU)*

Авторы: *Белокуров Владимир Александрович (RU), Нгуен
Чонг Куанг (VN)*

Заявка № 2024666160

Дата поступления 15 июля 2024 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 18 июля 2024 г.



Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2025662623

«Программа выбора модели тренда шума для алгоритма стабилизации уровня ложной тревоги на фоне шума с нестационарным средним значением»

Правообладатель: **Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования "Рязанский государственный радиотехнический университет имени В.Ф. Уткина" (RU)**

Авторы: **Белокуров Владимир Александрович (RU), Нгуен Чонг Куанг (VN)**



Заявка № 2025661181

Дата поступления **06 мая 2025 г.**

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ **22 мая 2025 г.**

*Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности*

документ подписан электронной подписью
Сертификат 0692e7c1a6300b154f2401670bca2026
Владелец **Зубов Юрий Сергеевич**
Действителен с 10.07.2024 по 03.10.2025

Ю.С. Зубов

РОССИЙСКАЯ ФЕДЕРАЦИЯ



СВИДЕТЕЛЬСТВО

о государственной регистрации программы для ЭВМ

№ 2025665643

**Программа для расчёта эффективности алгоритма
стабилизации уровня ложных тревог с применением
критерия проверки стационарности шума**

Правообладатель: *Федеральное государственное бюджетное
образовательное учреждение высшего образования
"Рязанский государственный радиотехнический
университет имени В.Ф. Уткина" (RU)*

Авторы: *Белокуров Владимир Александрович (RU), Нгуен
Чонг Куанг (VN)*



Заявка № 2025663332

Дата поступления 27 мая 2025 г.

Дата государственной регистрации

в Реестре программ для ЭВМ 18 июня 2025 г.

*Руководитель Федеральной службы
по интеллектуальной собственности*

ДОКУМЕНТ ПОДПИСАН ЭЛЕКТРОННОЙ ПОДПИСЬЮ
Сертификат 0692e7c1a6300b54f2401670bca2026
Владелец **Зубов Юрий Сергеевич**
Действителен с 10.07.2024 по 03.10.2025

Ю.С. Зубов

П2. Акт внедрения

"УТВЕРЖДАЮ"

Проректор

по образовательной деятельности

ФГБОУ ВО «РГРТУ»

 Е.А. СОКОЛОВА

"02" октября 2025 г.



А К Т

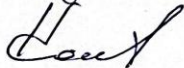
о внедрении результатов диссертационной работы "Алгоритмы обработки радиотехнических сигналов на фоне нестационарных шумов с постоянным значением ошибки первого рода" на соискание ученой степени кандидата технических наук аспиранта РГРТУ Нгуена Чонга Куанга в учебный процесс ФГБОУ ВО «Рязанский государственный радиотехнический университет им. В.Ф. Уткина»

Настоящий акт составлен о том, что в учебный процесс ФГБОУ ВО «РГРТУ» внедрены следующие результаты диссертационной работы аспиранта Социалистической Республики Вьетнам Нгуена Чонга Куанга:

1) разработанные алгоритмы стабилизации уровня ложных тревог на фоне нестационарного шума используются при обучении магистрантов направления 11.04.01 - «Радиотехника» в разделах лекционного курса «Системы локации и навигации» (лектор проф. В.А. Белокуров);

2) по результатам третьей главы диссертации "Синтез и анализ адаптивного алгоритма стабилизации ошибки первого рода на фоне шума с нестационарным средним значением" аспирантом подготовлены в соавторстве методические указания к лабораторной работе "Исследование алгоритмов ПС-ПУЛТ с сегментацией сортируемого массива", изданные редакционно-издательским центром РГРТУ в 2025 г. Методика проектирования используется при курсовом и дипломном проектировании магистрантов направления 11.04.01 - Радиотехника», а также в лабораторном практикуме (преподаватель проф. В.А. Белокуров).

Декан факультета радиотехники и телекоммуникаций
Председатель методической комиссии факультета радиотехники и телекоммуникаций
Заведующий кафедрой радиотехнических систем

 А.В. ЕГОРОВ
 В.А. КОРНЕЕВ
 В.И. КОШЕЛЕВ

**CÔNG TY CỔ PHẦN THƯƠNG MẠI VÀ PHÁT TRIỂN
CÔNG NGHỆ ĐIỆN TỬ E-STARS**

GIẤY CHỨNG NHẬN

**Về việc ứng dụng kết quả luận án Tiến sĩ của nghiên cứu sinh
Nguyễn Trọng Quang trường “Đại học Tổng hợp Kỹ thuật Vô tuyến Điện tử
Ryazan mang tên V.F Utkin” – Liên Bang Nga**

Văn bản này chứng nhận kết quả ứng dụng Luận án Tiến sĩ của nghiên cứu sinh Nguyễn Trọng Quang trong việc phát triển thuật toán phát hiện đối tượng với mức báo động giả không đổi trên nền “nhiều không dừng”, phục vụ công tác nghiên cứu khoa học, giảng dạy và ứng dụng thực tiễn tại các viện nghiên cứu và các tổ chức công nghệ.

Hiện nay, các thuật toán CFAR với mức báo động giả không đổi được đề xuất để phát hiện đối tượng trên nền nhiễu không dừng vẫn còn tồn tại một số nhược điểm. Thứ nhất, sự thay đổi giá trị trung bình của mức nhiễu trong phạm vi "cửa sổ trượt" không được tính đến. Thứ hai, các thuật toán CFAR này đòi hỏi thời gian tính toán lớn. Ngoài ra, một số thuật toán CFAR còn yêu cầu phải biết trước độ nghiêng của đường thẳng lấy xấp xỉ sự thay đổi giá trị trung bình của mức nhiễu. Do đó, việc phát triển các thuật toán CFAR với mức báo động giả không đổi có hiệu quả trong việc phát hiện đối tượng trên nền nhiễu không dừng trở nên rất cần thiết.

Luận án đã đề xuất các thuật toán CFAR với mức báo động giả không đổi, không yêu cầu tiên nghiệm trước về độ nghiêng của đường thẳng lấy xấp xỉ cũng như không cần tạo bản đồ tạp âm trước đó. Hơn nữa, sự thay đổi giá trị trung bình của mức nhiễu có thể được lấy xấp xỉ bằng các đường cong bậc cao hơn.

Các kết quả của luận án được ứng dụng vào việc nghiên cứu cơ sở lý thuyết và thực tiễn để phát triển các thiết bị, hệ thống phát hiện hiệu quả các đối tượng trong điều kiện “nhiều không dừng”.

Hà Nội, ngày 02 tháng 02 năm 2025



Phạm Thị Hường

Перевод с вьетнамского языка на русский язык

**АКЦИОНЕРНОЕ ОБЩЕСТВО ТОРГОВЛИ И РАЗВИТИЯ
ЭЛЕКТРОННЫХ ТЕХНОЛОГИЙ «E-STARS»**

АКТ

**о внедрении результатов диссертационной работы аспиранта
Нгуен Чонг Куанг ФГБОУ ВО «Рязанский государственный радиотехнический
университет имени В. Ф. Уткина», Российская Федерация**

Настоящим актом подтверждается внедрение результатов диссертационной работы аспиранта Нгуен Чонг Куанг при разработке алгоритма обнаружения объектов на фоне нестационарного шума с постоянным значением ошибки первого рода. Указанный алгоритм используется в научно-исследовательской деятельности, образовательном процессе, а также для практического применения в научно-исследовательских институтах и технологических организациях.

В настоящее время предлагаемые алгоритмы обнаружения объектов с постоянным значением ошибки первого рода на фоне нестационарного шума имеют следующие недостатки. Во-первых, не учитывается изменение среднего значения шума в пределах «скользящего» окна. Во-вторых, такие алгоритмы требуют существенных вычислительных затрат. Кроме того, для некоторых алгоритмов с постоянным значением ошибки первого рода требуется априорное знание наклона прямой, аппроксимирующей изменение среднего значения шума. Поэтому актуальной является задача разработки алгоритма с постоянным значением ошибки первого рода, эффективно работающего при обнаружении объектов на фоне шума, среднее значение которого изменяется в пределах «скользящего» окна.

Предлагаемые в диссертационной работе алгоритмы не требуют априорного знания наклона аппроксимирующей прямой и предварительного формирования «карты помех». Кроме того, изменение среднего значения шума может аппроксимироваться кривыми более высокого порядка.

Результаты диссертационной работы применяются при исследовании теоретических и практических основ для разработки устройств и систем, обеспечивающих эффективное обнаружение объектов в условиях нестационарного шума.

Ханой, 02 сентября 2025 г

ДИРЕКТОР

(Подписано и поставлена печать)

Печать: АКЦИОНЕРНОЕ ОБЩЕСТВО ТОРГОВЛИ И
РАЗВИТИЯ ЭЛЕКТРОННЫХ ТЕХНОЛОГИЙ «E-STARS»

Идентификатор: 0109855349-С.Т.С.Р * Город Ханой/

Фам Тхи Хыонг

Перевод данного текста выполнен переводчиком Ключечкиной Юлией Дмитриевной



Российская Федерация

Город Москва

Пятого сентября две тысячи двадцать пятого года

Я, Карнаухова Айгуль Энгельсовна, нотариус города Москвы, свидетельствую подлинность подписи переводчика Ключечкиной Юлии Дмитриевны.

Подпись сделана в моем присутствии.

Личность подписавшего документ установлена.

Зарегистрировано в реестре: № 77/236-н/77-2025- 12-1449

Уплачено за совершение нотариального действия: 400 руб. 00 коп.



А.Э. Карнаухова



Пронумеровано, прошнуровано
и скреплено печатью 2 листа (ов)

Нотариус

