

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
НАЦІОНАЛЬНИЙ АВІАЦІЙНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

Кваліфікаційна наукова праця
на правах рукопису

БОКАЛ ЖАННА МИКОЛАЇВНА

УДК 621.396.4:621.396.96:519.24

ДИСЕРТАЦІЯ

**Непараметричні алгоритми обробки локаційної інформації в
задачах дистанційного зондування атмосфери**

05.12.17 - Радіотехнічні та телевізійні системи

Подається на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук

Дисертація містить результати власних досліджень. Використання ідей,
результатів і текстів інших авторів мають посилання на відповідне джерело
_____ Ж.М. Бокал

Науковий керівник:

Сініцин Рустем Борисович, кандидат технічних наук, доцент

Науковий консультант:

Яновський Фелікс Йосипович, доктор технічних наук, професор

Київ 2024

АНОТАЦІЯ

Бокал Ж.М. Непараметричні алгоритми обробки локаційної інформації в задачах дистанційного зондування атмосфери. – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.

Дисертація на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук за спеціальністю 05.12.17 – Радіотехнічні та телевізійні системи. – Національний авіаційний університет МОН України, Київ, 2024.

Дисертаційна робота присвячена розробці та впровадженню непараметричних алгоритмів обробки локаційної інформації в задачах дистанційного зондування атмосфери, зокрема для радіотехнічних систем, що використовують широкосмугові випадкові сигнали. Актуальність теми дослідження зумовлена необхідністю підвищення точності та надійності вимірювань метеорологічних параметрів, важливих для забезпечення безпеки польотів, прогнозування погоди, екологічного моніторингу та інших галузей.

Робота включає аналіз існуючих методів дистанційного зондування атмосфери з акцентом на використання широкосмугових випадкових сигналів. В дисертації досліджуються параметричні та непараметричні алгоритми виявлення сигналів, їх моделі та особливості. Запропоновано нові методи обробки сигналів, що базуються на ядерних оцінках інтегральної функції розподілу ймовірності та характеристичної функції, а також на концепції копул для аналізу багатовимірних розподілів.

Основною метою роботи є розробка алгоритмів, що дозволяють підвищити ефективність і точність виявлення та вимірювання сигналів в умовах апріорної невизначеності та перешкод з невідомими характеристиками. Використання цих алгоритмів дозволяє отримувати більш точні дані про склад та стан атмосфери, що є критично важливим для різних застосувань, від метеорології до управління повітряним рухом.

Експериментальна частина роботи включає розробку та випробування експериментальних зразків локаторів, що використовують широкосмугові

випадкові сигнали, та їх апробацію на реальних даних. Результати досліджень показали високу ефективність запропонованих методів для вимірювання швидкості вітру, виявлення дощу та інших атмосферних явищ.

Практичне значення одержаних результатів полягає у можливості покращення точності вимірювань метеорологічних параметрів, підвищення ефективності систем дистанційного зондування, а також у розвитку методів обробки сигналів для складних умов. Розроблені алгоритми можуть знайти застосування у військових системах, системах прогнозування погоди та екологічного моніторингу, забезпечуючи високу точність і надійність обробки даних.

Дисертаційна робота складається з п'яти розділів, висновків, додатків та списку використаних джерел. Основні результати досліджень опубліковано у наукових журналах та представлено на міжнародних конференціях.

Ключові слова: широкосмугові випадкові сигнали, шумовий локатор, копула, функція невизначеності, ядерні оцінки, характеристична функція, непараметричні алгоритми.

ЗМІСТ

ВСТУП	7
РОЗДІЛ 1. СТАН ПРОБЛЕМИ ТА ЗАДАЧІ ДОСЛІДЖЕНЬ.....	22
1.1. Дистанційне зондування атмосфери за допомогою локаційних засобів. ...	22
1.1.1. Вертикальний доплерівський зріз атмосфери та засоби за допомогою яких його можна отримати.	23
1.2. Використання акустичних локаторів в метеорології.	25
1.3. Ширококутовий випадковий сигнал.....	26
1.3.1. Ширококутовий сигнал, його використання та інформаційні можливості.	27
1.3.2. Модель ширококутового шумового сигналу.....	29
1.4. Ширококутовий випадковий сигнал для випадку пасивного локатора....	30
1.4.1. Огляд розвитку шумових локаторів.	31
1.5. Статистичний підхід та проблеми методів оптимального виявлення сигналів.	35
1.6. Огляд традиційних методів оптимального виявлення радіолокаційних сигналів.	38
1.6.1. Алгоритми і пристрої оптимального виявлення сигналів.....	39
1.6.2. Виявлення випадкових сигналів.	41
1.7. Акустичні та шумові доплерівські локатори.	43
РОЗДІЛ 2. ПАРАМЕТРИЧНІ АЛГОРИТМИ ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛІВ ДЛЯ ЛОКАТОРІВ З ШИРОКОКУТОВИМ ВИПАДКОВИМ СИГНАЛОМ.....	46
2.1. Модель сигналу для локаційної системи з одним передавачем і приймачем.	47
2.2. Синтез параметричного алгоритму виявлення для ширококутового випадкового сигналу в локаційній системі з одним передавачем і одним приймачем.....	49
2.3. Параметричний алгоритм виявлення для локатора з ширококутовим випадковим сигналом та з багатьма входами і багатьма виходами (MIMO). ...	56
2.4. Радіолокаційна ширококутова функція невизначеності для випадкових процесів.....	61

РОЗДІЛ 3. НЕПАРАМЕТРИЧНІ АЛГОРИТМИ ВИЯВЛЕННЯ ВИПАДКОВИХ ШИРОКОСМУГОВИХ СИГНАЛІВ, ЯКІ БАЗУЮТЬСЯ НА ОЦІНКАХ ІНТЕГРАЛЬНОЇ ФУНКЦІЇ РОЗПОДІЛУ ЙМОВІРНОСТІ	64
3.1. Формулювання проблеми.	64
3.2. Алгоритми виявлення радіолокаційних сигналів, що використовують непараметричні оцінки законів розподілу перешкод.....	68
3.2.1 Постановка задачі.	68
3.2.2 Модель сигналу і завади.	69
3.2.3. Щільність розподілу перетвореної статистики для гіпотез H_0 і H_1	70
3.2.4. Розв’язувальне правило і алгоритм виявлення сигналу.	71
3.3. Непараметричний алгоритм виявлення сигналу для імпульсного шумового радіолокатора з використанням ядерних оцінок інтегральної функції розподілу.....	72
3.3.1. Щільність розподілу перетвореної статистики для гіпотез H_0 і H_1	75
3.3.2. Розв’язувальне правило.	75
3.3.3. Аналіз.....	76
3.4. Ядерні оцінки характеристичної функції.....	77
3.5. Непараметричний алгоритм виявлення сигналу, що використовує ядерну оцінку характеристичної функції.....	81
3.5.1. Синтез алгоритму виявлення.....	81
3.5.2. Аналіз і статистичне моделювання алгоритму виявлення.....	82
3.6. Непараметричні алгоритми виявлення випадкових широкосмугових сигналів, які базуються на оцінках інтегральної функції розподілу ймовірності для МІМО локаторів.....	83
3.6.1. Модель сигналу для МІМО локаторів.....	83
3.6.2. Функціональне перетворення, яке базується на понятті копули.....	84
3.6.3. Оцінки копули.....	85
3.7. Оцінки характеристичної функції для багатомірних розподілів.....	86
3.7.1. Ядерні оцінки двовимірної характеристичної функції.....	86
3.8. Алгоритм виявлення сигналу для широкосмугового шумового локатора типу МІМО з використанням копули.....	92

3.8.1. Розв’язувальне правило.	92
3.8.2. Експериментальне перевірка ефективності алгоритму виявлення.	94
РОЗДІЛ 4. КОПУЛЯРНА РАДІОЛОКАЦІЙНА ШИРОКОСМУГОВА ФУНКЦІЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ.....	103
4.1. Копулярна функція.	103
4.2. Копулярна функція невизначеності для широкосмугових випадкових локаційних сигналів.....	103
4.3. Функціональне перетворення копули.....	105
4.4. Ядерні оцінки копули.	107
4.5. Копулярна функція невизначеності.	108
РОЗДІЛ 5. ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИЙ ЗВУКОВИЙ ЛОКАТОР ТА ВИМІРЮВАННЯ, ЯКІ ПРОВЕДЕНІ З ЙОГО ДОПОМОГОЮ	113
5.1. Звуковий локатор.	113
5.1.1. Вимірювання швидкості вітру за допомогою шумового локатора. Функції невизначеності при вимірюванні швидкості вітру	118
5.1.2. Виявлення дощу за допомогою шумового локатора	121
5.2. Звуковий локатор з одним виходом і двома входами.	121
5.2.1. Конструкція експериментального локатора з багатьма входами і одним виходом.....	123
5.3. Алгоритм сканування простору і принцип побудови зображення навколишнього простору.	123
5.3.1. Алгоритм сканування простору і принцип побудови зображення навколишнього простору в активному режимі.	123
5.3.2. Оцінка кореляційної функції.	125
5.3.3. Алгоритм сканування простору і принцип побудови зображення навколишнього простору в пасивному режимі.	127
ВИСНОВКИ	132
ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ.....	135
ДОДАТОК А.....	141
ДОДАТОК Б	144

ВСТУП

Актуальність теми. Завдання дистанційного зондування атмосфери за допомогою локаційних засобів є дуже важливими для багатьох галузей економіки. В першу чергу вони важливі для забезпечення безпеки польотів. Моніторинг атмосферних умов допомагає виявляти небезпечні погодні явища, такі як зсуви вітру, які можуть бути небезпечними для літальних апаратів. Це особливо важливо для забезпечення безпеки польотів у цивільній авіації. Також дистанційне зондування дозволяє відслідковувати забруднення повітря та виявляти джерела забруднення тим самим виконувати екологічний моніторинг. Це сприяє захисту довкілля та здоров'я населення.

Інша галузь застосування це метеорологія, де збирання даних про погодні умови в режимі реального часу покращує точність прогнозів погоди, що є важливим для планування в різних секторах економіки, від сільського господарства до логістики. У сільському господарстві дані про погодні умови та кліматичні зміни важливі для планування сільськогосподарських робіт, що сприяє підвищенню врожайності та стійкості до несприятливих погодних умов. Інформація про атмосферні умови допомагає в проектуванні та будівництві інфраструктури, враховуючи можливі екстремальні погодні явища, що важливо в інфраструктурному плануванні.

Сучасні радіолокаційні і радіонавігаційні системи управління повітряним рухом різного призначення (наземні, корабельні, літакові, космічного базування) функціонують в умовах впливу як неорганізованих (природних і штучних), так і організованих перешкод, статистичні та часові характеристики яких невідомі і (або) схильні до змін (при цьому повинен дотримуватися високий ступінь безпеки повітряного руху при постійному зростанні його інтенсивності, щільності, розширенні діапазонів польоту і т.д). Тому завдання виявлення сигналів усе частіше доводиться вирішувати в умовах статистичної апріорної невизначеності, яка полягає в тому, що низка параметрів, а нерідко і самі функції розподілу перешкод і сумішей сигналів із перешкодами, відомі неточно та можуть

змінюватися в процесі спостереження. Складність перешкодної обстановки часто одночасно визначається внутрішнім шумом приймача, впливом перешкод природного походження, електромагнітною сумісністю радіоелектронних систем та індустріальними перешкодами, можливим радіопротидії з боку супротивника (в умовах ведення бойових дій), а також адитивним і мультиплікативним характером впливу перешкод.

Важливою сферою застосування радіотехнічних систем локації є дистанційний контроль стану атмосфери. Нові алгоритми статистичної обробки сигналів і алгоритми добування інформації з локаційних сигналів дозволяють збільшувати точність і оперативність вимірів окремих метеорологічних величин (температури, швидкості вітру, вологості та інших), завдяки чому можливе запобігання деяких несприятливих екологічних ситуацій, підвищується безпека експлуатації транспорту, безпосередньо збільшується точність прогнозів погоди.

Важливим в сучасних локаційних системах є не тільки обробка відбитих сигналів, але також і принципи їх формування. Застосування сигналів певної форми дозволяє збільшити роздільну здатність локатора по дальності і швидкості, знизити енергетичні втрати в передавачі і відповідно знизити вартість і габарити локаційної системи. Особливий інтерес представляють широкосмугові сигнали, які дозволяють досягти поставлених цілей, а також отримати додаткові переваги. Наприклад, дають можливість використовувати локаційну систему для бачення під землею і т.д. Важливим типом широкосмугових сигналів є випадковий шумовий сигнал, який володіє унікальною формою функції невизначеності, близькою до ідеальної. Застосування шумових сигналів почалося відносно недавно і тому методи їх обробки недостатньо розроблені. Тому досить актуальним є розробка нових статистичних методів обробки сигналів шумових локаторів. Ще однією важливою особливістю сучасних радіолокаційних систем і систем дистанційного зондування є застосування безлічі каналів, як для обробки сигналів, так і для їх випромінювання. Найбільш повно цей підхід реалізовано в системах з багатьма входами і багатьма виходами (МІМО). Цей підхід дозволяє

простим способом значно підвищити ефективність системи. Тому актуальним є розробка алгоритмів формування та обробки таких сигналів для випадку широкосмугових випадкових зондувальних сигналів. Основні переваги зазначеного підходу полягають у наступному. По-перше, статистичний підхід відображає інформаційний аспект проблеми, що є досить важливим для вирішення завдань, пов'язаних з виявленням, класифікацією об'єктів, а також з оцінюванням параметрів сигналів. Поняття апіорної невизначеності в рамках даного підходу набуває ясний математичний зміст. По-друге, застосування даного підходу дозволяє використовувати відповідний математичний апарат, розроблений для різних додатків і включає в себе такі засоби як, наприклад, байєсівську теорію побудови оцінок і прийняття рішень, вінеровську і калманівську фільтрації, теорію непараметричного виявлення й оцінювання сигналів, теорію марківських процесів і т.д. Теоретичні основи зазначених підходів, викладені в роботах Е. Лемана, Г. Ван-Тріса, П. Хиобера, Б. Р. Левіна, Ю. Г. Сосуліна, В. І. Тіхонова, І. К. Кульмана, Р. Л. Стратановіча. По-третє, статистичний підхід є досить універсальним засобом для створення широкого класу моделей сигналів та зображень.

Однією з основних проблем статистичного підходу є синтез алгоритмів виявлення, оцінювання або класифікації в умовах апіорної невизначеності (неповної інформації про статистичні властивості моделі). У теоретичних роботах по статистичній обробці сигналів, а також у роботах з математичної статистики викладаються способи побудови ефективних алгоритмів в умовах апіорної невизначеності. Один із способів спирається на статистики інваріантні до виду розподілу вихідних даних. Прикладом таких статистик є статистики, засновані на рангах спостережень. Використання подібних статистик стосовно ряду задач обробки сигналів та зображень (побудові непараметричних оцінок деяких параметрів сигналів та зображень, виявленню корисних сигналів у задачах обробки сейсмоакустичних і мовних сигналів) дозволило отримати ефективні алгоритми як в плані якості, робастності, так і обчислювальної складності.

У зв'язку з цим досить актуальною є розробка алгоритмів виявлення сигналів і оцінки параметрів сигналів з високим ступенем апріорної невизначеності для застосування перш за все у МІМО шумових локаторах, пасивній радіолокації, содарах, та метеорологічних локаторах.

Розвиток дистанційного зондування та обчислювальної техніки створює нові можливості для впровадження складних непараметричних алгоритмів, які можуть обробляти великі обсяги даних у реальному часі. Це підвищує ефективність та точність аналізу атмосферних даних.

Сучасні сенсори забезпечують дані в різних спектральних діапазонах, що дозволяє отримувати детальнішу інформацію про склад та стан атмосфери. Непараметричні методи можуть краще використовувати ці багатовимірні дані для аналізу та інтерпретації складних атмосферних процесів.

Непараметричні алгоритми не вимагають попередніх припущень щодо розподілу даних, що робить їх більш універсальними та застосовними до широкого спектру задач дистанційного зондування атмосфери.

Зростаючі проблеми, пов'язані зі змінами клімату, вимагають точного моніторингу атмосфери для виявлення і аналізу змін у її складі та поведінці. Непараметричні алгоритми можуть забезпечити більш гнучкий та точний аналіз даних, що дозволяє краще розуміти кліматичні процеси та вплив антропогенних факторів.

Сучасні системи прогнозування погоди потребують обробки великих обсягів даних з різних джерел, таких як супутники, наземні станції та радіолокаційні системи. Непараметричні методи можуть покращити точність та швидкість обробки цих даних, що сприяє підвищенню надійності прогнозів.

Обґрунтування вибору теми дослідження. Дистанційне зондування атмосфери за допомогою локаційних засобів полягає у використанні різноманітних технологій для спостереження і вимірювання властивостей атмосфери на відстані. Цей процес включає в себе використання радарних та лідарних технологій, супутникове зондування, радіометричні та акустичні

методи. Акустичні локатори (содари) активно використовуються в метеорології для дослідження атмосфери. В першу чергу для одержання вертикального доплерівського зрізу атмосфери, що дозволяє вимірювати швидкість вітру і напрямок вітру в різних недоступних для звичайних метеорологічних методів точках атмосфери. Це важливо і для авіації, тому що дозволяє попереджати про таке непередбачуване небезпечне явище, як «зсув вітру» в аеропортах. Також для вивчення турбулентності, для вимірювання рівнів турбулентності та визначення зон турбулентності в нижніх шарах атмосфери. Недоліками таких локаторів є обмежена висота вимірювань, низька роздільна здатність і недостатня точність вимірювань. Содари зазвичай обмежені висотою до кількох сотень метрів і вимірювання на більших висотах можуть бути неточними через затухання звукових хвиль. Також, акустичний локатор використовує активний принцип роботи, тобто він випромінює звукові хвилі і потім аналізує відбиті від об'єктів хвилі. Отже, акустичний локатор потребує активного випромінювання звуку, що може бути виявлено іншими пристроями.

Шумовий локатор, що використовує випадковий зондувальний сигнал, працює на основі генерації та обробки широкосмугового сигналу, який має властивості білого шуму. Такий сигнал характеризується рівномірним розподілом енергії по всьому спектру частот, що робить його схожим на білий шум. Спектр цього зондувального сигналу нагадує спектр ідеального низькочастотного сигналу, який містить рівномірно розподілені частоти у заданому діапазоні. Це дозволяє шумовому локатору ефективно працювати в умовах перешкод та забезпечувати точне виявлення об'єктів на фоні складного акустичного середовища.

Шумові содари в широкій практиці майже невідомі. Пропозиції їхнього застосування і теоретичні аспекти застосування акустичних шумових сигналів уперше розглянуті в декількох публікаціях Сініцина, Р.Б. та Яновського Ф.Я., на які уже є посилання іноземних дослідників.

Цікавим є застосування широкосмугових шумових локаторів, які мають численні переваги, включаючи високу роздільну здатність по дальності, стійкість до перешкод, високу конфіденційність і здатність проникнення через перешкоди. Широка смуга частот дозволяє досягати дуже високої роздільної здатності, що дозволяє розрізняти об'єкти, які знаходяться близько один до одного. Завдяки широкосмуговим сигналам локатори можуть точно визначати положення, швидкість і інші характеристики цілей. Шумоподібні сигнали важко виявити та перехопити, що підвищує рівень конфіденційності і безпеки передачі. Отже, широкосмугові шумові локатори пропонують багато переваг, але їх складність, висока вартість, вимоги до обчислювальних ресурсів, можливість інтерференції, високе енергоспоживання та вплив погодних умов є основними недоліками, які можуть обмежувати їх застосування в деяких ситуаціях. Широкосмугові шумові локатори потребують складних електронних компонентів та програмного забезпечення для генерації, передачі та обробки шумових сигналів. Але найголовніше це складність обробки сигналів. Обробка широкосмугових шумових сигналів вимагає потужних обчислювальних ресурсів і швидкодії процесорів для кореляції та аналізу сигналів у реальному часі. Необхідна розробка передових алгоритмів і методів обробки сигналів, що полегшить розробку і впровадження таких систем.

Виникає необхідність додаткової розробки алгоритмів зокрема непараметричних для обробки цих сигналів, які також дозволяють збільшити ефективність виявлення рухомих об'єктів або рухомих засобів і домогтися стабільності їхніх помилок.

На даний час проблемою статистичного підходу є синтез алгоритмів виявлення, оцінювання або класифікації в умовах апріорної невизначеності (неповної інформації про статистичні властивості моделі). Відповідні питання достатньо глибокого розглядалися в роботах таких вчених як: Білецький А.Я., Яновський Ф.Й., Прокопенко І.Г., Корніл'єв Е.А., Давлет'янц О.І.

На сучасному етапі такі методи обробки сигналів, як кореляційний та крос-кореляційний аналіз, не є універсальними, оскільки вони зазвичай базуються на припущенні, що оброблюваний сигнал має нормальний розподіл, що часто не відповідає дійсності. Кореляційний аналіз вимагає значних обчислювальних ресурсів, особливо при обробці широкосмугових сигналів і кореляція може бути менш ефективною в умовах високого рівня шуму та завад.

Таким чином, у предметній області, що розглядається, існує протиріччя, яке, з одного боку, полягає в необхідності вдосконалення статистичних підходів до обробки даних, зокрема для підвищення точності та надійності виявлення сигналів у складних умовах, а з іншого — у відсутності ефективних методів і моделей, здатних адекватно вирішувати ці завдання за умов апіорної невизначеності та впливу перешкод. Це протиріччя визначає актуальність теми дисертації, підкреслюючи важливість розробки нових підходів, які дозволять подолати існуючі обмеження і забезпечити надійну обробку сигналів в умовах реальних сценаріїв застосування. Таким чином, дисертаційне дослідження спрямоване на вирішення цієї наукової проблеми, що має значний потенціал для практичного застосування в різних галузях, зокрема в метеорології, управлінні повітряним рухом та екологічному моніторингу.

Аналіз науково-технічної літератури в галузі статистичної обробки сигналів, а також у роботах з математичної статистики, свідчить про те, що перспективним напрямом є дослідження та побудова ефективних алгоритмів в умовах апіорної невизначеності. У зв'язку з цим актуальною є розробка алгоритмів виявлення сигналів і оцінки їх параметрів з високим ступенем апіорної невизначеності, перш за все, для застосування у МІМО шумових локаторах, пасивній радіолокації, содарах та метеорологічних локаторах.

Проблема дослідження. Проблема дослідження полягає в необхідності створення ефективних алгоритмів обробки широкосмугових випадкових сигналів в умовах апіорної невизначеності та впливу перешкод з невідомими характеристиками. У сучасних радіолокаційних і радіонавігаційних системах

часто виникають ситуації, коли статистичні характеристики сигналів і перешкод можуть бути невідомими або змінюватися в процесі спостереження. Це створює значні труднощі для традиційних методів обробки сигналів, які зазвичай базуються на припущеннях про відомі розподіли перешкод.

Основними аспектами проблеми дослідження є:

Апріорна невизначеність: відсутність точних даних про статистичні характеристики перешкод та змішаних сигналів, що вимагає розробки алгоритмів, здатних працювати в умовах невизначеності.

Вплив різноманітних перешкод: перешкоди можуть бути як природного, так і штучного походження, з різними часовими та статистичними характеристиками, що ускладнює їх ефективну фільтрацію та виявлення корисних сигналів.

Потреба у високій точності: сучасні системи дистанційного зондування потребують високої точності вимірювань для забезпечення безпеки і надійності, що вимагає розробки нових методів обробки сигналів, здатних досягати високої точності навіть в умовах сильної зашумленості.

Розв'язання цих проблем є важливим для підвищення ефективності та надійності радіолокаційних систем, особливо у сферах метеорології, управління повітряним рухом та інших областях, де точність і своєчасність інформації мають критичне значення.

Мета і задачі дослідження. Метою дисертаційної роботи є розробка та впровадження непараметричних алгоритмів обробки локаційної інформації для підвищення точності і надійності виявлення сигналів в умовах дистанційного зондування атмосфери, зокрема для радіотехнічних систем, що використовують широкосмугові випадкові сигнали.

Для досягнення мети в роботі поставлені такі задачі:

- здійснити аналіз непараметричних алгоритмів виявлення сигналу шумового локатора відбитого від цілі з невідомою доплерівською швидкістю за допомогою їх чисельного моделювання, а також їх експериментальну перевірку;

- дослідити роздільну здатність випадкових шумових широкосмугових сигналів для вимірювання дальності і швидкості;
- побудувати моделі широкосмугових випадкових сигналів;
- здійснити синтез нових непараметричних алгоритмів виявлення сигналів для шумових локаторів;
- розробити методики непараметричного виявлення сигналів рухомих цілей за допомогою широкосмугового шумового локатора;
- провести дослідження копулярної радіолокаційної широкосмугової функції невизначеності для широкосмугового локатора для аналізу та виявлення локаційних сигналів;
- провести чисельне та експериментальне моделювання роботи непараметричних алгоритмів виявлення-вимірювання для сигналів пасивного локатора;
- розробити та виготовити експериментальні зразки та імітаційні моделі локаторів.

Об'єктом дослідження є процес обробки широкосмугових випадкових радіолокаційних сигналів.

Предметом дослідження є непараметричні методи і алгоритми виявлення і вимірювання сигналів та їх використання в задачах метеорології та управління повітряним рухом.

Методи дослідження. Методи дослідження базуються на теорії статистичних методів обробки інформації. Зокрема, використовувалися такі статистичні підходи до обробки сигналів:

- непараметричні алгоритми перевірки гіпотез і максимального правдоподібного оцінювання;
- теорія ядерних оцінок;
- алгоритми прийняття рішень за критерієм Неймана-Пірсона;
- теорія рангових критеріїв;
- методи статистичного моделювання.

Експериментальні дослідження синтезованих алгоритмів проводилися на реальних сигналах, отриманих за допомогою експериментального локатора, розробленого на кафедрі електроніки, робототехніки і технологій моніторингу та інтернету речей Національного авіаційного університету.

Особистий внесок здобувача. Основні наукові результати отримано здобувачем самостійно й опубліковано в 15 наукових працях (Додаток А). З робіт, що опубліковані у співавторстві, використовуються результати, отримані особисто здобувачем. У роботах, опублікованих у співавторстві, автору дисертації належать: роботи [4, 16] – виконані самостійно; в [2] – на основі запропонованого підходу розробила нові непараметричні алгоритми виявлення радіолокаційних сигналів та проаналізувала можливість використання алгоритму швидкого перетворення Фур'є для забезпечення високої швидкості обробки сигналу в алгоритмах обробки сигналу радіолокаційних станцій; в [1] – розробка алгоритмів обробки сигналів та зображень для реалізації тестових сценаріїв а також проведення попередніх експериментів в лабораторії Zero-G включаючи операції зближення, стиковки та орбітальної взаємодії, вимірюванню координат; у роботі; у роботі [3] – перевірила нові непараметричні оцінки функції щільності ймовірності та запропонувала алгоритм виявлення і розпізнавання, а також обробила звукові сигнали розмовної мови; в [5] – розробка нового непараметричного алгоритму на основі рангового тесту та перестановок часткових відношень правдоподібності. Отримала результати для подальшого застосування виявлення радіолокаційних сигналів у системах спостереження та дистанційного зондування, особливо в умовах попередньої невизначеності; у роботі [6] – обґрунтувала підхід для розробки алгоритмів виявлення радіолокаційних сигналів, які можна застосовувати коли апіорна інформація обмежена, а також сформулювала задачу для перевірки гіпотези про вид функції щільності; у роботі [7] – обґрунтувала переваги використання інформації численних бортових датчиків в системах автоматичного залежного спостереження (ADS-B); [8] – розробка нової статистики, яка є інваріантною до всіх можливих

змін функції щільності ймовірності звукових або відбитих сигналів; у роботі [9] – запропонувала та обґрунтувала застосування непараметричної оцінки характеристичної функції, та на основі цих оцінок розробила непараметричні алгоритми класифікації звуків; у роботі [10] – обґрунтувала використання проекції щільності для випадкового процесу та розрахувала щільність ймовірності; у роботі [11] – розробка непараметричних алгоритмів класифікації звуків, а також запропонувала використання проекції випадкового процесу на множину випадкових величин, де щільність ймовірностей визначається як добуток двовимірних щільностей; в [12] – визначила та класифікувала алгоритми, які базуються на запропонованих оцінках, а також розрахувала ядерну оцінку двовимірної характеристичної функції і відповідної їй щільності ймовірності для двох моментів часу; в [13] – запропонувала підхід що дозволяє розробити рангові тести більш чутливими до змін статистики суми корисного сигналу та шуму; у роботі.

Наукова новизна одержаних результатів:

– синтезовано непараметричні алгоритми виявлення сигналів для шумових та пасивних МІМО локаторів;

– синтезовано непараметричний алгоритм виявлення сигналу шумового локатора, відбитого від цілі з невідомою доплерівською швидкістю;

– синтезовано параметричні алгоритми виявлення сигналів для пасивних та шумових МІМО локаторів та параметричний алгоритм виявлення сигналу шумового локатора, відбитого від цілі з невідомою доплерівською швидкістю;

– запропоновано новий варіант радіолокаційної функції невизначеності – копулярна функція невизначеності;

– запропоновано та доведено доцільність використання копулярної функції невизначеності для широкосмугового пасивного локатора;

Удосконалено:

– концепція широкосмугової функції невизначеності, яка враховує умови апріорної невизначеності перешкод і використовує поняття копули для більш точного моделювання та аналізу сигнальних характеристик у радіолокаційних системах. Це удосконалення дозволяє значно підвищити ефективність і надійність виявлення сигналів у складних умовах роботи радіолокаційних систем, особливо в тих випадках, коли параметри перешкод невідомі або змінюються з часом;

Отримав подальшого розвитку:

– непараметричні алгоритми виявлення сигналів з апріорно невідомою щільністю розподілу. Ці алгоритми дозволяють ефективно працювати в умовах невизначеності, забезпечуючи більш точне і надійне виявлення сигналів, навіть коли параметри розподілу завад невідомі або змінюються;

Апробація результатів дисертації. Результати досліджень, які викладені у дисертації було оприлюднено на наступних наукових з’їздах, конференціях, симпозіумах, нарадах: MRRS-2011 (Мікрохвильовий симпозіум з питань радіолокації та дистанційного зондування 2011); IV Всесвітньому конгресі “Авіація у XXI столітті” – “Безпека в авіації та космічні технології” (21-23.09.2010); IRS-2010 (Міжнародний радіолокаційний симпозіум 2010); SPS-2009 (Міжнародний симпозіум з питань обробки сигналів 2009); MRRS-2008 (Мікрохвильовий симпозіум з питань радіолокації та дистанційного зондування 2008); III Всесвітньому конгресі “Авіація у XXI столітті” – “Безпека в авіації та космічні технології”; SPS-2007 (Міжнародний симпозіум з питань обробки сигналів 2007); наукових конференціях Національного Авіаційного Університету (міжнародні науково-практичні конференції молодих учених і студентів «Політ», міжнародні науково-технічні конференції «Авіа» та ін.) з 2004 по 2011 роки; «Radar Conference (EuRAD 2010)» (Paris, 2010); «The fourth World Congress “Aviation in the XXI-st Century”. Safety in Aviation an Space Technologies» (Київ, 2010); «9th Innovative Research Workshop & Exhibition (INO 2010)» (Britinique, 2010); «Second International Conference «Statistical Methods of Signal and Data Processing» (Київ, 2013).

Акти про практичне впровадження результатів дисертаційного дослідження додаються у Додатку Б.

Обґрунтованість і достовірність наукових результатів дисертаційної роботи підтверджується повнотою і ґрунтовністю аналізу сучасного стану досліджень в області розробок алгоритмів обробки сигналів; коректністю вибору вихідних припущень і обмежень при вирішенні задач синтезу алгоритмів виявлення сигналів; строгістю використання сучасного математичного апарату при формалізації досліджуваної задачі і її рішення; ефективним застосуванням широко використовуваних і добре апробованих практикою методів обробки сигналів; експериментальною перевіркою результатів за допомогою експериментальних зразків локаторів; публікацією та апробацією основних положень роботи на міжнародних, всеукраїнських та галузевих рівнях.

Широке обговорення і публікації результатів дисертації на міжнародному рівні, а також посилання на публікації авторів у відомих професійних виданнях дає підстави стверджувати, що запропонована робота за своїм науковим рівнем та основними показниками повністю відповідає світовому рівню, а за багатьма показниками перевершує його.

Публікації. За темою дисертації опубліковано 17 статей у наукових періодичних виданнях, включених до переліку наукових фахових видань України, 5 статей у періодичних виданнях групи А та у періодичних виданнях, що включені до науково-метричної бази Scopus та\або Web of Science (одна з них з квантилем Q3), 9 публікацій, що індексуються науково-метричною базою Scopus та\або Web of Science, 2 розділи колективної монографії, виданої за кордоном, одна з яких з індексацією в Scopus.

Структура та обсяг дисертації. Дисертація складається з вступу, п'яти розділів, висновків, списку літератури, додатків, і викладена на 143 аркушах машинописного тексту, включаючи 80 рисунків.

Основні розділи дисертації включають:

Розділ 1. Стан проблеми та задачі досліджень. Перший розділ роботи спрямований на аналіз проблем та завдань досліджень. Також представлено широкосмугові сигнали та їх застосування в радіолокаційних системах. Обговорюються властивості та переваги використання широкосмугових сигналів порівняно з традиційними вузькосмуговими сигналами, а також виклики, пов'язані з генерацією, передачею та виявленням сигналів.

Розділ 2. Параметричні алгоритми виявлення сигналів для локаторів з широкосмуговим випадковим сигналом. Цей розділ зосереджений на розробці параметричних алгоритмів для виявлення сигналів у локаторах з широкосмуговими випадковими сигналами. Він включає моделі для виявлення сигналів і синтез цих алгоритмів.

Розділ 3. Непараметричні алгоритми виявлення випадкових широкосмугових сигналів, які базуються на оцінках інтегральної функції розподілу ймовірності. У цьому розділі досліджуються непараметричні алгоритми для виявлення випадкових широкосмугових сигналів з використанням оцінок інтегральної функції розподілу ймовірності. Він охоплює формулювання проблеми, різні алгоритми виявлення та аналіз їх ефективності.

Розділ 4. Копулярна радіолокаційна широкосмугова функція невизначеності. Цей розділ вводить концепцію копулярної радіолокаційної широкосмугової функції невизначеності та її застосування у виявленні та аналізі сигналів. Він представляє теоретичні основи та пропонує нові методи на основі цієї концепції. Пропонується також інноваційний підхід із інтеграцією копулярних функцій у радіолокаційну обробку сигналів.

Розділ 5. Експериментальний звуковий локатор та вимірювання, проведені з його допомогою. У цьому розділі представлено експериментальну установку для звукового локатора та вимірювання, проведені за допомогою цієї системи. Включає дизайн, реалізацію та аналіз експериментальних результатів. Практичне застосування теоретичних концепцій, наведених у попередніх розділах.

РОЗДІЛ 1. СТАН ПРОБЛЕМИ ТА ЗАДАЧІ ДОСЛІДЖЕНЬ

1.1. Дистанційне зондування атмосфери за допомогою локаційних засобів.

Дистанційне зондування атмосфери за допомогою локаційних засобів полягає у використанні різноманітних технологій для спостереження і вимірювання властивостей атмосфери на відстані. В першу чергу це радарні технології. Метеорологічні радари використовують радіохвилі для виявлення та відстеження опадів, вітру та інших атмосферних явищ. Радари випромінюють імпульси радіохвиль, які відбиваються від частинок в атмосфері (дощ, сніг, град) і повертаються до радара. Аналізуючи час повернення і зміни в частоті відбитих хвиль, можна визначити відстань до опадів, їх інтенсивність та напрямок руху. Широке застосування мають також лідари (Light Detection and Ranging), що використовують лазерні імпульси для вимірювання відстаней і характеристик частинок у повітрі. Лідари можуть точно визначати концентрацію аерозолів, пилу, диму та інших частинок, а також вимірювати вертикальні профілі температури та вологості. Також широко застосовується супутникове зондування. Супутники на орбіті Землі оснащені різними сенсорами, які можуть вимірювати параметри атмосфери в широкому спектрі електромагнітного випромінювання (від ультрафіолету до інфрачервоного діапазону). Це дозволяє отримувати дані про хмарність, концентрацію парникових газів, озону, температурні профілі, вологість і інші параметри на глобальному рівні. Ще одна технологія, яка застосовується це радіометричні методи. Радіометри вимірюють інтенсивність випромінювання, що приходить з атмосфери або відбивається від її частинок. Це може бути використано для визначення температури та складу атмосфери на різних висотах [51]. Використовують також акустичні методи. Акустичні локаційні засоби використовують звук для дослідження властивостей нижніх шарів атмосфери. За допомогою звукових хвиль можна отримувати дані про температуру, вологість та структуру вітру в межах приземного шару. Отже, основна мета дистанційного зондування атмосфери – це отримання даних для

прогнозування погоди, вивчення клімату, моніторингу забруднення повітря, а також для проведення наукових досліджень про взаємодію атмосфери з іншими геосферами Землі.

1.1.1. Вертикальний доплерівський зріз атмосфери та засоби за допомогою яких його можна отримати.

Вертикальний доплерівський зріз атмосфери – це профіль швидкості вітру та інших параметрів атмосфери на різних висотах, отриманий за допомогою доплерівського ефекту. Він дає змогу досліджувати рух повітряних мас у вертикальному напрямку, що важливо для розуміння процесів турбулентності, конвекції та інших атмосферних явищ. Для отримання вертикального доплерівського зрізу атмосфери використовуються декілька основних технологій:

- доплерівські радари, які випромінюють радіохвилі, які відбиваються від частинок в атмосфері (дощ, сніг, пил). Вимірюючи зсув частоти відбитих хвиль (доплерівський зсув), можна визначити швидкість руху частинок у напрямку до або від радара. Доплерівські метеорологічні радари використовуються для отримання тривимірних даних про швидкість вітру в межах великої області. Для створення вертикального зрізу радари сканують атмосферу під різними кутами.

- лідари, які випромінюють лазерні імпульси і вимірюють час повернення відбитого світла. Доплерівські лідари аналізують зсув Доплера у відбитому світлі для визначення швидкості частинок у повітрі. Лідари забезпечують високоточні дані про вертикальні профілі швидкості вітру, а також можуть вимірювати концентрацію аерозолів, температуру та інші параметри.

- содари (Sonic Detection and Ranging), що використовують звукові імпульси, які відбиваються від турбулентних структур в атмосфері. Аналізуючи зсув частоти звукових хвиль, можна визначити вертикальні профілі швидкості вітру. Содари зазвичай застосовуються для вимірювання вітру на висотах до кількох сотень метрів, що є корисним для метеорологічних досліджень та вітроенергетики.

Отже, як проводиться вимірювання. Спочатку проводиться калібрування та налаштування обладнання. Перед початком вимірювань радари, лідери або содари калібруються та налаштовуються для забезпечення точних даних.

Далі сканування атмосфери. Прилади проводять сканування атмосфери під різними кутами та на різних висотах. Наприклад, радари можуть здійснювати обертання антени або змінювати кут нахилу для отримання тривимірних даних.

Потім збір даних. Вимірювання доплерівського зсуву дозволяє визначити швидкість вітру на різних висотах. Зібрані дані зберігаються та обробляються для створення вертикальних профілів.

В кінці проводять аналіз результатів. Отримані профілі швидкості вітру аналізуються для розуміння вертикальної структури атмосфери, виявлення турбулентних зон, визначення умов для утворення хмар і опадів та інших атмосферних процесів.

Вертикальні доплерівські зрізи атмосфери є важливим інструментом для метеорологічних досліджень та прогнозування погоди. Вони дозволяють дослідити динаміку атмосфери на різних висотах, що є ключовим для розуміння і моделювання атмосферних процесів. Використання доплерівських радарів, лідарів та содарів забезпечує точні та детальні дані про швидкість вітру та інші параметри атмосфери.

Проаналізувавши всі технології і засоби які використовуються можна сказати що вони мають як свої переваги так і недоліки. Лідари та радари забезпечують високоточні вимірювання на великих відстанях і висотах, але можуть бути дорогими та складними в обслуговуванні. Содари менш дорогі, але мають обмежену висоту вимірювань. Ультразвукові анемометри забезпечують точні локальні вимірювання, але обмежені по висоті. Супутникові системи забезпечують глобальні дані, але з меншою роздільною здатністю на локальному рівні.

1.2. Використання акустичних локаторів в метеорології.

Інформація про вітер та його характеристики, такі як турбулентність, пориви, зрушення та градієнти, є надзвичайно важливими для широкого кола користувачів: від метеорологічних служб аеропортів до звичайних людей. На сьогоднішній день існує чотири основних типи дистанційних приладів для вимірювання вітру. Це содари, що працюють на акустичних хвилях; лідари, які використовують оптичне випромінювання; радіолокатори, що випромінюють та приймають радіохвилі; і радіоакустичні системи, які комбінують акустичне та електромагнітне випромінювання.

Акустичні локатори широко використовуються в метеорології для отримання вертикального доплерівського зрізу атмосфери, що дозволяє вимірювати швидкість і напрямок вітру у важкодоступних для традиційних методів точках. Це особливо важливо для авіації, оскільки дозволяє попереджати про небезпечні явища, такі як "зсув вітру" в аеропортах.

Акустичні прилади для вимірювання швидкості повітряних потоків виготовляються та застосовуються у багатьох країнах світу і як наукові прилади для дослідження атмосфери, і для комерційного застосування. Недоліки, пов'язані з низькою роздільною здатністю і недостатньою точністю вимірювань. Шумові содари в широкій практиці майже невідомі. Пропозиції їхнього застосування і теоретичні аспекти застосування акустичних шумових сигналів уперше розглянуті в декількох публікаціях Сініцина Р.Б, Яновського Ф.Й. [7], та на які уже є посилання іноземних дослідників.

Шумовий локатор використовує пасивний принцип роботи, тобто він не випромінює звукові хвилі, а лише вловлює існуючі звуки або шуми, творювані об'єктами. Він аналізує акустичні сигнали, що виникають в середовищі, для виявлення і визначення місцезнаходження об'єктів. Використовується в військовій техніці для виявлення підводних човнів, суден, літаків тощо [17,9].

Перевагами шумових локаторів є те що вони працюють пасивно, не видаючи свого місцезнаходження. Також можуть виявляти об'єкти на основі їх акустичних

характеристик. Недоліки це залежність від наявності шуму або звуку, створюваного об'єктами. А також, можлива низька точність у складних акустичних умовах або в присутності сторонніх шумів.

1.3. Широко смуговий випадковий сигнал.

Широко смугові сигнали покривають великий спектр частот, що дозволяє отримати детальнішу інформацію про об'єкти і середовища, з якими вони взаємодіють. Широко смуговий сигнал характеризується рівномірною або майже рівномірною спектральною щільністю у всьому діапазоні частот. Це забезпечує високу роздільну здатність за частотою.

Випадковий сигнал не має передбачуваної структури. Амплітуда та фаза сигналу змінюються випадково з часом. Автокореляційна функція випадкового сигналу має вузький пік на нульовому зсуві, що забезпечує високу точність визначення часу затримки між переданим і відбитим сигналом.

Проаналізувавши головні особливості широко смугового випадкового сигналу можна відзначити наступні переваги і недоліки таких сигналів. По-перше це висока роздільна здатність. Завдяки широкому спектральному діапазону, ці сигнали можуть забезпечувати високу просторову та часову роздільну здатність. Стійкість до перешкод. Випадковий характер сигналу робить його менш вразливим до вузькосмугових перешкод. Інформаційна ємність: широко смугові сигнали можуть передавати більше інформації за одиницю часу.

Недоліками можна вважати високі вимоги до обчислювальних ресурсів. Обробка широко смугових сигналів вимагає високої обчислювальної потужності. Складність синтезу та аналізу. Складність у генеруванні та аналізі випадкових сигналів через їх непередбачуваність [27,17].

Для порівняння розглядаються вузькосмугові сигнали та лінійно модульовані сигнали. Вузькосмугові сигнали обмежені вузьким діапазоном частот і мають більш передбачувану структуру.

До переваг можна віднести простоту обробки: менші вимоги до обчислювальних ресурсів та стабільність: менш схильні до змін у навколишньому

середовищі. Недоліки це низька роздільна здатність: вузький спектральний діапазон обмежує просторову та часову роздільну здатність та вразливість до перешкод: більш схильні до впливу вузькосмугових перешкод.

Лінійно модульовані сигнали мають лінійний змінний частотний спектр протягом певного періоду часу. Частота змінюється лінійно від однієї межі діапазону до іншої.

Перевагами є простота реалізації: легко генерувати та аналізувати та стійкість до перешкод: краще поведуться у присутності перешкод порівняно з вузькосмуговими сигналами. Недоліки це менша спектральна щільність: мають меншу спектральну щільність порівняно з широкосмуговими випадковими сигналами, обмежена роздільна здатність: вища, ніж у вузькосмугових, але менша, ніж у широкосмугових випадкових сигналів.

Отже, модель широкосмугового випадкового сигналу є потужним інструментом для застосувань, де висока роздільна здатність і стійкість до перешкод є критичними. Незважаючи на складність обробки та вимоги до обчислювальних ресурсів, ці сигнали забезпечують високу точність і надійність. У порівнянні з вузькосмуговими та лінійно модульованими сигналами, широкосмугові випадкові сигнали мають значні переваги у роздільній здатності та стійкості до перешкод, що робить їх ідеальними для передових радіолокаційних і дистанційних систем зондування.

1.3.1.Широкосмуговий сигнал, його використання та інформаційні можливості.

Перевагою широкосмугових сигналів перед традиційними вузькосмуговими сигналами є те, що широкосмугові сигнали переносять у $\mu/\mu\pi$ 1 раз більшу кількість інформації (тут μ і $\mu\pi$ – показники широкосмуговості широкосмугового і вузькосмугового сигналів відповідно), а також володіють більш високою роздільною здатністю. Основним недоліком є неможливість застосування як традиційних методів генерації, випромінювання, прийому і обробки сигналів, так і відповідних технічних засобів, заснованих на

перетворенні Фур'є, використанні резонансних властивостей елементів і пристроїв[44].

Слід також відзначити, що всупереч думці деяких фахівців насправді не існує спеціальних методів, які призначені виключно для аналізу широкосмугових сигналів. Інша річ, що при вирішенні конкретного завдання одні методи виявляються з тих чи інших причин більш ефективними для вузькосмугових сигналів, а інші для широкосмугових сигналів. Більше того, саме поняття широкосмуговості сигналу або процесу не є результатом виключно техногенної діяльності людини. Більшість сигналів і процесів у навколишньому середовищі, причому не обов'язково електромагнітної природи, також являються широкосмуговими. Їх джерелами є наприклад, землетрус, вибухи вулканів, потужні метеопроцеси, розряди блискавки, падіння космічних тіл, геокосмічні бурі, геомагнітні процеси, проходження сонячного термінатора і багато інших. Надшироким спектром володіють, наприклад, такі різні процеси, як океанічна хвиля-вбивця і акустичні сигнали від людини і тварин. [49,44].

У широкосмуговій локації підвищення інформативності відбувається завдяки зменшенню імпульсного обсягу локатора по дальності. Так, при зміні тривалості зондувального імпульсу з 1 мкс до 1 нс глибина імпульсного обсягу зменшується з 300 м до 30 см. Можна сказати, що інструмент, який досліджує простір, стає значно більш тонким і чутливим.

Зменшення тривалості сигналу в широкосмуговому локаторі дозволяє:

- підвищити точність вимірювання відстані до цілі і роздільну здатність по дальності; в результаті підвищується роздільна здатність локатора по всіх координатах, оскільки дозвіл цілей по одній координаті не вимагає їх дозволу з інших координатах;
- здійснення розпізнавання класу і типу цілі, оскільки прийнятий сигнал несе інформацію не тільки про цілі в цілому, а й про її окремих елементах;
- підвищити ефективність і спростити апаратуру захисту від усіх видів пасивних перешкод - дощу, туману, аерозолів, металізованих смуг, оскільки

ефективна поверхня розсіювання перешкод у малому імпульсному обсязі стає сумірною з ефективною поверхнею розсіювання цілі;

- усунути інтерференційні провали в діаграмі спрямованості антени при спостереженні за метою, яка знаходиться під низьким кутом місця, оскільки сигнал, відбитий від цілі і сигнал, перевідбиттів від землі, поділяються в часі, що дозволяє провести їх селекцію;

- усунути пелюсткову структуру вторинних діаграм спрямованості опромінюваних цілей, оскільки коливання, відбиті від окремих частин мети не інтерферують; тим самим підвищується ймовірність правильного виявлення мети;

- змінити характеристики випромінювання (ширину і форму діаграми спрямованості), змінюючи параметри випромінюваного сигналу; в тому числі отримати надвузьку діаграму спрямованості;

- підвищити стійкість локатора до впливу зовнішніх вузькосмугових електромагнітних випромінювань і перешкод [49].

1.3.2. Модель широкосмугового шумового сигналу.

Поряд з детермінованими і випадковими існує широкий клас сигналів, які об'єднані поняттям псевдовипадкових. Вони формуються по певному не випадковому алгоритму, але їх статистичні властивості близькі до властивостей випадкових чи шумових сигналів. Зокрема, спектральна щільність потужності псевдовипадкових сигналів залишається практично сталою в інтервалі частот Δf_c а автокореляційна функція має один великий викид з тривалістю порядку Δf_c^{-1} . Тому псевдовипадкові сигнали називають також шумоподібними або широкосмуговими, а також складними. Останні дві назви пов'язані з тим, що величина $\Delta f_c \propto T_c^{-1}$ або $\Delta f_c T_c \equiv B \gg 1$. Параметр B , який називається базою сигналу, характеризує складність сигналу. Для простих сигналів, як відомо, $B \approx 1$. Широкасмугові сигнали отримують за допомогою частотної або фазової модуляції [35,44].

Прикладом простого сигналу є одиночний імпульс. Його ширина спектру:

$$\Delta f_c \approx \frac{1}{\tau_i} \quad (1.1)$$

де τ_i - тривалість імпульсу. Тоді:

$$B = \Delta f_c \tau_i \approx 1 \quad (1.2)$$

В той самий час послідовність імпульсів, яка займає інтервал часу T_c , відноситься до складних сигналів, так як:

$$B = \Delta f_c T_c = \frac{T_c}{\tau_i} \gg 1 \quad (1.3)$$

Від випадкових (шумових) сигналів слід відрізнити шумоподібні або псевдовипадкові сигнали [49], які володіють деякими властивостями шумових сигналів, але сформовані за певним алгоритмічним правилом.

Обробка шумоподібного сигналу на практиці виконується узгодженим фільтром, або корелятором. Передбачається використання сигналів з великим добутком тривалості імпульсу на ширину спектра сигналу. Функція невизначеності такого сигналу являє собою „кнопковий” відгук пристрою оптимальної обробки. Ширина основного піку сигналу уздовж осі часу дорівнює $1/F$, де F - смуга випромінюваного сигналу. При постійній тривалості сигналу T , розширюючи спектр, можна одержати маленьку тривалість основного піку по осі часу. У такий спосіб збільшуючи базу сигналу, можна одержати основний пік функції невизначеності досить малих розмірів. На роздільну здатність системи та апостеріорну імовірність прийому сигналу будуть впливати лише бічні викиди кореляційної функції, які можна зменшити, або розташувати якнайдалі від основного піка функції невизначеності. Це можна досягти відповідним вибором закону модуляції, або застосувати алгоритми зменшення бічних викидів. Використання шумоподібних сигналів у радіолокаційних системах дозволяє вирішити протиріччя між дальністю дії та роздільною здатністю системи [49, 35].

1.4. Широкопasmовий випадковий сигнал для випадку пасивного локатора.

Всі існуючі типи широкопasmових сигналів можна розділити на два класи: детерміновані і випадкові (стохастичні сигнали). У дисертації обмежимося

розглядом тільки області випадкових сигналів. Це пов'язано не тільки з темою дисертації, але й пояснюється тим, що:

1. Випадкові сигнали дуже цікаві для застосування в радіолокації, тому що володіють унікальною функцією невизначеності;

2. Підхід до всіх сигналів в техніці і природі як до випадкових, взагалі кажучи, більш загальний, ніж підхід до детермінованих сигналів.

У роботі [12] пропонується таке визначення випадкового сигналу: Випадковим широкопasmовим сигналом будемо розуміти широкопasmовий сигнал, в якому один або декілька параметрів є випадковими функціями часу.

Локатор, у якого зондувальний сигнал шумовий або модульований низькочастотним випадковим шумом називають локатором з випадковим сигналом. У літературі локатор з випадковим сигналом також називають локатором з шумовою модуляцією сигналу, кореляційним локатором, локатором з випадковим шумовим сигналом і т.д. На відміну від традиційних локаторів у яких зондувальний сигнал детермінований і періодичний, у локаторі з випадковим сигналом використовується шумоподібний сигнал, який має недетерміновані та неперіодичні властивості. Використання шумоподібної форми сигналу для локатора з випадковим сигналом дає можливість отримувати краще просторове розділення та більшу кількість інформації з сигналу відбитого від цілі порівняно з традиційним локатором.

1.4.1. Огляд розвитку шумових локаторів.

Шумовий радар був вперше представлений у 1959 році Хортоном для системи, здатної вимірювати відстань до цілі [14]. Історично генерація шумових сигналів вперше була реалізована за допомогою аналогових пристроїв [20]. Наприклад, у 1990-х роках в Україні були розроблені та випробувані методи генерації «хаотичних» сигналів від аналогового джерела в W-діапазоні [35]. У Китаї дослідження радарів із випадковими сигналами розпочалися з 1990-х років; вони стосувалися розробки шумового FM-CW радара та його реалізації для попередження про зіткнення транспортних засобів і для спостереження на полі

бою [12,13]. У США наприкінці 1990-х років технологія шумового радара була застосована для розробки когерентної широкосмугової випадкової шумової системи для доплерівської оцінки [28,29] і візуалізації з повітря. З початку 2000х років постійна експериментальна дослідницька діяльність із численними випробуваннями відбувається в Україні, де у 2002 році відбувся перший міжнародний семінар з радіолокаційних технологій шуму (NRTW 2002) [18, 21]. Теоретичний аналіз було розроблено в [31,1] стосовно шумового радара з використанням випадкової фазової/частотної модуляції.

У Польщі, у Варшавському технологічному університеті, впроваджено шумовий радар-демонстратор (починаючи з 2010 року та з використанням комерційного обладнання) для виявлення рухомих цілей на малих відстанях. Обробка сигналу включала адаптивну фільтрацію для видалення перешкод. Обробка була підтверджена експериментами в реальному житті, під час яких було виявлено автомобілі на відстані сотень метрів і літаки на відстані кількох кілометрів [26]. Під час експериментів основним недоліком було виникнення ефекту маскування (тобто слабка мішень маскується бічними пелюстками сильної). Тому в [16] було введено метод на основі фільтрів для створення шумоподібних форм сигналу з дуже низькими бічними пелюстками в певному діапазоні та доплерівських інтервалах, і згодом було опубліковано більше публікацій на цю тему. З 2005 року в рамках дослідницьких цільових груп Науково-технічної організації НАТО STO докладаються значні зусилля щодо передконкурентних та несекретних досліджень шумових локаційних технологій. Відповідні результати до 2018 року описані в офіційних звітах RTG SET-101 «Noise Radar Technology» (2005–2008), RTG SET-184 «Capabilities of Noise Radar» (2012–2014) та RTG SET-225 «Spatial and Waveform Diverse Noise Radar» (2015–2018). З грудня 2020 року діє РТГ SET-287 «Характеристика шумового радара». У SET-101 і SET-184 завдання полягали в тому, щоб визначити області, де шумовий радар забезпечить значні переваги перед класичним радаром. Висновки полягали в оцінці архітектури, технологій і компонентів для розробки шумових

локаційний технологій з можливістю реалізації на SDR (software define radar), проектуванні/генерації псевдовипадкових сигналів та обробці радіолокаційних відбитих сигналів за допомогою генераторів довільних сигналів, обробки сигналів на основі FPGA і багатоядерні/паралельні обчислення.

У SET-184 було показано, що технологія шумових радіолокаторів здатна забезпечити нові можливості електронного захисту оперативно-тактичних радарів малої дальності [37,38,9]. У SET-225 було продемонстровано, що шумові радары можуть бути розроблені для корисних військових застосувань. Це було зроблено шляхом спільного створення та польових випробувань двох мобільних радіолокаційних демонстраторів в Інституті Фраунгофера у Вахтберзі (Німеччина) та в Турецькому військово-морському дослідницькому центрі (TNRCC) у Стамбулі (Туреччина), відповідно. Влітку 2018 року на полігоні FHR у Вахтберзі пройшли польові випробування першого демонстратора [43]. Як статичні цілі (кутові відбивачі), так і рухомі цілі (автомобілі, літаки) використовувалися для перевірки можливостей виявлення за наявності перешкод, багатопроменевості та зв'язку антен, а також для перевірки роздільної здатності радара. Демонстратор TNRCC був випробуваний в прибережному середовищі Мармурового моря (Туреччина) [34]. В обох серіях польових випробувань було чітко підкреслено важливість бічних пелюсток дальності від близьких цілей і витоку прийому-передачі для впливу на практичну чутливість радара. Великі обсяги робіт, які були виконані членами груп НАТО, зокрема SET-225, описані в [35].

Активний з грудня 2020 року несекретний RTG SET-287 «Характеристики шумового радара» спрямований на створення рекомендацій щодо специфікації та визначення характеристик шумових радарів. Отже, еволюція раніше представлених демонстраторів була випробувана в різних (сухопутних і морських) середовищах, показуючи їхню придатність для спостереження на короткій відстані з високою роздільною здатністю [10]. Експерименти підтвердили необхідність адаптації переданої форми сигналу для покращення

динамічного діапазону приймача та протидії шкідливому впливу витоку, перешкод і сильних цілей поблизу.

Велику кількість досліджень локатора з випадковим шумовим сигналом [19-25] провели професор Лукін та його колеги з Інституту радіо-фізики та електроніки Національної академії наук України. У роботі [25] проаналізовано різні моделі локатора з випадковим шумовим сигналом та запропоновані варіанти їх застосування. Лукін [19] дослідив переваги випадкового сигналу над традиційним лінійним частотно-модульованим сигналом, а також розробив декілька експериментальних X-band та Ka-band локаційних систем з випадковим шумовим сигналом та можливостями наземного локатора з синтезованою апертурою. За допомогою вищезгаданих локаторів вдалось отримати вагомні результати для спостереження ближньої дії поза приміщенням та в приміщенні. Також застосування інтерферометричного методу для системи з наземною синтезованою апертурою та шумовим сигналом дало можливість дистанційного моніторингу великих об'єктів таких як будівлі, мости і т.д. [22-24]. Команда Лукіна працює також над методами генерування випадкових шумових сигналів [24].

Важливо зауважити, що багато інших науковців також зробили свій внесок в удосконалення технологій локації з випадковим сигналом. Велтон та інші спеціалісти [41] із Охійського Державного Університету дослідили отримання зображень за допомогою локатора із зворотньо-синтезованою апертурою та вимірювання імпульсної функції цілі використовуючи випадковий шумовий сигнал [42, 39,40]. Стефан та Лоель з Технічного Університету Германії розробили X-band локатор з випадковим шумовим сигналом і смугою пропускання 1.3 Гц, та представили результати для рухомої та нерухомої цілі. Екселсон [1] із шведської науково-дослідної агенції детально вивчив теоретичні характеристики та представлення випадкового частотно- та фазово-модульованого сигналу.

Як зазначалося раніше, за останні п'ятнадцять років локація з випадковим сигналом досить швидко розвивалась та зазнала значних змін. У вересні 2002 року

та жовтні 2003 року в Україні пройшли два семінари на яких розглядалися питання присвячені технологіям локації з випадковим сигналом. Згодом семінар став частиною міжнародного радіолокаційного симпозіуму (IRS) в результаті чого були проведені дві секції присвячені питанням локації з випадковим сигналом в рамках IRS'2006 та IRS'2008. У серпні 2008 року було опубліковано спеціальне видання «IET Radar, Sonar and Navigation», в якому розглядалися питання обробки сигналів локації з випадковим шумовим сигналом.

1.5. Статистичний підхід та проблеми методів оптимального виявлення сигналів.

Розглянемо статистичний підхід до обробки сигналів, який базується на використанні статистичних методів для виявлення, оцінювання та класифікації сигналів у присутності шуму та інших перешкод. Проблемою статистичного підходу є синтез алгоритмів виявлення, оцінювання або класифікації в умовах апіорної невизначеності.

Основні етапи статистичної обробки сигналів включають:

1. Моделювання сигналу та перешкод:

- сигнал та перешкоди моделюються як випадкові процеси з певними статистичними характеристиками.

- часто передбачається, що перешкоди мають гауссовий розподіл, однак на практиці характеристики перешкод можуть бути складнішими.

2. Параметричні та непараметричні методи:

- параметричні методи базуються на припущеннях про відомі розподіли сигналів і перешкод.

- непараметричні методи не вимагають точних знань про розподіли і можуть використовуватися в умовах невизначеності.

3. Виявлення сигналів:

- процес виявлення включає визначення наявності сигналу на фоні шуму та перешкод.

- використовуються різні критерії, такі як критерій Неймана-Пірсона, який максимізує ймовірність правильного виявлення при фіксованій ймовірності помилкової тривоги.

4. Оцінювання параметрів:

- оцінювання параметрів сигналу, таких як амплітуда, частота, фаза, та інші, що є важливими для подальшої обробки та аналізу.

5. Класифікація сигналів:

- процес класифікації включає віднесення сигналу до одного з можливих класів на основі його характеристик.

Проблема апріорної невизначеності полягає в тому, що у реальних умовах характеристики перешкод часто невідомі або змінюються в процесі спостереження. Це створює значні труднощі для традиційних методів обробки сигналів. Основні проблеми включають:

1. Невідомі розподіли перешкод:

- традиційні параметричні методи базуються на припущеннях про відомі розподіли перешкод (наприклад, гауссові розподіли). У реальних умовах перешкоди можуть мати складні та невідомі розподіли, що знижує ефективність параметричних методів.

2. Змінні характеристики перешкод:

- перешкоди можуть змінювати свої характеристики в часі, що ускладнює їх моделювання та обробку.

3. Обмеженість статистичних даних:

- у багатьох випадках обмеженість статистичних даних робить неможливим точне моделювання розподілів сигналів і перешкод.

4. Високі вимоги до обчислювальних ресурсів:

- обробка широкосмугових сигналів в умовах невизначеності вимагає високої обчислювальної потужності, що може бути проблемою в реальних застосуваннях.

Отже, статистичний підхід до обробки сигналів є потужним інструментом для виявлення, оцінювання та класифікації сигналів у присутності шуму та перешкод. Однак, апріорна невизначеність і невідомі характеристики перешкод створюють значні труднощі для традиційних методів. Розробка нових непараметричних алгоритмів та використання сучасних методів статистичного аналізу дозволяють підвищити точність і надійність обробки сигналів в умовах невизначеності.

Ефективність обраного алгоритму обробки визначається за допомогою статистичного критерію, який дозволяє встановити, чи є цей алгоритм найкращим з усіх можливих алгоритмів. Якщо алгоритм задовольняє критерію, то він називається оптимальним. Це означає, що інформація виділяється найкращим чином і її спотворення при обробці зведені до мінімуму. Кількість інформації залежить від вимог до радара. Мінімум інформації необхідний для бінарного виявлення цілі. Більше інформації потрібно для розрізнення або дозволу декількох сигналів. Якщо потрібна оцінка параметрів сигналу, то кількість необхідної інформації ще більше зростає. А якщо параметр сигналу за час спостереження змінюється в часі, то кількість одержуваної інформації має забезпечити процес фільтрації повідомлень. Ще більш істотне збільшення кількості інформації вимагається для розпізнавання типу цілі і, особливо, для побудови зображень. Але кількість інформації, яку пропускає будь-який інформаційний канал в одиницю часу, безпосередньо залежить від ширини смуги частот самого каналу та ширини смуги частот переданого по ньому сигналу. Тому чим більший «інтелектуальний» радар і чим більше інформації потрібно йому для вирішення завдань, тим ширше має бути ця смуга частот. Отримання інформації про ціль починається з її виявлення.

Процедури виявлення сигналів, прихованих в шумах, досліджені досить докладно. Однак ці дослідження виконані, в основному, для вузькосмугових - синусоїдальних і квазісинусоїдальних - сигналів, які мають унікальну властивість. При таких широко поширених перетвореннях, як додавання,

віднімання, диференціювання та інтегрування, що відбуваються з сигналами у процесі локаційного спостереження цілі, їх форма залишається колишньою. Тут і далі під формою розуміється закон зміни сигналу в часі. У цих сигналів може змінюватися амплітуда, частота, початкова фаза, може з'явитися модуляція будь-якого з параметрів, але гармонійний характер коливання залишається незмінним. Форма сигналу, яка зберігається в процесі локації є важливою частиною апріорної інформації, необхідної для його виявлення. Саме це дозволяє використовувати для обробки вузькосмугових сигналів узгоджений фільтр або корелятор. У високоінформативного широкосмугового сигналу при зазначених вище перетвореннях змінюються не тільки параметри, а й форма. Як показано в [17], зміна цієї форми в процесі локаційного спостереження цілі відбувається неодноразово. У результаті на вхід системи обробки приходять сигнали, форма якого істотно відрізняється від форми випроміненого. Саме в цій зміні форми сигналу міститься інформація про ціль. Однак відсутність апріорної інформації про форму сигналу не дозволяє використовувати класичну оптимальну обробку такого сигналу за допомогою узгодженого фільтра або корелятора, а алгоритми, які застосовуються в традиційних, вузькосмугових радарх, не можуть бути використані для виявлення цілі. Таким чином, при переході від вузькосмугової локації до широкосмугової локації виникає завдання пошуку оптимальних методів виявлення сигналу з невідомою формою, які дозволяють максимізувати відношення сигнал/шум на виході системи обробки.

1.6. Огляд традиційних методів оптимального виявлення радіолокаційних сигналів.

Більшість задач виявлення радіолокаційних сигналів вирішується методами статистичної теорії рішень, яка є розділом математичної статистики. Ці методи дозволяють аналізувати напругу на виході приймача, отриману на певному інтервалі спостереження. У результаті аналізу приймається рішення про наявність або відсутність сигналу від цілі в складі цієї напруги. Через статистичну природу напруги, яка аналізується, прийняте рішення має ту чи іншу ступінь

достовірності. Для отримання такого рішення необхідно виконати дві умови. По-перше, повинна бути відома деяка попередня (апріорна) інформація про склад вихідної напруги приймача. В якості апріорної інформації використовуються, наприклад, відомі функції розподілу напруги шуму $W_0(u)$ і напруги суми сигналу і шуму $W_1(u)$. Такою ж інформацією, як буде видно з подальшого розгляду, є форма очікуваного сигналу. По-друге, обробка вихідної напруги і прийняття рішення щодо наявності або відсутності цілі повинні бути виконані за певним правилом. Застосування цього правила повинно максимально збільшити обсяг отриманої (апостеріорної) інформації про склад вихідної напруги.

1.6.1. Алгоритми оптимального виявлення сигналів.

Розглянемо виявлення повністю відомого (детермінованого) сигналу $s(t)$ на фоні нормального білого шуму $n(t)$. Функціонал щільності ймовірності білого шуму:

$$W[n(t)] = C \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_0^T n^2(t) dt \right\}, \quad (1.1)$$

де C – постійний множник, N_0 – спектральна щільність шуму.

Сигнал і шум створюють адитивну суміш $u(t) = s(t) + n(t)$. При відсутності сигналу $u(t) = n(t)$. Тоді для шуму:

$$W_{\text{ш}}[u(t)] = C \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_0^T u^2(t) dt \right\}. \quad (1.2)$$

При наявності сигналу $n(t) = u(t) - s(t)$. Підставивши дану різницю в (1.1), отримаємо функціонал щільності ймовірності для сигналу і шуму:

$$\begin{aligned} W_{\text{сш}}[u(t)] &= C \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_0^T [u(t) - s(t)]^2 dt \right\} = \\ &= C \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_0^T [u^2(t) - 2u(t)s(t) + s^2(t)] dt \right\}. \end{aligned} \quad (1.3)$$

Обчислимо відношення правдоподібності:

$$l[u(t)] = \frac{W_{\text{сн}}[u(t)]}{W_{\text{ш}}[u(t)]} = \exp \left\{ \frac{1}{N_0} \int_0^T [2u(t)s(t) - s^2(t)] dt \right\} = \exp \left\{ \frac{2z - E}{N_0} \right\} \geq l_0, \quad (1.4)$$

де $z = \int_0^T u(t)s(t)dt$ – кореляційний інтеграл, $E = \int_0^T s^2(t)dt$ – енергія сигналу, яка виділяється на опорі 1 Ом.

Прологарифмуємо отриманий вираз: $\ln l[u(t)] = \frac{2z - E}{N_0} \geq \ln l_0.$

Після нескладних перетворень отримаємо

$$z \geq \frac{N_0 \ln l_0 + E}{2} = z_0 \quad \text{або} \quad z = \int_0^T u(t)s(t)dt \geq z_0. \quad (1.5)$$

Кореляційний інтеграл визначає взаємну кореляцію або ступінь подібності прийнятої реалізації $u(t)$ і очікуваного корисного сигналу $s(t)$. Таким чином, алгоритм виявлення виглядає наступним чином: якщо $z \geq z_0$, то приймається рішення A_1 (сигнал є), якщо $z < z_0$, то – рішення A_0 (сигналу немає). Вибір z_0 залежить від прийнятого критерію виявлення (наприклад, для критерію Неймана - Пірсона z_0 залежить від заданої ймовірності помилкової тривоги F). Даний алгоритм виявлення реалізується кореляційним приймачем, що можливо тільки при повністю відомих параметрах сигналу - формі, тривалості і, саме головне, часу приходу. Якщо запізнювання або затримка сигналу невідома, то оптимальний приймач є багатоканальним. Кожен канал налаштований на певну затримку: $z_k = z(t_{zk})$. За номером каналу можна визначити час приходу сигналу. Кореляційний інтеграл може бути обчислений за допомогою лінійного фільтра, що має імпульсну характеристику $h(t)$. Тоді вихідна величина визначається інтегралом згортки :

$$\tilde{z} = \int_0^T u(t)h(T-t)dt. \quad (1.6)$$

Якщо тепер покласти $h(T-t) = s(t)$, то величина $\tilde{z} = z$, тобто збігається з кореляційним інтегралом. Тоді імпульсна характеристика фільтра $h(t) = s(T-t)$.

Такий фільтр називається узгодженим. Його імпульсна характеристика узгоджена з формою сигналу, будучи її дзеркальним відображенням.

Якщо сигнал високочастотний, то він переноситься в низькочастотну область. Перенесення частоти здійснюється у фазовому детекторі, який представляє собою перетворювач частоти з нульовою проміжною частотою. При формуванні опорного коливання фазового детектора використовуються відомі параметри сигналу: несуча частота f_0 і початкова фаза φ .

Таким чином, є два варіанти побудови виявників: кореляційний (на основі корелятора) і фільтровий (на основі УФ). Відмінності між ними в тому, що реальний корелятор, як правило, багатоканальний.

1.6.2. Виявлення випадкових сигналів.

Випадкові сигнали зустрічаються в радіоастрономії, радіорозвідці, пасивній локації, біоелектроніці і т.д. Нехай на вхід виявника поступає адитивна суміш $u(t) = s(t) + n(t)$, де $n(t)$ – нормальний білий шум із нульовим математичним очікуванням ($\overline{n(t)} = 0$) та кореляційною функцією:

$$K_{\text{ш}}(t_1, t_2) = \overline{n(t_1)n(t_2)} = 0,5N_0\delta(t_1 - t_2) \quad (1.7)$$

$s(t)$ – випадковий сигнал, який представляє собою нормальний випадковий процес з нульовим математичним очікуванням ($\overline{s(t)} = 0$) і кореляційною функцією $K_c(t_1, t_2) = \overline{s(t_1)s(t_2)}$.

Розподіл сигналу описується функціоналом щільності ймовірності:

$$W_c[s(t)] = C \exp \left\{ -\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T s(t_1) K_c^{-1}(t_1, t_2) s(t_2) dt_1 dt_2 \right\}, \quad (1.8)$$

де функція $K_c^{-1}(t_1, t_2)$ називається зворотною кореляційною функцією. Вона являється рішенням інтегрального рівняння:

$$\int_0^T K_c(t_1, t) K_c^{-1}(t, t_2) dt = \delta(t_2 - t_1). \quad (1.9)$$

Сигнал $s(t)$ являється некорельованим з шумом $n(t)$. Тоді кореляційна функція $u(t)$ дорівнює сумі кореляційних функцій $s(t)$ і $n(t)$:

$$K_{\text{сш}}(t_1, t_2) = K_c(t_1, t_2) + 0,5N_0\delta(t_1 - t_2). \quad (1.10)$$

Функціонал щільності ймовірності $u(t)$ при гіпотезі H_1 (тобто при наявності сигналу і шуму):

$$W_{\text{сш}}[u(t)] = W[u(t) / H_1] = C \exp \left\{ -\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T u(t_1) K_{\text{сш}}^{-1}(t_1, t_2) u(t_2) dt_1 dt_2 \right\}, \quad (1.11)$$

де $K_{\text{сш}}^{-1}(t_1, t_2)$ – зворотна кореляційна $u(t)$, яку можна отримати рішенням інтегрального рівняння:

$$\int_0^T \left[K_c(t_1, t) + \frac{N_0}{2} \delta(t_1 - t) \right] K_{\text{сш}}^{-1}(t, t_2) dt = \delta(t_2 - t_1). \quad (1.12)$$

Функціонал щільності ймовірності $u(t)$ при гіпотезі H_0 (тобто при наявності одного шуму):

$$\begin{aligned} W_{\text{ш}}[u(t)] &= W[u(t) / H_0] = C \exp \left\{ -\frac{1}{N_0} \int_0^T u^2(t) dt \right\} = \\ &= C \exp \left\{ -\frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T u(t_1) K_{\text{ш}}^{-1}(t_1, t_2) u(t_2) dt_1 dt_2 \right\}, \end{aligned} \quad (1.13)$$

де зворотна кореляційна функція білого шуму: $K_{\text{ш}}^{-1}(t_1, t_2) = (2 / N_0) \delta(t_2 - t_1)$.

Тоді відношення правдоподібності:

$$l = \frac{W_{\text{сш}}[u(t)]}{W_{\text{ш}}[u(t)]} = \exp \left\{ \frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T u(t_1) [K_{\text{ш}}^{-1}(t_1, t_2) - K_{\text{сш}}^{-1}(t_1, t_2)] u(t_2) dt_1 dt_2 \right\} \geq l_0. \quad (1.14)$$

Прологарифмувавши відношення правдоподібності, знайдемо достатню статистику:

$$z = \ln l = \frac{1}{2} \int_0^T \int_0^T u(t_1) [K_{\text{ш}}^{-1}(t_1, t_2) - K_{\text{сш}}^{-1}(t_1, t_2)] u(t_2) dt_1 dt_2 \geq \ln l_0 = z_0, \quad (1.15)$$

звідки після нескладних перетворень отримаємо:

$$z = \int_0^T u(t_1) \frac{1}{2} \int_0^T u(t_2) [K_{\text{ш}}^{-1}(t_1, t_2) - K_{\text{сш}}^{-1}(t_1, t_2)] dt_2 dt_1 \geq z_0. \quad (1.16)$$

Вважаючи, що $t_1 = t$ і $t_2 = \tau$, позначаємо внутрішній інтеграл у вигляді:

$$s_u(t) = \frac{1}{2} \int_0^T u(\tau) [K_{\text{ш}}^{-1}(t, \tau) - K_{\text{сш}}^{-1}(t, \tau)] d\tau = \int_0^T u(\tau) \left[\frac{1}{N_0} \delta(\tau - t) - \frac{1}{2} K_{\text{сш}}^{-1}(t, \tau) \right] d\tau \quad (1.17)$$

Дане співвідношення визначає деяке лінійне перетворення $u(t)$, яке виконується за допомогою лінійного фільтру. Тоді:

$$z = \int_0^T u(t) s_u(t) dt \geq z_0. \quad (1.18)$$

У кінцевому рахунку, алгоритм обробки описується кореляційним інтегралом. Однак опорний сигнал $s_u(t)$ тепер формується не автономно, а з самого спостережуваного коливання $u(t)$, що пропускається через лінійний фільтр Φ .

Представивши $u(t) = s_u(t) + [u(t) - s_u(t)]$, варто зазначити, що $s_u(t)$ і $u(t) - s_u(t)$ ортогональні і їх кореляція рівна нулю [через відсутність в другому доданку $s_u(t)$]. Тоді кореляційний інтеграл приймає вигляд:

$$z = \int_0^T \{s_u(t) + [u(t) - s_u(t)]\} s_u(t) dt = \int_0^T s_u^2(t) dt \geq z_0. \quad (1.19)$$

Відповідний виявник являє собою енергетичний приймач, в якому вирішальною статистикою z є енергія прийнятої реалізації, пропущеної через фільтр нижніх частот (інтегратор).

1.7. Акустичні та шумові доплерівські локатори.

Отже, як було наведено в попередніх пунктах шумовий локатор, це такий локатор, у якому як зондувальний сигнал використовується випадковий процес, який має надширокосмуговий (UWB) спектр. Шумові локатори відрізняються чудовими властивостями завдяки унікальній формі функції невизначеності шумового сигналу. Для зондувального сигналу у формі білого шуму функція невизначеності являє собою дельта-функцію, як у часовій, так і в частотній областях. Надширокосмуговий сигнал являє собою досить хорошу модель білого шуму. Зазначені властивості зондувального сигналу дозволяють одержати високу роздільну здатність, що дозволяє одночасно вимірювати дальність до цілі, яка

спостерігається, та її швидкість. Вимірювання швидкості і дальності для шумових локаторів можна проводити одночасно. Приклад оцінки дальності і доплерівської частоти для шумового локатора, отриманої методом статистичного моделювання, показаний на рис. 1.1.

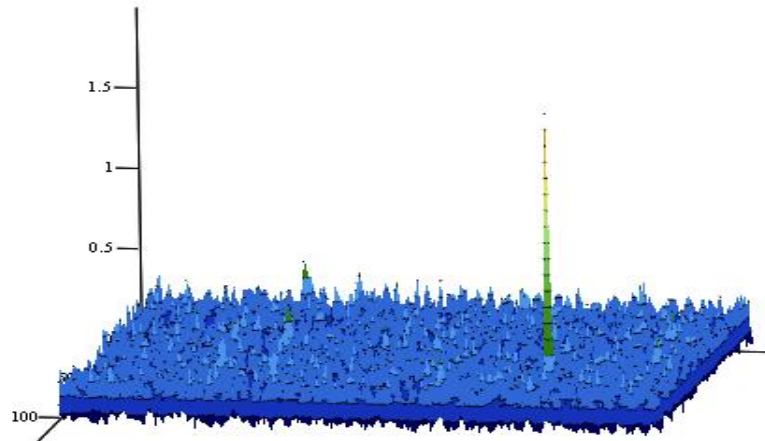


Рисунок 1.1 — Оцінка дальності і швидкості для шумового локатора, отримана в результаті статистичного моделювання

Акустичні локатори – содари. Для отримання вертикального профілю вітру (залежності швидкості вітру від висоти) в метеорології, досить часто в останні роки застосовуються акустичні локатори – содари (SODAR - sound detection and ranging). Вони мають різну конструкцію та архітектуру і зазвичай представляють собою класичні імпульсні доплерівські локатори.

Запропонований нами акустичний локатор базується на застосуванні надширокопasmового сигналу – випадкового шуму. Використання шумового сигналу в якості зондувального, дозволяє досягти всіх чудових особливостей, властивих шумовому локатору. Діючий макет шумового акустичного локатора показаний на рис 5.2. Він реалізує генерацію і прийом сигналу з використанням програмного забезпечення (software radar).

Шумовий сигнал генерується програмним чином за допомогою генератора псевдовипадкових чисел. В якості перетворювачів аналог-цифра (ЦАП і АЦП) використовується акустичний інтерфейс комп'ютера. Шумовий сигнал підсилюється і подається на акустичну антену що складається з параболічного

відбивача та п'єзоелектричного випромінювача FX-308В. Приймальна антена забезпечена електретним конденсаторним мікрофоном, сигнал якого, після мікрофонного підсилювача, подається на вхід АЦП. Приймальна параболічна антена забезпечена електретним конденсаторним мікрофоном, сигнал якого, після підсилення в мікрофонному підсилювачі, подається на вхід аналого-цифрового перетворювача.

Вся обробка сигналу, що приймається, вимірювання дальності і швидкості здійснюються в комп'ютері. Частота дискретизації зондувального шумового сигналу складає 44 – 100 Гц. Функція кореляції для вимірювання відстані була розрахована з використанням алгоритму швидкого перетворення Фур'є для 40000 точок. На рис. 1.2 представлені зондувальний і відбитий шумові імпульси. Тривалість шумового імпульсу близько 250 мс.

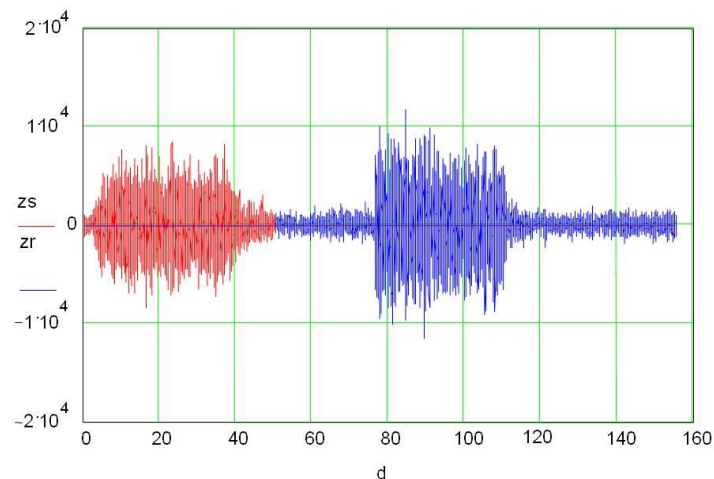


Рисунок 1.2 Зондувальний (ліворуч) і відбитий (праворуч) шумові імпульси. По горизонтальній осі відстань до цілі в метрах.

РОЗДІЛ 2. ПАРАМЕТРИЧНІ АЛГОРИТМИ ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛІВ ДЛЯ ЛОКАТОРІВ З ШИРОКОСМУГОВИМ ВИПАДКОВИМ СИГНАЛОМ

Перед тим як розглянути непараметричні алгоритми виявлення сигналів для локатора з широкосмуговим випадковим сигналом необхідно розглянути ті ж самі алгоритми виявлення користуючись класичною параметричною моделлю. При цьому буде сформульована модель сигналу для шумового локатора, як для одноканальної системи (системи з одним передавачем і одним приймачем) так і для багатоканальних систем з багатьма входами і виходами (МІМО). Зазвичай в системах МІМО в передавачах формуються сигнали, які утворюють ортогональну систему. При цьому сигнали окремих передавачів є лінійно незалежними. При випадковій природі сигналів у разі використання шуму у якості зондувального сигналу ортогональність сигналів, що передаються, є наслідком випадкового характеру зондувального сигналу. Таким чином, для шумового локатора властивість ортогональності зондуючих сигналів виникає автоматично.

Крім того, незалежність окремих значень зондувального сигналу, а отже і відбитого сигналу, дозволяє представити функцію правдоподібності у вигляді добутку окремих щільностей ймовірностей, що спрощує розв'язувальну функцію, а отже дозволяє отримати досить просту конструкцію локатора.

Перед тим як приступити до вирішення завдання виявлення сигналів в умовах апріорної невизначеності, бажано вирішити цю задачу при апріорно відомих моделях сигналів і перешкод, які використовуються в локаторах з випадковим широкосмуговим сигналом.

Важливо відзначити, що цьому питанню, не приділялося достатньо уваги і тому велика кількість задач синтезу параметричних алгоритмів обробки широкосмугових випадкових сигналів досі не вирішені.

Традиційно при синтезі алгоритмів виявлення використовується підхід Неймана-Пірсона. При цьому розв'язувальне правило формується за допомогою відношення правдоподібності, яке порівнюється з порогом рішення. Поріг

рішення розраховується з величини ймовірності хибної тривоги (ймовірність помилки першого роду). Параметричний алгоритм виявлення сам по собі є цікавим і важливим, а також може послужити для порівняння ефективності для непараметричних алгоритмів виявлення.

2.1. Модель сигналу для локаційної системи з одним передавачем і приймачем.

Перед тим, як приступити до задачі синтезу виявника, необхідно сформулювати моделі сигналу. Пропонується наступна модель зондувального і відбитого сигналів для шумового локатора. Зондувальний сигнал представляє собою відрізок реалізації випадкового процесу. Ми розглядаємо реалізації сигналів в дискретному часі, припускаючи, що практична реалізація пропонує алгоритмів, буде реалізована, використовуючи цифрові методи обробки сигналів, після часової дискретизації за допомогою аналого-цифрового перетворювача.

Цифрові методи обробки з використанням алгоритму швидкого перетворення Фур'є (ШПФ) дозволяють збільшити швидкість обчислення. Також використання ШПФ дає можливість здешевити вартість обладнання, за рахунок скорочення його об'єму.

Зондувальний сигнал можна представити у вигляді послідовності дискретних відліків - вектора відліків $\mathbf{x} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. Відбитий сигнал, прийнятий приймачем локатора, також можна представити у вигляді послідовності дискретних відліків - вектора. Сума відбитого сигналу і шуму приймача представлена у вигляді:

$$\mathbf{y} = \{y_1, y_2, \dots, y_n\} \quad (2.1)$$

У разі формування зондувального сигналу у вигляді незалежної послідовності щільність розподілу ймовірностей (ЩРЙ) зондувальної послідовності представлена у вигляді добутку одномірних щільностей ймовірностей відліків y_i .

Щільність ймовірності вектора відліків вектора \mathbf{y} визначається наступним виразом:

$$f_x(\mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n f_y(y_i) \quad (2.2)$$

де $f_y(y_i)$ - часткова (частная) одномірна ЩРЙ суми відбитого сигналу і завади.

Якщо зондувальний сигнал затримати, на час відстані до цілі, у такому випадку отримаємо дискретизований сигнал \mathbf{y} , який буде корельований із зондувальним сигналом \mathbf{x} . Двовимірна функція щільності ймовірності зондувального і відбитого сигналів має такий вигляд:

$$f_{xy}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n f_{xy}(x_i, y_i) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i | x_i) \quad (2.3)$$

Двовимірна функція щільності ймовірності зондувального і відбитого сигналів (у випадку відсутності корисного сигналу або якщо затримка не відповідає відстані до цілі і має наступний вигляд:

$$f_{xy}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i | x_i) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i) \quad (2.4)$$

Таким чином, задача виявлення сигналу для локатора з одноканальною системою може бути зведена до задачі перевірки гіпотези про форму багатомірної щільності ймовірності:

$$H_0: f_{xy}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i) \quad (2.6)$$

$$H_1: f_{xy}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n f_{xy}(x_i, y_i) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i | x_i) \quad (2.7)$$

Гіпотеза H_0 відповідає гіпотезі про відсутність корисного сигналу, вектори \mathbf{x} і \mathbf{y} не корельовані. Прийняття гіпотези H_1 означає наявність корисного сигналу (відбиття від цілі), в цьому випадку вектори \mathbf{x} і \mathbf{y} корельовані.

2.2. Синтез параметричного алгоритму виявлення для широкосмугового випадкового сигналу в локаційній системі з одним передавачем і одним приймачем.

Припустимо, що зондувальний сигнал представляє собою широкосмуговий випадковий процес з нормальним розподілом. Будемо вважати, що після дискретизації за часом отримані відліки сигналу є незалежними випадковими величинами. Таким чином, щільність ймовірності зондувального шумового сигналу описується виразом:

$$f_x(x) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_x}} e^{-\frac{(x_i - m_x)^2}{2\sigma_x^2}} \quad (2.8)$$

де n - об'єм вибірки, m_x - математичне сподівання, σ_x - середнє квадратичне відхилення. Далі будемо вважати, що математичне сподівання m_x дорівнює нулю. Щільність ймовірності відбитого сигналу описується таким же виразом:

$$f_{y_o}(y_o) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{y_o}}} e^{-\frac{(y_{oi} - m_{y_o})^2}{2\sigma_{y_o}^2}} \quad (2.9)$$

Спільна щільність ймовірності зондувального і ехо-сигналу може бути представлена у вигляді виразу:

$$f_{xy_o}(x, y_o) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_{y_o}\sqrt{1-r_o^2}} \exp \left\{ \frac{-1}{2(1-r_o^2)} \times \right. \\ \left. \times \left[\frac{(x_i - m_x)^2}{\sigma_x^2} - 2r_o \frac{(x_i - m_x)(y_{oi} - m_{y_o})}{\sigma_x\sigma_{y_o}} + \frac{(y_{oi} - m_{y_o})^2}{\sigma_{y_o}^2} \right] \right\} \quad (2.10)$$

Ми будемо припускати, що за наявності корисної цілі на якійсь визначеній дальності коефіцієнт кореляції r_o між зондувальним і ехо сигналами наближається до 1, а у разі її відсутності дорівнює 0. Припустимо, що відбитий ехо-сигнал адитивно взаємодіє з завадою. Величина коефіцієнта кореляції

залежить від властивостей відбивальної поверхні цілі. Щільність розподілу завади теж нормальна:

$$f_n(z) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_n}} e^{-\frac{(z_i - m_n)^2}{2\sigma_n^2}} \quad (2.11)$$

де n - об'єм вибірки, m_n - математичне сподівання, σ_n - середнє квадратичне відхилення. Надалі будемо вважати математичне сподівання завади m_n рівним нулю. Двовірна щільність розподілу сумарного відбитого сигналу і зондувального сигналу теж нормальна:

$$f_{xy}(x, y) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-r^2}} \exp\left\{ \frac{-1}{2(1-r^2)} \left[\frac{(x_i - m_x)^2}{\sigma_x^2} - 2r \frac{(x_i - m_x)(y_i - m_y)}{\sigma_x\sigma_y} + \frac{(y_i - m_y)^2}{\sigma_y^2} \right] \right\} \quad (2.12)$$

де $y = y_o + z$ - сума відбитого ехо-сигналу і завади,

$\sigma_y = \sqrt{\sigma_{y_o}^2 + \sigma_n^2}$ - середньоквадратичне відхилення суми відбитого ехо-сигналу і завади,

$r = \frac{r\sigma_{y_o}}{\sqrt{\sigma_{y_o}^2 + \sigma_n^2}}$ - коефіцієнт кореляції суми відбитого ехо-сигналу і завади і

зондувального сигналу.

Введемо параметр b , який характеризує співвідношення сигнал/завада.

Таким чином, наявність завади призводить до зменшення коефіцієнта кореляції між зондувальним і відбитим сигналом і збільшенню дисперсії останнього.

Отже, завдання виявлення відбитого сигналу для шумового локатора може бути зведена до перевірки гіпотези про вигляд двовірної щільності розподілу зондувального і відбитого сигналів. Корисний сигнал відрізняється від завади потужністю (дисперсією) і високим коефіцієнтом кореляції.

Введемо параметр b , що характеризує співвідношення сигнал/завада за потужністю:

$$b = \frac{\sigma_{y0}^2}{\sigma_n^2}. \quad (2.13)$$

Тоді залежність середньоквадратичного відхилення і коефіцієнта кореляції визначається за допомогою наступної :

$$\sigma_y = \sigma_n \sqrt{1+b}, \quad r = \frac{r_o}{\sqrt{1+\frac{1}{b}}} \quad (2.14)$$

Підставимо вирази (2.14) у формулу для двомірної щільності ймовірності (2.12) і отримаємо вираз для щільності ймовірності при різних співвідношеннях сигнал/завада:

$$f_{xy}(x, y, b) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_n\sqrt{1+b}} \frac{1}{\sqrt{1-\frac{r_o^2}{1+\frac{1}{b}}}} \exp \left\{ \frac{-1}{2(1-\frac{r_o^2}{1+\frac{1}{b}})} \times \right. \\ \left. \times \left[\frac{(x_i - m_x)^2}{\sigma_x^2} - 2 \frac{r_o}{\sqrt{1+\frac{1}{b}}} \frac{(x_i - m_x)(y_i - m_y)}{\sigma_x\sigma_n\sqrt{1+b}} + \frac{(y_i - m_y)^2}{(1+b)\sigma_n^2} \right] \right\} \quad (2.15)$$

Таким чином, задача виявлення сигналу зводиться до задачі перевірки гіпотези про вид щільності розподілу (2.15):

Гіпотеза H_0 (відсутність корисного сигналу) – параметр $b = 0$,

Гіпотеза H_1 (наявність корисного сигналу) – параметр $b > 0$.

На рис.2.1 показана щільність ймовірності при відсутності корисного сигналу, а на рис. 2.2 при його наявності. При відсутності корисного сигналу вісь еліпса перерізу щільності ймовірності паралельна координатним осям. А при його наявності лежить на промені, який виходить від початку системи координат.

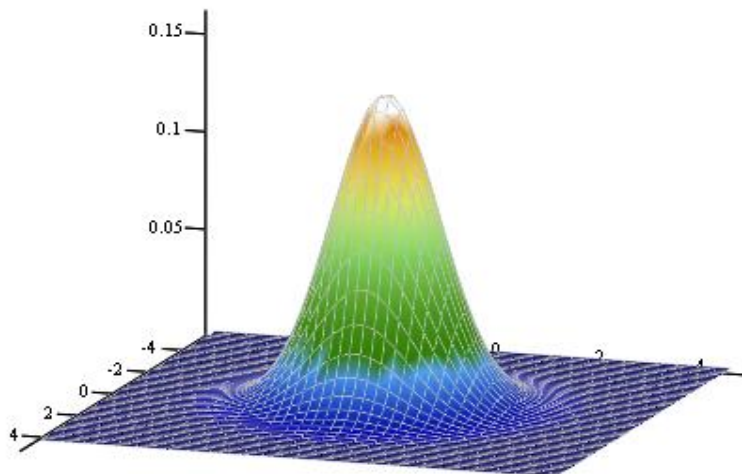


Рис.2.1. Взаємна щільність ймовірності зондувального і ехо сигналу при відсутності корисної цілі ($\sigma_x = 1, \sigma_n = 1, b = 0$).

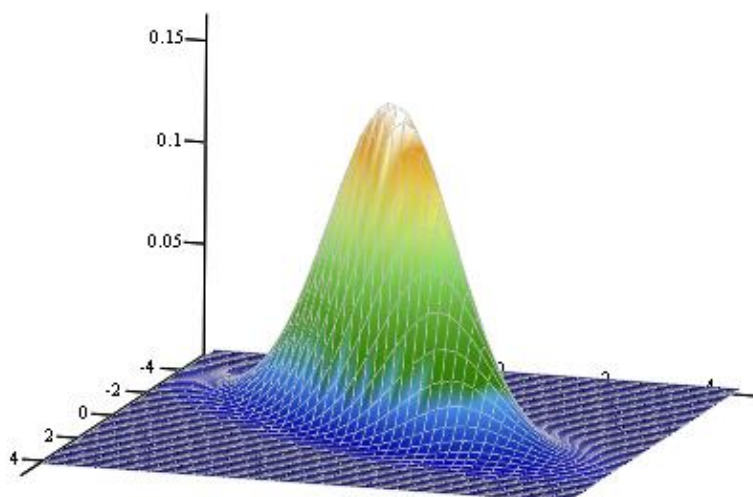


Рис.2.2. Взаємна щільність ймовірності зондувального і ехо сигналу при наявності корисної цілі ($\sigma_x = 1, \sigma_n = 1, r = 1, b = 1$).

Задача виявлення корисного сигналу за критерієм Неймана-Пірсона призводить до обчислення відношення правдоподібності:

$$l(x, y) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{1 + b(1 - r_o^2)}} \exp \left\{ \frac{1}{2(1 + b(1 - r_o^2))} \times \left[\frac{-br_o^2}{\sigma_x^2} (x_i - m_x)^2 + \right. \right. \quad (2.16)$$

$$\left. \left. + \frac{2r_o\sqrt{b}}{\sigma_x\sigma_n} (x_i - m_x)(y_i - m_y) + \frac{b(1 - r_o^2)}{\sigma_n^2} (y_i - m_y)^2 \right] \right\}.$$

Логарифм відношення правдоподібності порівнюється з порогом рішення C :

$$\sum_{i=1}^n \frac{-br_o^2}{\sigma_x^2} (x_i - m_x)^2 + \frac{2r_o\sqrt{b}}{\sigma_x\sigma_n} (x_i - m_x)(y_i - m_y) + \frac{b(1-r_o^2)}{\sigma_n^2} (y_i - m_y)^2 \geq C \quad (2.17)$$

при перевищенні якого приймається рішення про наявність корисного сигналу (цілі).

Таким чином, процедура виявлення зводиться до обчислення оцінок других моментів розподілу і порівняння їх з порогом рішення.

На рис. 2.3 показані результати аналізу запропонованого алгоритму виявлення в залежності від значення коефіцієнта кореляції між зондувальним і ехо- сигналами.

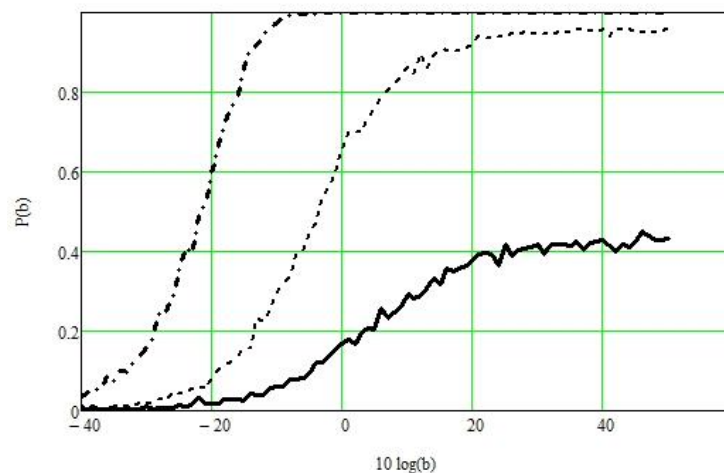


Рис.2.3. Характеристики виявлення для параметричного алгоритму виявлення.

Крива 1 - коефіцієнт кореляції 0.3; крива 2 - коефіцієнт кореляції 0.5; крива 3 - коефіцієнт кореляції 1.0. Імовірність помилкової тривоги - 0.001

Характеристики виявлення, які представлені на рис.2.3. побудовані методом статистичних випробувань (методом Монте-Карло). Для побудови кривих було проведено 1000 ітерацій. Як і слід було очікувати, з ростом коефіцієнта кореляції між зондувальним і відбитими сигналами ймовірність правильного виявлення зростає.

На рис. 2.4 показана залежність від дальності для розв'язувальної функції параметричного алгоритму виявлення. Залежність отримана за допомогою

першої моделі звукового локатора. Сплеск на дальності 70 метрів - це відбитий сигнал від будівлі. Відбитий сигнал представляє собою вузький вертикальний імпульс, що говорить про хорошу роздільну здатність шумового локатора. Кореляційна обробка сигналу згідно синтезованого алгоритму призводить до стиснення прийнятих сигналів по дальності з коефіцієнтом стиснення $\frac{1}{N}$ (де N – об'єм вибірки), що призводить до зростання роздільної здатності по дальності.

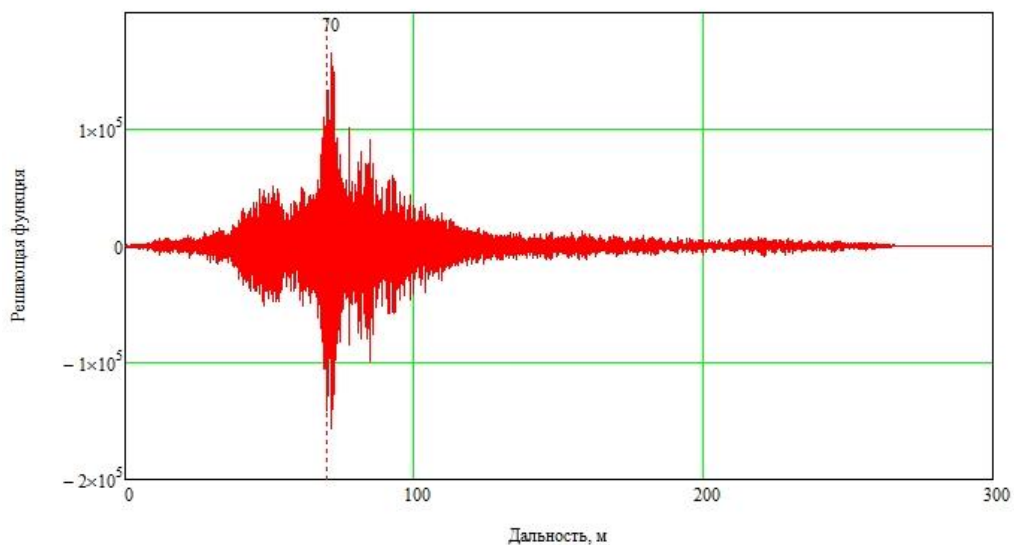


Рис. 2.4. Розв'язувальна функція для параметричного алгоритму виявлення.

Залежність від дальності. Залежність отримана за допомогою експериментального звукового локатора

На рис. 2.5 показаний сигнал експериментального локатора, використаний як вихідна інформація для перевірки ефективності параметричного алгоритму виявлення. Сигнал, виділений чорним кольором це зондувальний сигнал, а сигнал, пофарбований у сірий колір це сигнал, відбитий від цілі. Частота дискретизації сигналу 44.1кГц, число розрядів аналогово-цифрового перетворювача -16. Сигнал випромінювався за допомогою п'єзоелектричного гучномовця і приймався за допомогою електретного конденсаторного мікрофону. Сигнал постував на вхід АЦП звукової карти комп'ютера і вся подальша обробка інформації проводилася комп'ютером за допомогою програмного забезпечення. Таким чином, в моделі експериментального локатора була реалізована концепція

"software radar" (локатор з реалізацією обробки сигналу за допомогою програмного забезпечення).

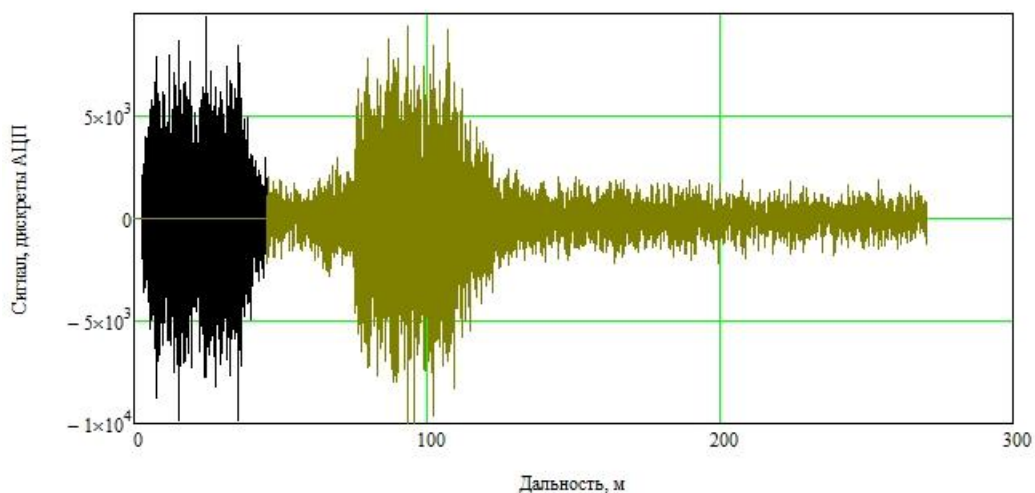


Рис. 2.5. Відбитий від будівлі сигнал. Залежність від дальності. Залежність отримана за допомогою експериментального звукового локатора

На рис. 2.6 показана гістограма відбитого сигналу. Видно, що ЩРЙ відбитого сигналу має вигляд нормального розподілу. Це обумовлено тим, що зондувальний сигнал в передавачі має нормальну ЩРЙ і як показує експеримент, відбитий сигнал зберігає форму закону розподілу. Гістограма побудована для 1000 відліків відбитого сигналу.

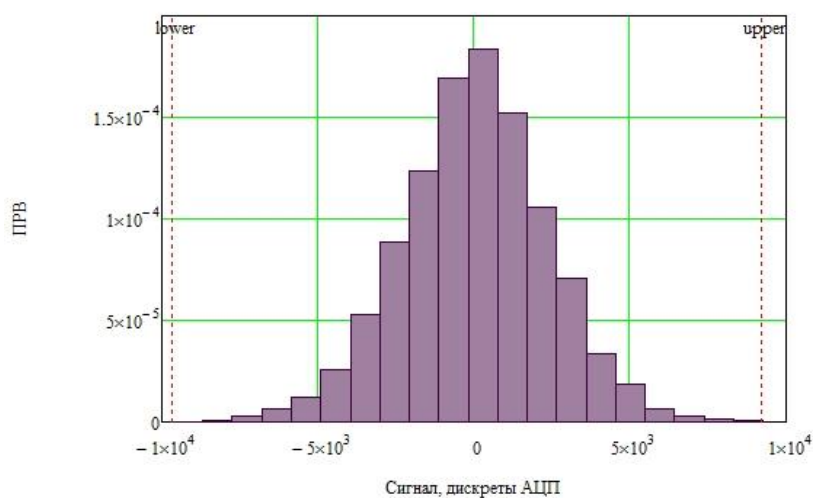


Рис. 2.6. Гістограма відбитого від будівлі сигналу. Сигнал отримано за допомогою експериментального звукового локатора.

Спектр прийнятого сигналу показаний на рис. 2.7. На рисунку помітно, що спектр відбитого сигналу приблизно рівномірний. Максимуми частотної характеристики обумовлені механічними резонансами в гучномовці передавача і мікрофоні приймача.

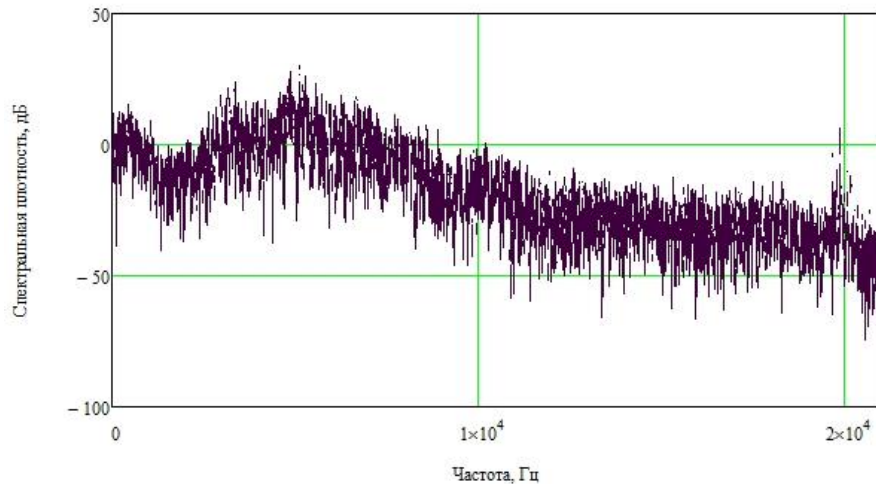


Рис.2.7. Спектр відбитого від будівлі сигналу. Залежність від частоти.

Залежність отримана за допомогою експериментального звукового локатора

2.3. Параметричний алгоритм виявлення для локатора з широкосмуговим випадковим сигналом та з багатьма входами і багатьма виходами (МІМО).

Припустимо, що локатор виготовлений по системі МІМО (радіолокаційні системи з багатьма входами виходами) з одним виходом (передавачем) і двома приймачами. У цьому випадку щільності розподілу сигналів можуть бути представлені виразом:

$$\begin{aligned}
 f_{xy}^2(\mathbf{x}, \mathbf{y}) &= \prod_{i=1}^n f_{xy}(x_i, y_{i1}, y_{i2}) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_{i1} | x_i) f_y(y_{i2} | x_i) = \\
 &= \prod_{i=1}^n f_x(x_i) \prod_{j=1}^2 \frac{f_x(x_i) f_y(y_{ij} | x_i)}{f_x(x_i)} = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) \prod_{j=1}^2 \frac{f_{xy}(x_i, y_{ij})}{f_x(x_i)}
 \end{aligned} \quad (2.18)$$

Для m приймачів формула набуває вигляду:

$$\begin{aligned}
 f_{xy}^m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) &= \prod_{i=1}^n f_x(x_i) \prod_{j=1}^m f_y(y_{ij} | x_i) = \\
 &= \prod_{i=1}^n f_x(x_i) \prod_{j=1}^m \frac{f_x(x_i) f_y(y_{ij} | x_i)}{f_x(x_i)} = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) \prod_{j=1}^m \frac{f_{xy}(x_i, y_{ij})}{f_x(x_i)}
 \end{aligned} \quad (2.19)$$

Для випадку, коли у нас не один, а l передавачів формула може бути представлена у вигляді виразу:

$$\begin{aligned} f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | b) &= \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n f_x(x_{ik}) \prod_{j=1}^m f_y(y_{ij} | x_{ik}) = \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n f_x(x_{ik}) \prod_{j=1}^m \frac{f_x(x_{ik}) f_y(y_{ij} | x_{ik})}{f_x(x_{ik})} = \\ &= \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n f_x(x_{ik}) \prod_{j=1}^m \frac{f_{xy}(x_{ik}, y_{ij})}{f_x(x_{ik})} \end{aligned} \quad (2.20)$$

Далі проведемо синтез параметричного алгоритму виявлення для МІМО локатору [11]. Ця формула справедлива, як за наявності корисного сигналу (справедливості гіпотези H_1), так і за його відсутності. Щільність ймовірності при справедливості основної гіпотези H_0 (відсутності корисного сигналу) може бути представлена у вигляді формули:

$$f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | 0) = \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n f_x(x_{ik}) \prod_{j=1}^m f_y(y_{ij}) \quad (2.21)$$

Таким чином, задача виявлення зводиться до перевірки гіпотези про форму щільності розподілу:

$$H_0: f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | 0) = \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n f_x(x_{ik}) \prod_{j=1}^m f_y(y_{ij}) \quad (2.22)$$

$$H_1: f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | b) = \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n f_x(x_{ik}) \prod_{j=1}^m \frac{f_{xy}(x_{ik}, y_{ij})}{f_x(x_{ik})} \quad (2.23)$$

Відношення правдоподібності описується виразом:

$$\lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}, b) = \frac{f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | b)}{f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | 0)} = \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m \frac{f_{xy}(x_{ik}, y_{ij})}{f_x(x_{ik}) f_y(y_{ij})} = \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m \frac{f_y(y_{ij} | x_{ik})}{f_y(y_{ij})} \quad (2.24)$$

Алгоритм виявлення може бути побудований на основі критерію Неймана-Пірсона. Відношення правдоподібності порівнюється з порогом рішення C .

Для випадку нормальної ЩРЙ сигналу аналогічно одномірному випадку має нормальний розподіл. Формула (2.25) представляє собою плотність вероятности сигнала в i -тый момент времени для k -того передатчика.

$$f_x(x_{ik}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x} e^{-\frac{(x_{ik}-m_x)^2}{2\sigma_x^2}} \quad (2.25)$$

Двомірна щільність розподілу сигналів k -того передавача та j -того приймача можна виразити наступною формулою:

$$f_{xy}(x_{ik}, y_{ij}, b) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_n\sqrt{1+b}} \exp \left\{ \frac{-1}{2\left(1 - \frac{r_o^2}{1 + \frac{1}{b}}\right)} \times \right. \\ \left. \times \left[\frac{(x_{ik} - m_x)^2}{\sigma_x^2} - 2 \frac{r_o}{\sqrt{1 + \frac{1}{b}}} \frac{(x_{ik} - m_x)(y_{ij} - m_y)}{\sigma_x\sigma_n\sqrt{1+b}} + \frac{(y_{ij} - m_y)^2}{(1+b)\sigma_n^2} \right] \right\} \quad (2.26)$$

Тут y_{ij} відповідає y_{ij} , тобто суміш відбитого сигналу і шуму.

Після підстановки і перетворення, отримуємо відношення правдоподібності:

$$\lambda(\mathbf{x}, \mathbf{y}, b) = \frac{f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | b)}{f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | 0)} = \\ = \prod_{k=1}^l \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m \frac{1}{\sqrt{1+b(1-r_{okj}^2)}} \exp \left\{ \frac{1}{2(1+b(1-r_{okj}^2))} \times \left[\frac{-br_{okj}^2}{\sigma_{x_k}^2} (x_{ik} - m_{x_k})^2 + \right. \right. \\ \left. \left. + \frac{2r_o\sqrt{b}}{\sigma_{x_k}\sigma_{n_j}} (x_{ik} - m_{x_k})(y_{ij} - m_{y_j}) + \frac{b(1-r_{okj}^2)}{\sigma_{n_j}^2} (y_{ij} - m_{y_j})^2 \right] \right\} \quad (2.27)$$

Логарифм відношення правдоподібності порівнюється з порогом рішення:

$$\begin{aligned}
l(\mathbf{x}, \mathbf{y}, b) &= \ln \left(\frac{f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | b)}{f_{xy}^{ml}(\mathbf{x}, \mathbf{y} | 0)} \right) = \\
&= \sum_{k=1}^l \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \left\{ \frac{1}{2(1+b(1-r_{okj}^2))} \times \left[\frac{-br_{okj}^2}{\sigma_{x_k}^2} (x_{ik} - m_{x_k})^2 + \right. \right. \\
&\quad \left. \left. + \frac{2r_{okj}\sqrt{b}}{\sigma_{x_k}\sigma_{n_j}} (x_{ik} - m_{x_k})(y_{ij} - m_{y_j}) + \frac{b(1-r_{okj}^2)}{\sigma_{n_j}^2} (y_{ij} - m_{y_j})^2 \right] \right\} + \ln \left(\frac{1}{\sqrt{1+b(1-r_{okj}^2)}} \right)
\end{aligned} \tag{2.28}$$

Розв'язувальне правило, побудоване на основі логарифма відношення правдоподібності, виражається формулою:

$$\begin{aligned}
l'(\mathbf{x}, \mathbf{y}, b) &= \sum_{k=1}^l \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \left\{ \left[\frac{-br_{okj}^2}{\sigma_{x_k}^2} (x_{ik} - m_{x_k})^2 + \right. \right. \\
&\quad \left. \left. + \frac{2r_{okj}\sqrt{b}}{\sigma_{x_k}\sigma_{n_j}} (x_{ik} - m_{x_k})(y_{ij} - m_{y_j}) + \frac{b(1-r_{okj}^2)}{\sigma_{n_j}^2} (y_{ij} - m_{y_j})^2 \right] \right\}
\end{aligned} \tag{2.29}$$

Таким чином, процедура виявлення зводиться до обчислення оцінок других моментів розподілу і порівняння їх з порогом рішення:

$$\begin{aligned}
l'(\mathbf{x}, \mathbf{y}, b) &= \\
&= \sum_{k=1}^l \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \left[\frac{-br_{okj}^2}{\sigma_{x_k}^2} (x_{ik} - m_{x_k})^2 + \frac{2r_{okj}\sqrt{b}}{\sigma_{x_k}\sigma_{n_j}} (x_{ik} - m_{x_k})(y_{ij} - m_{y_j}) + \frac{b(1-r_{okj}^2)}{\sigma_{n_j}^2} (y_{ij} - m_{y_j})^2 \right] \geq C
\end{aligned} \tag{2.30}$$

На рис.2.8. показана залежність від відстані до цілі для розв'язувального правила синтезованого для параметричного алгоритму виявлення в разі застосування для локатора з одним передавачем і двома приймачами.

На рис.2.9 та рис.2.10 показані зображення місцевості отримані для локатора з одним передавачем і двома приймачами. Пристрій локатора детально розглянуто у розділі 5. Там же розглянуті і принципи формування зображення.

На відстані 70м від локатора на рис.2.8 можна побачити відображення від будівлі. На жаль, роздільна здатність по азимуту в отриманому зображенні не висока через малу кількість мікрофонів. При більшій кількості мікрофонів роздільна здатність по азимуту повинна істотно покращитися.

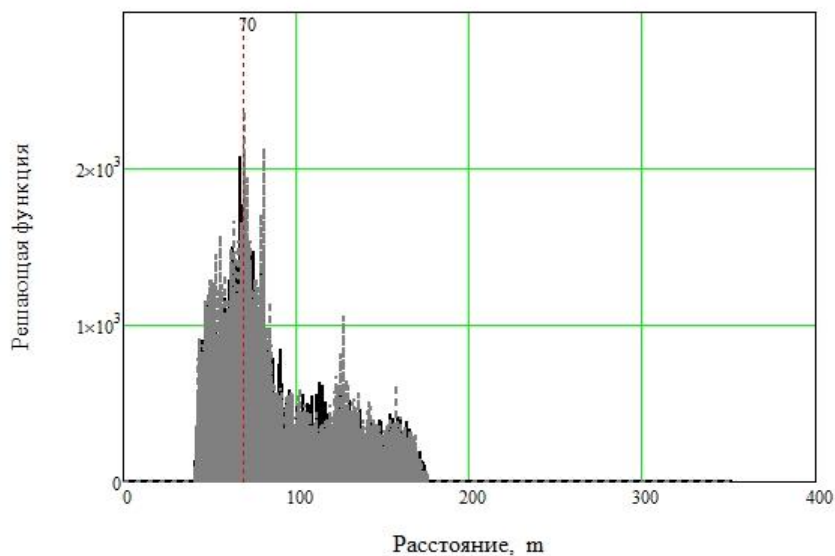


Рис.2.8. Розв'язувальна функція для параметричного алгоритму виявлення.
Залежність від дальності. Залежність отримана за допомогою
експериментального звукового локатора.

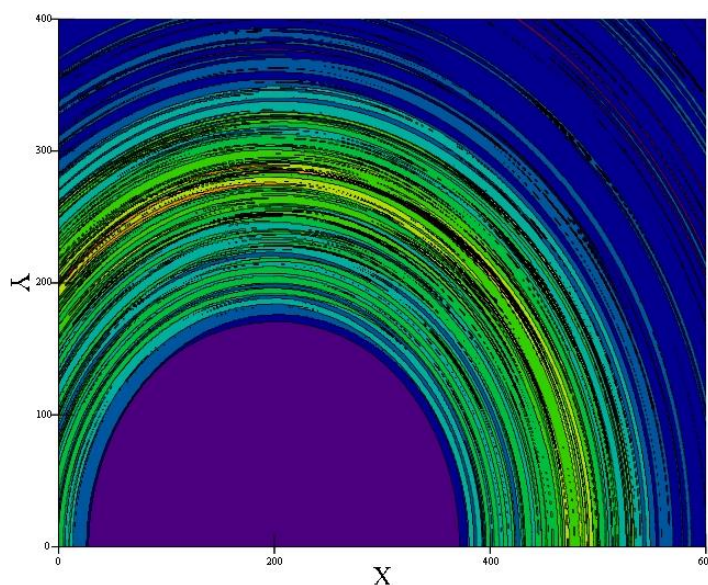


Рис.2.9. Синтезоване зображення місцевості для параметричного алгоритму
виявлення.

Зображення на рис 2.9 та рис 2.10 отримано за допомогою експериментального звукового локатора. Один канал передачі. Два канали прийому.

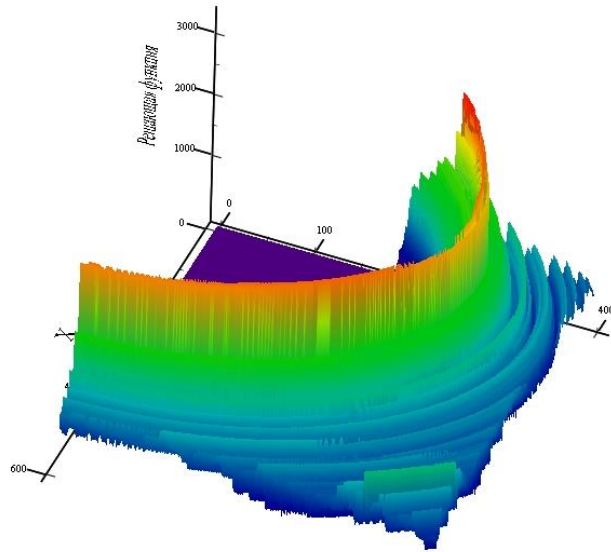


Рис.2.10. Синтезоване зображення місцевості для параметричного алгоритму виявлення.

2.4. Радіолокаційна широкосмугова функція невизначеності для випадкових процесів.

Як випливає з синтезованого алгоритму виявлення випадкового широкосмугового сигналу для шумового локатора, головною операцією, яка частіше за все застосовується, є обчислення взаємної кореляційної функції зондувального і відбитого сигналу. При цьому треба врахувати що запропонований алгоритм був розроблений виходячи з припущення про нерухомість як цілі, так і приймачів та передавачів. У разі їх руху необхідно враховувати доплерівську зміну частоти. Природним узагальненням поняття кореляційної функції у випадку руху цілі, приймачів, передавачів є радіолокаційна функція невизначеності. Враховуючи широкосмугову природу сигналу, а також його випадковий характер в нашому випадку для оцінки взаємного зв'язку між зондувальними і відбитими сигналами необхідно використовувати широкосмугову функцію невизначеності для випадкових процесів.

Взаємна функції невизначеності для двох випадкових процесів може бути визначена як середнє:

$$\chi(\tau, \alpha) = \sqrt{|\alpha|} E \left\{ (X(t) - m_x)(Y^*(\alpha(t - \tau)) - m_y) \right\} \quad (2.31)$$

де $\alpha = (c - v) / (c + v)$ - масштабний коефіцієнт, c - швидкість поширення хвилі, v - швидкість цілі, $Y^*(t)$ - комплексно спряжений $Y(t)$ випадковий процес, m_x та m_y - математичні очікування $X(t)$ та $Y(t)$. Цей варіант функції невизначеності може бути просто перерахований в координати дальність - швидкість. Для ергодичного процесу можна вважати, що взаємна функція невизначеності:

$$\chi(\tau, \alpha) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\sqrt{|\alpha|}}{T} \int_0^T (x(t) - m_x)(y^*(\alpha(t - \tau)) - m_y) dt \quad (2.32)$$

Цей вираз дуже схожий на широкосмугову функцію невизначеності для детермінованих сигналів. Порівнюючи його з порогом рішення, можна перевірити гіпотезу про наявність цілі, що рухається з заданою радіальною швидкістю. На рис.2.11 та рис.2.12 показані результати обробки акустичного сигналу, відбитого від вільного повітряного простору.

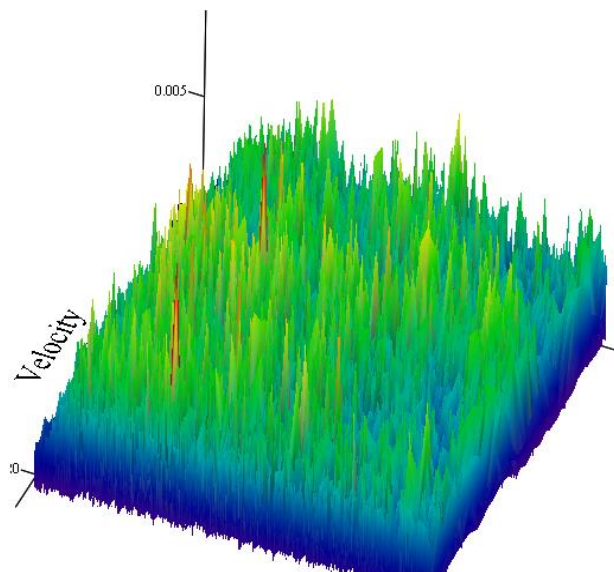


Рис.2.11. Взаємна функція невизначеності. Відбиття від атмосфери. Дальність і швидкість в умовних одиницях (комірки масиву)

На графіку можна розібрати профіль вітру. Швидкість вітру на різних відстанях змінюється від 0 до 5 м/сек. Відбитки з нульовою швидкістю обумовлені бічними пелюстками діаграми спрямованості (відбиття від землі). Нульова швидкість відповідає цифрі 11 (номер комірki масиву).

Таким чином, експериментальні вимірювання підтверджують можливість отримати високу роздільну здатність при застосуванні шумового сигналу для содара при побудові профілю вітру.

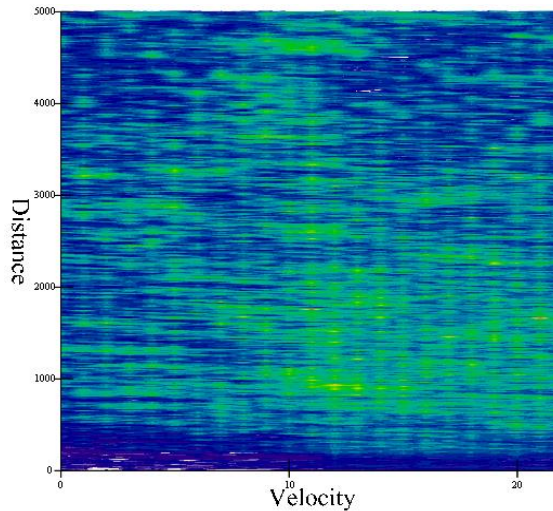


Рис. 2.12. Взаємна функція невизначеності. Відбиття від атмосфери. Дальність і швидкість в умовних одиницях (комірки масиву)

Узагальнену функцію невизначеності для МІМО можна визначити як очікуване значення функції правдоподібності для отриманих даних та за допомогою евристичних спрощень отримати вираз, який можна розглядати як визначення копулярної функції невизначеності для МІМО:

$$\chi(\boldsymbol{\tau}, \boldsymbol{\alpha}) = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^N (x_{ij}(t) - m_{u_{ij}})(y_{ik}(\alpha_{ik}(t - \tau_{ik})) - m_{v_{ik}}) \quad (2.33)$$

де α_{ik} залежить від місця приймачів, передавачів та цілі.

Отже, у розділі була представлена розробка параметричних алгоритмів для виявлення сигналів у локаторах з широкосмуговими випадковими сигналами. Представлено моделі для виявлення таких сигналів і синтез параметричних алгоритмів. Також представлено дослідження параметричних алгоритмів виявлення та їх застосування в обробці широкосмугових сигналів.

РОЗДІЛ 3. НЕПАРАМЕТРИЧНІ АЛГОРИТМИ ВИЯВЛЕННЯ ВИПАДКОВИХ ШИРОКОСМУГОВИХ СИГНАЛІВ, ЯКІ БАЗУЮТЬСЯ НА ОЦІНКАХ ІНТЕГРАЛЬНОЇ ФУНКЦІЇ РОЗПОДІЛУ ЙМОВІРНОСТІ

3.1. Формулювання проблеми.

Перші роботи в яких розглядалися питання застосування широкосмугових локаторів почали з'являтися ще наприкінці 60-тих на початку 70-тих років минулого століття, хоча термін «широкосмугові» був запропонований набагато пізніше. Якщо розглядати більш детально, то можна помітити велику кількість питань які варто було б розкрити в теорії і практиці використання шумових технологій. Наприклад, методи генерування широкосмугових сигналів, характеристики випромінювання антени, розповсюдження хвиль, розсіювання та ефективна площа розсіювання, властивості головного рівняння радіолокації та обробка сигналів. Як виявилось, саме обробка сигналів, із вищенаведеного переліку, виявилась найменш теоретично дослідженою. Зазвичай для випадку широкосмугового сигналу використовують таку саму теорію виявлення як і для звичайного сигналу, також використовуються евристичні підходи. З практичної точки зору використання евристичних рішень може бути досить ефективним, однак чіткий теоретичний підхід також необхідний. Для застосування у локаторах можна умовно поділити всі широкосмугові сигнали на детерміновані та стохастичні. В даній роботі також були використані стохастичні сигнали.

В той самий час методи обробки сигналів були зведені до області цифрових методів. Це дозволило спростити як математичні так і технічні питання досліджуваної теорії та реалізацію процедури обробки так як на сьогоднішній день для дискретних вибірок більш досліджені методи статистичної обробки сигналів. Це стає більш актуальним, якщо брати до уваги розвиток швидкодіючого аналогово цифрового перетворювача з тактовою частотою 3 Гц, який в свою чергу дозволяє застосовувати прилади обробки для широкосмугових

радіолокаційних сигналів винятково в цифровій формі. Щодо аналогових сигналів, то цифрова обробка вже повністю замінила аналогову.

Традиційно, говорячи про цифрову обробку сигналів мається на увазі використання швидкого перетворення Фур'є та цифрову фільтрацію. Нажаль, такий вузький підхід не дає змогу використовувати всі необхідні математичні підходи, які необхідні для статистичної обробки сигналу, які використовують нелінійні перетворення сигналів, що підлягають обробці.

Отже, в даній роботі розглядається шумовий локатор або локатор з випадковим сигналом та цифровою обробкою сигналу, а також алгоритми статистичної обробки сигналу. Непараметричний підхід, в даному випадку реалізується за допомогою використання ядерних оцінок щільності ймовірності сигналів та шумів.

Статистичні методи досить часто потребують використання досить складних математичних процедур, на виконання яких може бути затрачено значну кількість часу. Тому досить важливим залишається питання пришвидшення процесу цифрової обробки сигналу. Алгоритми швидкого перетворення Фур'є, які застосовуються при такій обробці також суттєво збільшують швидкість обробки сигналу. Всі зазначені підходи були використані в даній роботі для розробки та дослідження алгоритмів обробки корисного сигналу для широкопasmового локатора.

У сучасній радіолокації широко застосовуються непараметричні методи виявлення сигналів, які дозволяють домогтися високої стабільності роботи при досить високій ефективності. Пропонується єдиний підхід до синтезу непараметричних алгоритмів виявлення, що дозволяє збільшити ефективність і швидкість обробки, розширити класи оброблюваних сигналів і сформулювати загальні підхід до вже відомих процедур обробки.

Більшість непараметричних методів математичної статистики і теорії виявлення сигналів засноване на відомій процедурі перетворення вихідної статистики (сигналу) в нову статистику за допомогою деякого нелінійного

перетворення. При цьому вихідні сигнали можуть бути описані за допомогою деякого сімейства їх статистичних властивостей. Наприклад, одномірних або багатомірних щільностей розподілу ймовірності. Перехід від однієї щільності до іншої описується операцією групового множення.

При використанні в якості операції групового множення групи всіх монотонних функцій перетворення, максимальним інваріантом цієї групи є ранги значень сигналу. Таким чином, статистичні критерії перевірки гіпотез, а також засновані на них алгоритми виявлення для рангових статистик є найкращими, якщо апріорна невизначеність опису сигналів і перешкод описується групою монотонних перетворень сигналів.

Нелінійні перетворення, застосовані в даній роботі, перетворюють випадкові величини з різною щільністю ймовірності випадковим величинам з одного щільністю ймовірності, у разі застосування рангових критеріїв всі ранги перетвореної статистики рівноймовірні.

Після нелінійного перетворення нова статистика обробляється із застосуванням стандартних методів теорії статистичних рішень (якщо відомі щільності ймовірності перетвореної статистики).

Запропоноване трактування непараметричних процедур обробки сигналів засноване на теорії інваріантних статистик, які детально викладені в монографії Лемана [50].

Радіолокаційні сигнали, які спостерігаються в реальних радіотехнічних системах зазвичай є гладкими функціями часу та їх опис за допомогою групи всіх монотонних перетворень занадто широкий, що може призвести, в алгоритмах виявлення сигналів, до зниження їх ефективності. Представляється цікавим розробити такі методи виявлення сигналу, які в цих умовах проявляють більшу ефективність, звичайно за рахунок скорочення групи оброблюваних сигналів.

Обчислення рангу сигналу, які базуються побудові порядкової статистики з наступним визначенням її номера, може бути зведене до побудови емпіричної функції розподілу вихідної статистики. Ранг відліку з точністю до постійного

коефіцієнта дорівнює значенню емпіричної функції розподілу сигналу для даного його значення.

Представляється цікавим використовувати згладжені оцінки інтегральної функції розподілу спостережуваного сигналу в якості нелінійного функціонального перетворення для отримання інваріантної статистики. Можна вважати, що даний підхід дозволить отримати більшу ефективність у разі гладких щільностей ймовірностей сигналу.

Запропонований підхід заснований на використанні непараметричних оцінок інтегральної функції розподілу, щільності ймовірності й характеристичної функції, а також застосування цих оцінок [5] для перетворення вхідної інформації в статистику, що є інваріантною до заданої групи перетворень.

У даному розділі також будуть розглянуті алгоритми обробки і виявлення локаційних сигналів, які базуються на використанні багатомірних щільностей ймовірності зондувальних і прийнятих приймачем відбитих від передбачуваних цілей сигналів. Запропонований підхід дозволяє не тільки здійснити оптимальне виявлення сигналів, враховуючи взаємозв'язок переданих та прийнятих сигналів, але і виконати стиснення прийнятих сигналів у часі, використовуючи інформацію про часову структуру сигналу (тобто про його багатомірну щільність розподілу). Ступінь цього стиснення залежить від форми зондувального сигналу і його спектра. У разі якщо зондувальний сигнал є випадковим, тобто є відрізком випадкового процесу, ступінь стиснення залежить від багатомірної щільності ймовірності випадкового процесу.

Використання багатомірного нелінійного перетворення за допомогою оцінки багатомірної інтегральної функції розподілу, дозволяє отримати інваріантні до зміни багатомірної щільності ймовірності сигналів і перешкод алгоритми виявлення та обробки сигналів.

Для моделей сигналів, які використовуються у шумових локаторах, видається цікавим використовувати поняття копули, яке порівняно недавно було введено в математичній статистиці. Копула дозволяє здійснити математичну

формалізацію синтезу непараметричних алгоритмів виявлення сигналів для шумового локатора.

Для побудови оцінок пропонується використовувати ядерні оцінки щільності ймовірності та інтегральної функції розподілу оброблюваних сигналів.

Для прискорення розрахунків використовуються оцінки характеристичної функції випадкового сигналу з їх подальшою фільтрацією в псевдочастотній області з використанням вікон фільтрації, які є перетвореннями Фур'є від ядер оцінок. Показано, що дана процедура еквівалентна ядерній оцінці.

Для виконання цих оцінок використовується алгоритм швидкого перетворення Фур'є (ШПФ). Використання ШПФ як для оцінок щільності ймовірності так і для обчислення кореляційних функцій дозволяє реалізувати запропоновані алгоритми виявлення сигналів, які є досить складними в обчислювальному плані, в режимі реального часу.

3.2. Алгоритми виявлення радіолокаційних сигналів, що використовують непараметричні оцінки законів розподілу перешкод.

3.2.1 Постановка задачі.

Відомо, що є клас стійких до змін щільності розподілу завад алгоритмів виявлення радіолокаційних сигналів, заснованих на непараметричних рангових статистиках. При синтезі цих алгоритмів не використовується інформація про вигляд щільності розподілу ймовірності завад. Представляється цікавим обмежити множину можливих щільностей розподілу ймовірності сигналів і завад гладкими щільностями ймовірності, у яких існує кінцеве число похідних. Використовуючи цю апіорну інформацію про щільність розподілу ймовірностей можна одержати алгоритми виявлення, що володіють більшою ефективністю і зберігають стабільною ймовірність помилкової тривоги. При синтезі цих алгоритмів може бути використаний принцип інваріантності. Для цього піддамо вихідний сигнал $x(t)$ деякому функціональному перетворенню:

$$y(t) = \hat{W}[x(t)]. \quad (3.1)$$

Відомо, що у випадку використання в якості $\hat{W}[\cdot]$ емпіричної функції розподілу сигналу $x(t)$ критерії перевірки статистичних гіпотез, засновані на статистиці $y(t)$, відносяться до рангових критеріїв, інваріантних до групи всіх монотонних перетворень [45]. У даній роботі пропонується використовувати в якості $\hat{W}[\cdot]$ гладкі оцінки інтегральної функції розподілу завади. В якості робастних оцінок можна використовувати ядерні оцінки інтегральної функції розподілу.

3.2.2 Модель сигналу і завади.

Для синтезу вирішального правила на основі статистики $y(t)$ необхідно одержати щільності розподілу цієї статистики при конкуруючих гіпотезах H_0 і H_1 . Нехай у результаті дискретизації n реалізацій сигналу $x(t)$ за часом відліки радіолокаційного сигналу можна представити у вигляді матриці:

$$\left\{ \begin{array}{cccc} x_{11} & \dots & x_{1m} & x_{1m+1} \\ x_{21} & \dots & x_{2m} & x_{2m+1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{nm} & \dots & x_{nm} & x_{nm+1} \end{array} \right\}, \quad (3.2)$$

де перші m елементів кожної реалізації є відліками завади, а $m + 1$ -й відлік, по припущенню, містить корисний сигнал. Стівпчики між собою статистично незалежні.

Даний варіант простору сигналів є тільки окремим випадком, але дозволяє вирішити поставлене завдання в досить повному обсязі. Отримані рішення, без обмеження спільності, можуть бути перенесені на інші матриці, які описують простори сигналу і перешкод.

Рішення задачі виявлення корисного сигналу зводиться до перевірки гіпотези H_0 про рівність щільності розподілу ймовірності вектора-стівпчика, що містить, за припущенням, корисний сигнал (пачку відбитих імпульсів), і щільності розподілу ймовірностей m векторів-стівпчиків, утворених завадою.

Рівність щільності розподілу ймовірностей відповідає відсутності корисного сигналу, а справедливість альтернативної гіпотези H_1 - його наявності.

3.2.3. Щільність розподілу перетвореної статистики для гіпотез H_0 і H_1 .

Для одержання інваріантної статистики матриця (3.2) перетворюється відповідно до перетворення (3.1) у вектор (y_1, \dots, y_n) . Кожна з координат вектора є функцією відповідного рядка матриці (3.2):

$$y_i = \hat{W}(x_{i1}, \dots, x_{im+1}), i = 1, \dots, n \quad (3.3)$$

Для синтезу інваріантного вирішального правила знайдемо щільність розподілу ймовірностей статистики для гіпотез H_0 і H_1 . У подальших викладеннях індекс i опустимо, тому що вони однакові для кожного рядка матриці (3.2). Складемо нову матрицю перші m стовпчиків якої рівні відповідним стовпчикам матриці (3.2), а останній стовпчик являє собою вектор перетворених відліків y_i

$$\left\{ \begin{array}{cccc} x_{11} & \dots & x_{1m} & y_1 \\ x_{21} & \dots & x_{2m} & y_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{nm} & \dots & x_{nm} & y_n \end{array} \right\} \quad (3.4)$$

Щільність розподілу вектора рядка вихідних відліків:

$$\omega_x(x_1, \dots, x_m, x_{m+1}) = \omega(x_1) \cdot \dots \cdot \omega(x_m) \omega_{m+1}(x_{m+1}). \quad (3.5)$$

Щільність розподілу вектора-рядка матриці (3.4):

$$\begin{aligned} \omega_y(x_1, \dots, x_m, y) &= \omega(x_1) \cdot \dots \cdot \omega(x_m) \omega_{m+1}(x_{m+1}) \times \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial x_1} & \dots & \frac{\partial x_1}{\partial x_m} & \frac{\partial x_1}{\partial y} \\ \frac{\partial x_2}{\partial x_1} & \dots & \frac{\partial x_2}{\partial x_m} & \frac{\partial x_2}{\partial y} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{\partial x_m}{\partial x_1} & \dots & \frac{\partial x_m}{\partial x_m} & \frac{\partial x_{m+1}}{\partial y} \end{vmatrix} = \\ &= \omega(x_1) \cdot \dots \cdot \omega(x_m) \omega_{m+1}(x_{m+1}) \cdot \left| \frac{\partial x_{m+1}}{\partial y} \right|. \end{aligned} \quad (3.6)$$

Щільність розподілу y_i матриці (3.4):

$$\begin{aligned} \omega_y(y_i) &= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{j=1}^m \omega(x_{ij}) \omega_{m+1}(x_{im+1}) \left| \frac{\partial x_{m+1}}{\partial y_i} \right| dx_{i1} \dots dx_{im} = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{j=1}^m \omega(x_{ij}) \omega_{m+1}(x_{im+1}) \left| \frac{1}{\frac{\partial}{\partial x_{im+1}} \hat{W}(x_{im+1}; x_{i1}, \dots, x_{im})} \right| dx_{i1} \dots dx_{im} = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{j=1}^m \omega(x_{ij}) \omega_{m+1}(x_{im+1}) \frac{1}{\hat{\omega}(x_{im+1}; x_{i1}, \dots, x_{im})} dx_{i1} \dots dx_{im} = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{j=1}^m \omega(x_{ij}) \omega_{m+1}(\hat{W}^{-1}(y_i; x_{i1}, \dots, x_{im})) \cdot \frac{1}{\hat{\omega}(\hat{W}^{-1}(y_i; x_{i1}, \dots, x_{im}))} dx_{i1} \dots dx_{im}, \end{aligned}$$

де $\hat{W}^{-1}(y)$ - функція, зворотна до $\hat{W}(x)$.

Щільність розподілу координат y_i вектора y :

$$\omega_y(y_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{j=1}^m \omega(x_{ij}) \omega_{m+1}(\hat{W}^{-1}(y_i; x_{i1}, \dots, x_{im})) \cdot \frac{1}{\hat{\omega}(\hat{W}^{-1}(y_i; x_{i1}, \dots, x_{im}))} dx_{i1} \dots dx_{im}, \quad (3.7)$$

де $\hat{W}^{-1}(y)$ - функція, зворотна до $\hat{W}(x)$.

3.2.4. Розв'язувальне правило і алгоритм виявлення сигналу.

При $m \rightarrow \infty$ оцінка $\hat{W}(x) \rightarrow W(x)$, тому вираз (3.7) прямує до величини

$$\omega_y(y_i) = \frac{\omega_{m+1}\{W^{-1}(y_i)\}}{\omega\{W^{-1}(y_i)\}} = \omega_{m+1}\{W^{-1}(y_i)\}. \quad (3.8)$$

Для гіпотези H_0 розподіл $\omega_y(y_i)$ асимптотично прямує до рівномірного розподілу [46].

Для випадку альтернативної гіпотези H_1 щільність розподілу $\omega_{m+1}(x_i)$ відліків останнього стовпчика матриці (3.2) відрізняється від щільності розподілу інших стовпчиків матриці. Це визначається наявністю корисного сигналу. Позначимо цю щільність як $\omega_{S_{m+1}}(x_i)$. У цьому випадку розподіл вектора перетворених координат можна представити у вигляді:

$$\omega_y(y_i) = \omega_{S_{m+1}}\{W^{-1}(y_i)\} \quad (3.9)$$

Вирішальна статистика визначається відношенням правдоподібності, що у даному випадку збігається з функцією правдоподібності [6]:

$$l(Y) = \prod_{i=1}^n \omega_y(y_i) \quad (3.10)$$

3.3. Непараметричний алгоритм виявлення сигналу для імпульсного шумового радіолокатора з використанням ядерних оцінок інтегральної функції розподілу.

Зазвичай для застосування непараметричних алгоритмів виявлення необхідно використовувати статистично незалежні дані, це часто викликає технічні труднощі, якщо ми використовуємо радіолокатори з синусоїдальним несучим коливанням. Застосування шумових радіолокаторів дає можливість вирішити проблему отримання незалежних вибірок, і цим гарантується висока якість виявлення із стійкою ймовірністю помилкової тривоги.

Передбачається, що сигнал, який випромінюється імпульсним шумовим радіолокатором, являє собою випадковий процес з незалежними значеннями. Передбачається, що щільність розподілу відбитого від цілі корисного сигналу є невідомою, але гладкою функцією. Корисний сигнал, який приймається,

відрізняється від сигналу перешкоди щільністю розподілу. Наприклад, у корисного сигналу може бути більше дисперсія або математичне сподівання.

Для розпізнавання корисного відбитого сигналу пропонується використовувати непараметричний алгоритм виявлення, що порівнює відбиття від передбачуваної цілі і сигнали перешкод. У прийнятому сигналі виділяють вибірки, отримані від передбачуваної цілі та отримані, за припущенням, лише від перешкоди. По сигналам перешкоди будується проєкційна ядерна оцінка інтегральної функції розподілу перешкоди [48]. В якості ядер використовуються функції:

$$K_i(x) = \frac{1}{N} F(x - x_i), \quad (3.11)$$

де $F(x)$ - деяка інтегральна функція розподілу, x_i - сигнал перешкоди, N – об'єм вибірки перешкоди. Оцінка інтегральної функції розподілу перешкоди, визначається виразом:

$$\hat{F}(x) = \sum_{i=1}^N K_i(x) \quad (3.12)$$

Ця оцінка використовується для перетворення статистики відображень передбачуваної цілі в інтервал значень $[0, 1]$

$$y = \hat{F}(x). \quad (3.13)$$

Приклад такої оцінки, яка отримана методом математичного моделювання [47], показаний на рис.3.1.

Якщо використовувати знакову функцію:

$$\text{sign}(x) = \begin{cases} 1 & \text{if } x \geq 0 \\ 0 & \text{if } x < 0 \end{cases} \quad (3.14)$$

в якості $F(x)$ в ядрі оцінки, отримаємо емпіричну функцію розподілу сигналу $x(t)$ як оцінку $\hat{F}(x)$.

Відомо, що у разі використання емпіричної функції розподілу сигналу $x(t)$ в якості $F(x)$, критерії перевірки статистичних гіпотез, які ґрунтуються на статистиці $y(t)$, належать до рангових критеріїв, які інваріантні до групи всіх монотонних перетворень [45]. Пропонується використовувати гладкі оцінки завадної функції розподілу в якості $F(t)$.

Щоб синтезувати розв'язувальне правило на основі статистики $y(t)$, необхідно отримати щільність розподілу цих статистичних даних для альтернативних гіпотез H_0 і H_1 . Припустимо, що результат дискретизації сигналу $x(t)$ в часі в області де передбачається перешкода можна представити у вигляді наступних векторів:

$$\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_N) \quad (3.15)$$

Елементи x_i статистично незалежні один від одного.

Аналогічно формується вектор \mathbf{z} , який складається із відбиттів від сигналу, який передбачається

$$\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_M) \quad (3.16)$$

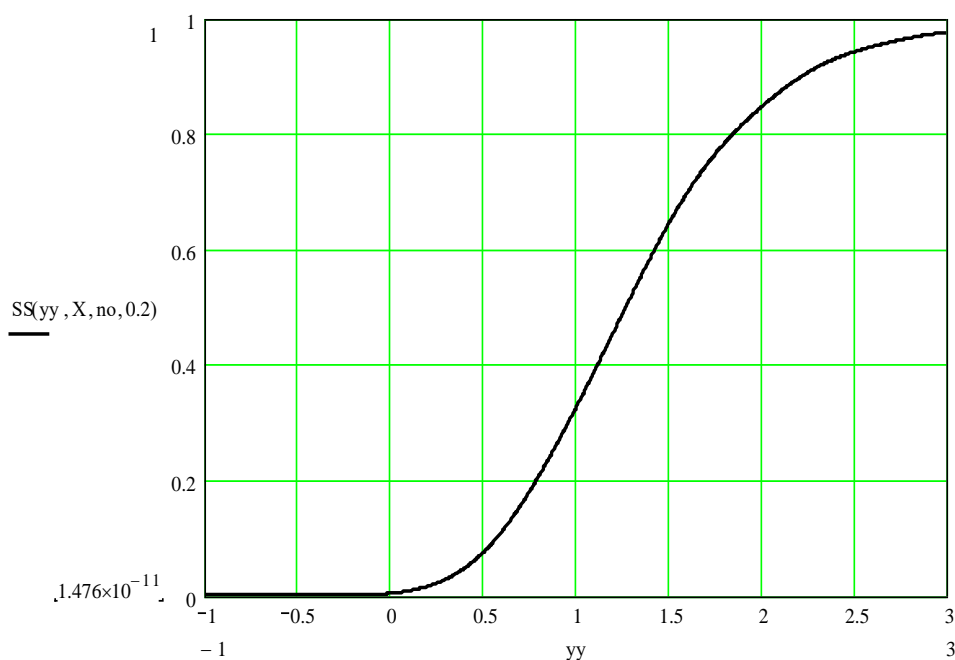


Рис. 3.1. Проекційна ядерна оцінка функції розподілу (для $N=50$).

3.3.1. Щільність розподілу перетвореної статистики для гіпотез H_0 і H_1 .

Для отримання інваріантної статистики вектор (3.16) перетворюється згідно формули (3.13) до вектору:

$$\mathbf{y} = \widehat{F}(x_1, \dots, x_N, \mathbf{z}), \quad (3.17)$$

Щоб синтезувати непараметричне розв'язувальне правило, знайдемо щільність розподілу статистики (3.17) для гіпотез H_0 і H_1 . Щільність розподілу вектора вихідних вибірок може бути представлена у вигляді:

$$f_{xz}(x_1, \dots, x_N, \mathbf{z}) = f(x_1) \cdot \dots \cdot f(x_N) f_z(z_1) \cdot \dots \cdot f_z(z_M). \quad (3.18)$$

Щільність розподілу координати y_i вектора \mathbf{y} описується виразом:

$$f_y(y_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{j=1}^N f(x_j) \cdot f_z(\widehat{F}^{-1}(y_i; x_1, \dots, x_N)) \cdot \frac{1}{\widehat{f}(\widehat{F}^{-1}(y_i; x_1, \dots, x_N))} dx_1 \dots dx_N, \quad (3.19)$$

де $\widehat{F}^{-1}(y)$ - функція, обернена до $\widehat{F}(x)$, $\widehat{f}(x)$ - похідна від $\widehat{F}(x)$.

коли $N \rightarrow \infty$ оцінка $\widehat{F}(x) \rightarrow F(x)$

$$f_y(y_i) = \frac{f_z\{F^{-1}(y_i)\}}{f\{F^{-1}(y_i)\}}. \quad (3.20)$$

3.3.2. Розв'язувальне правило.

Розв'язувальна статистика визначається відношенням правдоподібності, яке в цьому випадку дорівнює функції правдоподібності:

$$l(\mathbf{y}) = \prod_{i=1}^M f_y(y_i). \quad (3.21)$$

Якщо щільність розподілу відображень від передбачуваної цілі збігається з щільністю розподілу перешкоди, щільність розподілу значень вектора \mathbf{y} асимптотично однорідна. Таким чином, у разі справедливості гіпотези H_0 , тобто за умови відсутності сигналу щільність розподілу дорівнює 1. У разі справедливості гіпотези H_1 має силу (за наявності корисного сигналу), щільність розподілу перетворених відліків \mathbf{y} також знаходиться в інтервалі $[0, 1]$, але це не

однорідна. Проекційні оцінки щільності розподілу перетворених відліків можуть бути отримані на основі сигналів від реальних цілей:

$$\hat{w}(y) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m k(y - y_i), \quad (3.22)$$

де $k(y)$ – деяка щільність ймовірності, y_i - відліки навчальної сигнальної вибірки, M – об'єм навчальної сигнальної вибірки. Ці оцінки підставляються у відношення правдоподібності. Процедура прийняття рішення в цьому випадку визначається виразом:

$$\hat{l}(y) = \prod_{j=1}^M \hat{w}(y_j). \quad (3.23)$$

Щоб спростити алгоритм виявлення сигналу, можемо прологарифмувати цей вираз і отримати більш корисну формулу:

$$\lambda(y) = \sum_{j=1}^M \ln(\hat{w}(y_j)). \quad (3.24)$$

Рішення про наявність сигналу приймається після порівняння $\lambda(y)$ з порогом рішення [46]. Цей поріг має постійне значення і залежить тільки від ймовірності хибної тривоги для всіх щільностей ймовірності сигналу і перешкоди.

3.3.3. Аналіз.

Залежність між ймовірністю виявлення і відношенням сигналу до перешкоди, вираженому в одиницях потужності представлена на рис.3.2. Ці характеристики отримані в результаті моделювання Монте-Карло. Безперервна крива відповідає запропонованому непараметричному алгоритму, а зображена штриховою лінією крива відповідає параметричному алгоритму, отриманому для того ж самого сигналу і перешкоди, α - ймовірність хибної тривоги. Крива для параметричного алгоритму виявлення була розрахована аналітично.

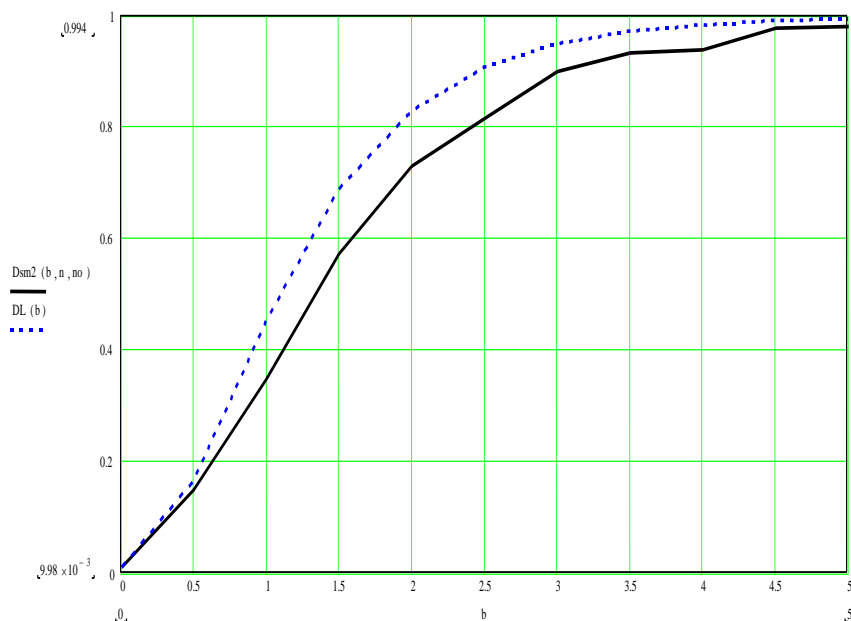


Рис.3.2. Характеристика виявлення. Сигнал и шум з розподілом
($\alpha = 0.01$, $M = 8$, $N = 50$) Релея.

Запропонований алгоритм виявлення має асимптотичну стабільність ймовірності помилкової тривоги при високій ефективності[46]. Ефективність підтверджується статистичним моделюванням. Проведено порівняння з параметричним алгоритмом виявлення, який базується на відношенні правдоподібності.

3.4. Ядерні оцінки характеристичної функції.

Згідно Ченцову, можна ввести емпіричну щільність імовірності як суму дельта-функцій, побудованих по варіаційному ряду вибірки $\mathbf{X} = (x_1, x_2, \dots, x_N)$:

$$f^*(x) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \delta(x - x_k). \quad (3.25)$$

Приклад емпіричної щільності ймовірності для дискретного сигналу представлений на рис.3.3. Тоді емпірична характеристична функція визначається наступним виразом:

$$\Theta^*(v) = \int_{-\infty}^{\infty} f^*(x) \cdot e^{ivx} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \delta(x - x_k) \cdot e^{ivx} dx = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N e^{ivx_k} \quad (3.26)$$

На рис.3.4 представлено емпіричну характеристичну функцію дискретного сигналу. Ядерна оцінка щільності ймовірності $\hat{f}(x) = \sum_{k=1}^N K(x - x_k)$, де

$K(x) = \frac{1}{N} w(x)$, $w(x)$ є деякою щільністю ймовірності, що може бути перетворена в оцінку характеристичної функції за допомогою перетворення Фур'є:

$$\hat{\Theta}(v) = \int_{-\infty}^{\infty} \hat{f}(x) \cdot e^{ivx} dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N w(x - x_k) \cdot e^{ivx} dx = \Theta_w(v) \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N e^{ivx_k} = \Theta_w(v) \cdot \Theta^*(v) \quad (3.27)$$

де $\Theta_w(v)$ - характеристична функція щільності розподілу $w(x)$.

На рис. 3.5 і рис. 3.6 представлено характеристичні функції ядра $\Theta_w(v)$ і ядерної оцінки дискретного сигналу $\hat{\Theta}(v)$. Оцінка щільності розподілу ймовірності, що отримана за допомогою ядерної оцінки характеристичної функції, представлена на рис. 3.3.

Ці результати отримані за допомогою статистичного моделювання (метод Монте-Карло) випадкового сигналу з нормальним розподілом. Ці оцінки розраховані, використовуючи 64 випадкові вибірки.

Отже, ми можемо думати, що цей вираз визначає ядерну оцінку характеристичної функції. Оцінка отримана множенням емпіричної характеристичної функції на характеристичну функцію ядра оцінки. Так, ми заміняємо процедуру оцінки в тимчасовій області фільтрацією з використанням характеристичної функції ядра оцінки в ролі частотної характеристики фільтра.

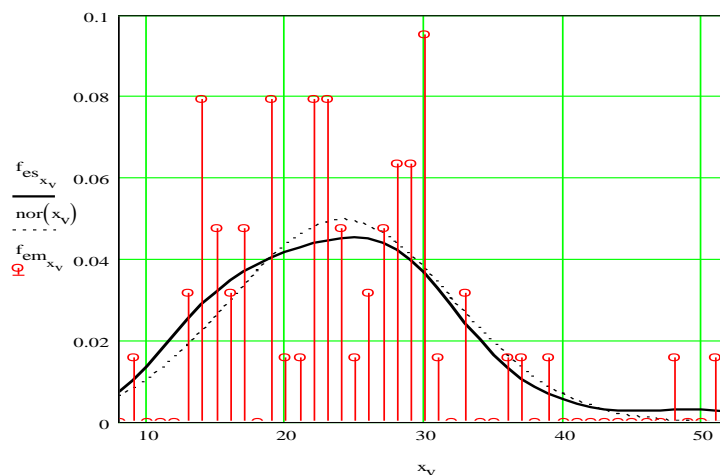


Рис.3.3. Оцінка щільності розподілу ймовірності сигналу з нормальним розподілом, що використовує зворотне перетворення Фур'є ядерної оцінки характеристичної функції (суцільна лінія). Теоретична крива розподілу (штрихова лінія). Емпірична щільність розподілу (червоні вертикальні лінії).

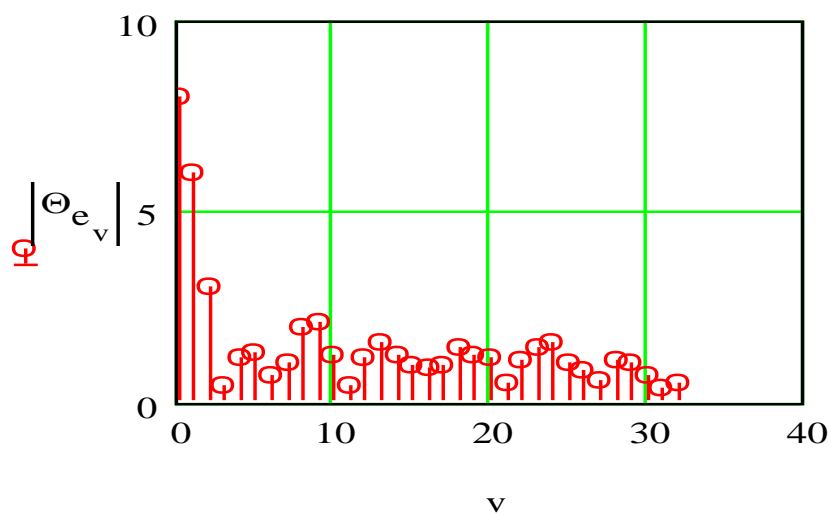


Рис. 3.4. Модуль емпіричної характеристичної функції.

Подібним способом може бути отримана ядерна оцінка перетворення Фур'є емпіричної функції розподілу. Емпірична функція розподілу може бути визначена виразом, що є інтегралом від емпіричної щільності ймовірності

$$F^*(x) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \sigma(x - x_k), \quad (3.28)$$

де $\sigma(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1, & x \geq 0 \end{cases}$ - функція. Ядерна оцінка функції розподілу

визначається виразом

$$\hat{F}(x) = \sum_{k=1}^N Q(x - x_k), \quad (3.29)$$

де $Q(x) = \frac{1}{N} \int_{-\infty}^x w(u) du$.

Оцінка характеристичної функції для цього випадку (перетворення Фур'є від функції розподілу) визначається виразом:

$$\hat{\Theta}_{\hat{F}}(v) = \frac{\Theta_w(v)}{-iv} \cdot \Theta^*(v). \quad (3.30)$$

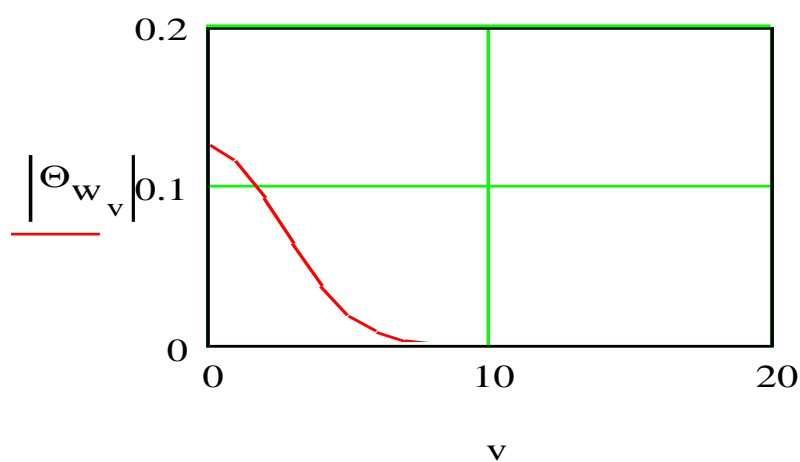


Рис.3.5. Ядро ядерної оцінки характеристичної функції.

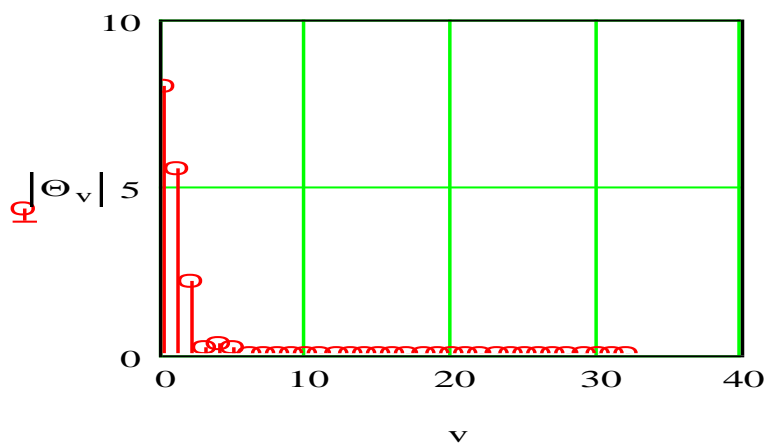


Рис.3.6. Модуль ядерної оцінки характеристичної функції.

3.5. Непараметричний алгоритм виявлення сигналу, що використовує ядерну оцінку характеристичної функції.

3.5.1. Синтез алгоритму виявлення.

Використовуючи ядерні оцінки характеристичної функції, ми можемо побудувати непараметричні алгоритми виявлення радіолокаційних сигналів у новому, тобто частотному просторі. Під частотою ми розуміємо параметр ν характеристичній функції. В [5,2] був запропонований і розроблений ядерний алгоритм виявлення сигналу, у якому для того, щоб одержувати рівномірний розподіл статистики сигналу, для нульової гіпотези було використано нелінійне функціональне перетворення вхідного сигналу за допомогою ядерної оцінки $\hat{F}(x)$ завади (3.16). Перетворена статистика $\mathbf{y}_s = \hat{F}(\mathbf{x}_s)$ має асимптотично рівномірний розподіл для нульової сигнальної гіпотези, у результаті чого ми одержуємо стійкий рівень імовірності хибної тривоги.

Перетворюючи наше функціональне перетворення в "частотну" область, ми можемо збільшити швидкість обробки сигналів, використовуючи алгоритм швидкого перетворення Фур'є і ядерні оцінки характеристичної функції.

Збільшення швидкодії в обчисленні ядерної оцінки щільності ймовірності з використанням оцінки характеристичної функції базується на відомому факті. Щоб обчислювати оцінку щільності ймовірності в просторі сигналів необхідно обчислити згортку ядра оцінки й емпіричної щільності розподілу сигналу. Алгоритм швидкого обчислення згортки в спектральній області, заснований на швидкому перетворенні Фур'є збільшує швидкість обчислень в 5-100 разів, залежно від розміру вибірки.

Перетворена статистика визначається виразом:

$$y_{sj} = \hat{F}(x_{sj}) = \frac{1}{2\pi N} \sum_{k=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\Theta_w(\nu_j)}{-i\nu_j} \cdot e^{-i\nu_j(x_{sj}-x_k)} d\nu_j = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\Theta_w(\nu_j)}{-i\nu_j} \cdot e^{-i\nu_j(x_{sj}-x_k)} d\nu_j \quad (3.31)$$

Розв'язувальне правило або алгоритм сигнального виявлення сигналу також перетворяться в "частотний" простір, де ми одержуємо вираження для

ядерної оцінки характеристичної функції корисного сигналу, що використовується щоб одержати оцінку сигнальної щільності ймовірності для гіпотези H_1 (присутність корисного сигналу, відбивався від мішені). Ця оцінка може бути описана формулою:

$$\hat{\Theta}_y(v) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N w_y(y - y_k) \cdot e^{ivy} dy = \Theta_{w_y}(v) \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N e^{ivy_k} = \Theta_{w_y}(v) \cdot \Theta_y^*(v), \quad (3.32)$$

де $\Theta_{w_y}(v)$ - характеристична функція деякої щільності ймовірності $w_y(y)$, що використовується як ядро оцінки, $\Theta_y^*(v)$ - емпірична характеристична функція вектора y .

Розв'язувальне правило може бути отримане як оцінка функції правдоподібності (щільність імовірності для гіпотези відсутності сигналу асимптотично однорідна)

$$l(\mathbf{y}_s) = \prod_{j=1}^n \hat{f}_y(y_{sj}) = \prod_{j=1}^n \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \Theta_{w_y}(v_j) \cdot e^{-iv_j(y_{sj} - y_k)} dv_j, \quad (3.32)$$

де $\hat{f}_y(y_{sj})$ - ядерна оцінка щільності ймовірності прийнятого сигналу в присутності корисного сигналу, $\Theta_{w_y}(v_j)$ - ядро для оцінки характеристичної функції прийнятого сигналу \mathbf{y}_s , що отримана з використанням навчальної статистики y . Рішення про наявність корисного сигналу, відбитого від цілі порівнянням виразу (3.32) з постійним порогом C .

3.5.2. Аналіз і статистичне моделювання алгоритму виявлення.

Результати математичного моделювання по методу Монте-Карло представлені на рис. 3.7. Імовірність виявлення для непараметричного алгоритму, що використовує ядерну оцінку була розрахована для пакета імпульсів, що складається з 8 імпульсів. Навчальна статистика складається з 64 значень. Корисний сигнал і шум (завада) мають той же самий розподіл Релея. Запропонований алгоритм рівняється із класичним параметричним алгоритмом, що використовує відношення правдоподібності.

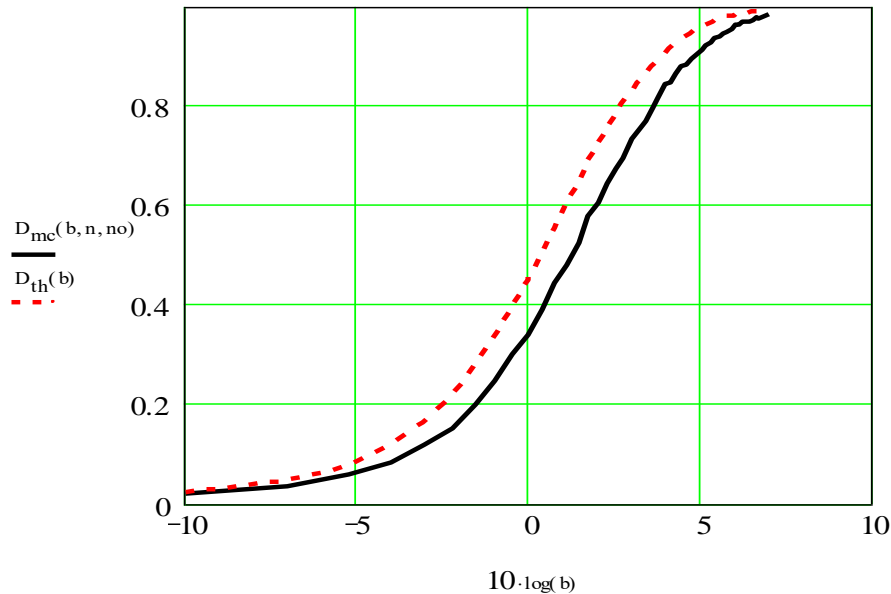


Рис.3.7. Характеристика виявлення як функція сигнал/шум по потужності в децибелах. Сигнал і шум(завада) з розподілом Рэлея. ($\alpha = 0.01$) Суцільна чорна крива - запропонований алгоритм, пунктирна - параметричний алгоритм.

3.6. Непараметричні алгоритми виявлення випадкових широкосмугових сигналів, які базуються на оцінках інтегральної функції розподілу ймовірності для МІМО локаторів.

3.6.1. Модель сигналу для МІМО локаторів.

У якості зондувального пропонується наступний сигнал: $\mathbf{x} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. Сумма відбитого сигналу та шуму приймача: $\mathbf{y} = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$. Якщо зондувальний сигнал затримати, на час відстані до цілі, у такому випадку отримаємо дискретизований сигнал \mathbf{y} , який буде корельований із зондувальним сигналом \mathbf{x} . Взаємна функція щільності ймовірності зондувального і відбитого сигналів (3.33):

$$f_{xy}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n f_{xy}(x_i, y_i) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i | x_i). \quad (3.33)$$

Взаємна функція щільності ймовірності зондувального і відбитого сигналів (у випадку відсутності корисного сигналу або якщо затримка не відповідає відстані до цілі) має наступний вигляд:

$$f_{xy}(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i | x_i) = \prod_{i=1}^n f_x(x_i) f_y(y_i). \quad (3.34)$$

Для радіолокаційних систем типу МІМО з m передавачами та m приймачами (3.34) може бути представлена у наступному вигляді:

$$f_{xy}^m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{k=1}^m \prod_{j=1}^m \prod_{i=1}^n f_{xy}(x_{ij}, y_{ik}) = \prod_{k=1}^m \prod_{j=1}^m \prod_{i=1}^n f_x(x_{ij}) f_y(y_{ik} | x_{ij}). \quad (3.35)$$

Для випадку коли перетворення сигналів відсутнє формула буде мати такий вигляд:

$$f_{xy}^m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \prod_{k=1}^m \prod_{j=1}^m \prod_{i=1}^n f_{xy}(x_{ij}, y_{ik}) = \prod_{k=1}^m \prod_{j=1}^m \prod_{i=1}^n f_x(x_{ij}) f_y(y_{ik}). \quad (3.36)$$

Для того щоб спростити результати всі формули представлені для одного каналу (один передавач один приймач). Загальна формула буде добутком результатів окремих каналів.

3.6.2. Функціональне перетворення, яке базується на понятті копули.

Використовуючи дві граничні інтегральні функції розподілу $x_T = F_x(x)$, $y_T = F_y(y)$ як функціональні перетворення можна перетворити вектор (x, y) в нову випадкову змінну (x_T, y_T) . Не складно довести, що вектор (x_T, y_T) має рівномірне розподілення якщо випадкові змінні x та y незалежні. Двовірна інтегральна функція розподілу перетворюваних змінних (x_T, y_T) називається копулою цих змінних і згідно з теоремою Склара:

$$F(x, y) = C(F_x(x), F_y(y)), \quad (3.37)$$

де $F(x, y)$ це двовірна інтегральна функція розподілу (x, y) .

Функція щільності розподілу Копули $C(x_T, y_T)$:

$$c(x_T, y_T) = \frac{\partial C(x_T, y_T)}{\partial x_T \partial y_T}. \quad (3.38)$$

Якщо корисний сигнал відсутній копулярна функція щільності має рівномірне розподілення в інтервалі $[0, 1]^2$. Інше розподілення в інтервалі $[0, 1]^2$ копулярна функція щільності має у випадку наявності корисного сигналу.

Для оцінки копулярної функції щільності використовуються ядерні оцінки. Підставимо в інтегральні функції розподілу $F_x(x)$ та $F_y(y)$ їх оцінки $\hat{F}_x(x)$ та $\hat{F}_y(y)$. Припустимо, що при збільшенні розміру вибірки, оцінка сходиться до інтегральної функції розподілу. Перетворення зондувального і відбитого сигналів (3.39) використаємо пізніше.

$$x_{Ti} = \hat{F}_x(x_i), \quad y_{Ti} = \hat{F}_y(y_i) \quad (3.39)$$

3.6.3. Оцінки копули.

Ядерні оцінки інтегральних функцій розподілу можна застосувати як у випадку з перетворенням (3.38), (3.39).

Отже, оцінка двомірної функції копули $c(x_T, y_T)$ має вигляд суми ядер $K_i(x_T, y_T)$:

$$\hat{c}(x_T, y_T) = \sum_{i=1}^n K_i(x_T, y_T), \quad (3.40)$$

де n це розмір вибірки, який є основою для знаходження оцінки.

Припустимо, що ядерні функції мають такий вигляд:

$$K_i(x_T, y_T) = \frac{1}{n} \omega(x_T - x_{Ti}, y_T - y_{Ti}), \quad (3.41)$$

де $\omega(x_T, y_T)$ - це функція розподілу, наприклад, функція нормального розподілу. (x_{Ti}, y_{Ti}) - це елемент вибірки i , який є базою для оцінки.

Для оцінки $\hat{F}_x(x)$ одномірної інтегральної функції розподілу ядра мають наступний вигляд:

$$P_i(x) = \frac{1}{n} \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{\infty} \omega(u - x_i, v - y_i) du dv. \quad (3.42)$$

3.7. Оцінки характеристичної функції для багатомірних розподілів.

3.7.1. Ядерні оцінки двовимірної характеристичної функції.

Двовимірна характеристична функція визначається виразом:

$$\begin{aligned} \Theta_2(v_1, v_2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) \cdot e^{iv_1 x_1} e^{iv_2 x_2} dx_1 dx_2 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) \cdot e^{i(v_1 x_1 + v_2 x_2)} dx_1 dx_2 = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) f(x_2 | x_1) \cdot e^{i(v_1 x_1 + v_2 x_2)} dx_1 dx_2 \end{aligned} \quad (3.43)$$

Емпірична двовимірна щільність може бути визначена як (рис. 3.8)

$$f^*(x_1, x_2) = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \delta(x_1 - x_{1k}) \cdot \delta(x_2 - x_{2k}) \quad (3.44)$$

У цьому випадку двовимірна емпірична характеристична функція виражається формулою:

$$\Theta_2^*(v_1, v_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \delta(x_1 - x_{1k}) \cdot \delta(x_2 - x_{2k}) \cdot e^{i(v_1 x_1 + v_2 x_2)} dx_1 dx_2 = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N e^{i(v_1 x_{1k} + v_2 x_{2k})} \quad (3.45)$$

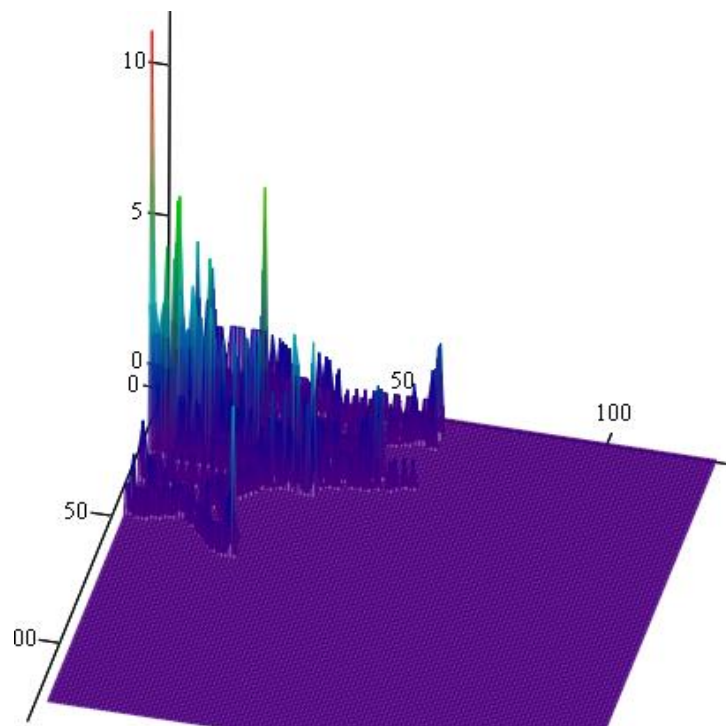


Рис.3.8. Емпірична двовимірна щільність.

Двовимірну характеристичну функцію можна задати через умовну і безумовну характеристичні функції

$$\begin{aligned}\Theta_2(v_1, v_2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1, x_2) \cdot e^{iv_1 x_1} e^{iv_2 x_2} dx_1 dx_2 = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) f(x_2 | x_1) \cdot e^{i(v_1 x_1 + v_2 x_2)} dx_1 dx_2 = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) \left[\int_{-\infty}^{\infty} f(x_2 | x_1) \cdot e^{iv_2 x_2} dx_2 \right] \cdot e^{iv_1 x_1} dx_1\end{aligned}\quad (3.46)$$

Визначимо проекцію випадкового процесу на випадковий вектор, заданий виразом:

$$f(\mathbf{x}) = f_1(x_1) \prod_{i=2}^N \frac{f_2(x_i, x_1)}{f_1(x_1)}.\quad (3.47)$$

Характеристична функція проекції:

$$\begin{aligned}\Theta_N^*(v_1, v_2, \dots, v_N) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) \prod_{i=2}^N \left[\int_{-\infty}^{\infty} f(x_i | x_1) \cdot e^{iv_i x_i} dx_i \right] \cdot e^{iv_1 x_1} dx_1 = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x_1) \prod_{i=2}^N \left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{f_2(x_i, x_1)}{f_1(x_1)} \cdot e^{iv_i x_i} dx_i \right] \cdot e^{iv_1 x_1} dx_1 \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f^{-(N-2)}(x_1) \prod_{i=2}^N \left[\int_{-\infty}^{\infty} f_2(x_i, x_1) \cdot e^{iv_i x_i} dx_i \right] \cdot e^{iv_1 x_1} dx_1 = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{i=1}^N \left[\int_{-\infty}^{\infty} \frac{f_2(x_i, x_1)}{f_1(x_1)} \cdot e^{iv_i x_i} dx_i \right] \cdot e^{iv_1 x_1} dx_1,\end{aligned}\quad (3.48)$$

якщо вважати, що $f_2(x_i, x_1) = f_1(x_i) f_1(x_1)$.

Згладжена характеристична функція (рис. 3.9):

$$\widehat{\Theta}(v_i, v_1) = \Theta_w(v_i, v_1) \cdot \Theta^*(v_i, v_1),\quad (3.49)$$

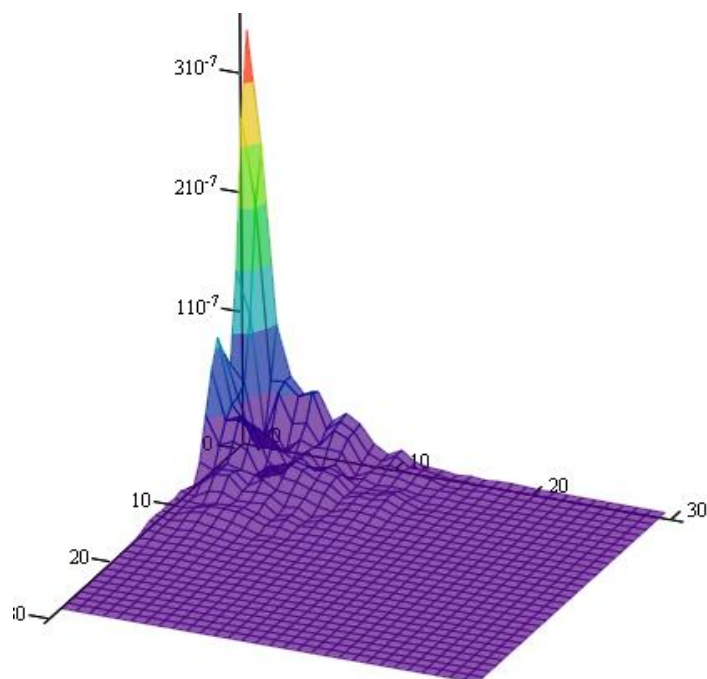


Рис.3.9. Емпірична характеристична функція радіолокаційного сигналу
(згладжена)

Оцінка двовимірної щільності ймовірності з використанням характеристичної функції (рис. 3.10).

$$\hat{f}(x_i, x_1) = \frac{1}{(2\pi)^2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \hat{\Theta}(v_i, v_1) \cdot e^{-j(v_i x_i + v_1 x_1)} dv_i dv_1 . \quad (3.50)$$

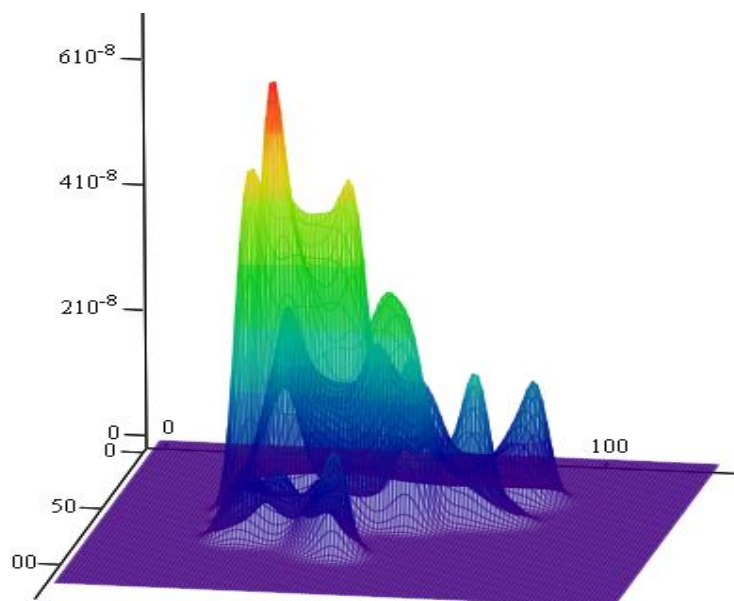


Рис.3.10. Оцінка двовимірної щільності ймовірності.

Оцінка випадкового процесу з використанням проекції та оцінки (3.50):

$$\hat{f}(x_1, x_2, \dots, x_N) = \prod_{i=1}^N \frac{\hat{f}_2(x_i, x_1)}{\hat{f}_1(x_1)} = \hat{f}_1(x_1) \prod_{i=2}^N \frac{\hat{f}_2(x_i, x_1)}{\hat{f}_1(x_1)}. \quad (3.51)$$

Запропонована метод легко узагальнюється для багатомірного випадку, що дозволяє робити висновки для випадків, коли радіолокаційний сигнал залежить не від одного, а від багатьох параметрів. Пропонуються ядерні непараметричні алгоритми для перевірки гіпотез про такі сигнали (наприклад, для сигналу метеорологічного радіолокатора із двома поляризаціями). Процес виявлення може бути перенесений в "частотний" простір (простір параметра ν), з використанням багатомірного швидкого перетворення Фур'є для обчислення згладжених оцінок характеристичної функції. Обчислення оцінок двовимірної щільності ймовірності для двох параметрів ілюстровано відповідно до схем, даними нижче. На рис. 3.11 двовимірна емпірична щільність розподілу реального сигналу представлена як сума дельта-функцій Дірака.

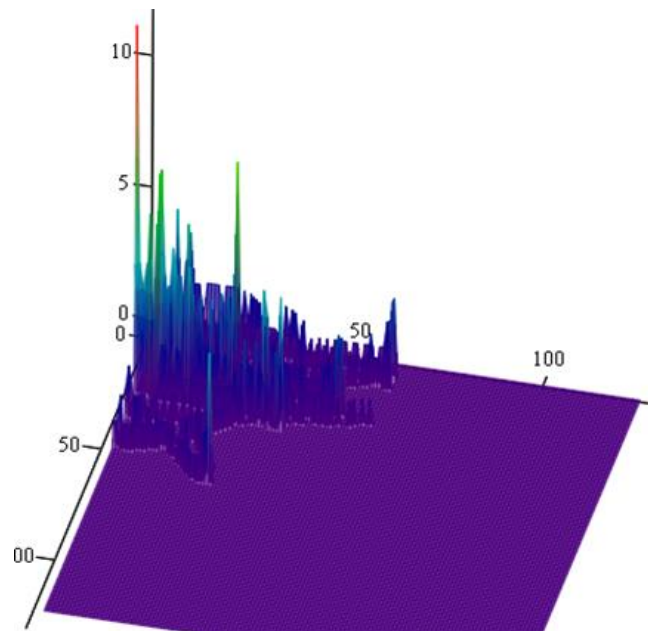


Рис.3.11. Емпірична двовимірна щільність розподілу ймовірності.

На рис.3.12 показане ядро оцінки в просторі сигналів.

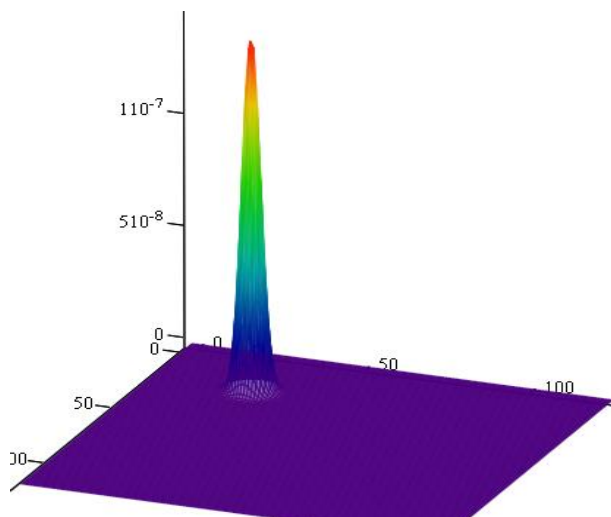


Рис.3.12. Ядро оцінки щільності ймовірності.

На рис.3.13 та рис.3.14 показана перетворення Фур'є від ядра оцінки й емпіричній характеристичній функції сигналу, отримане за допомогою швидкого перетворення Фур'є.

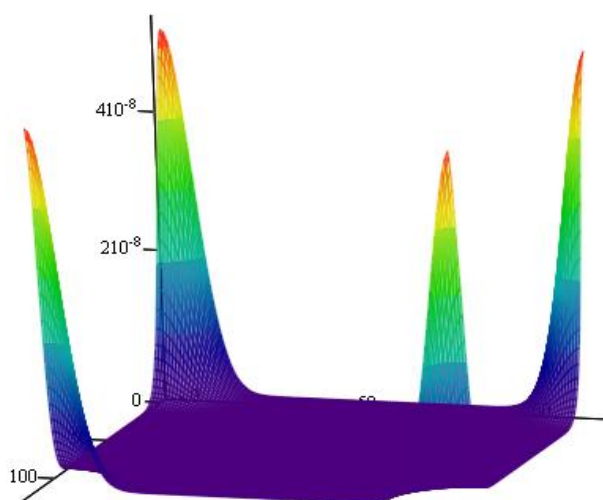


Рис.3.13. Характеристична функція ядра оцінки.

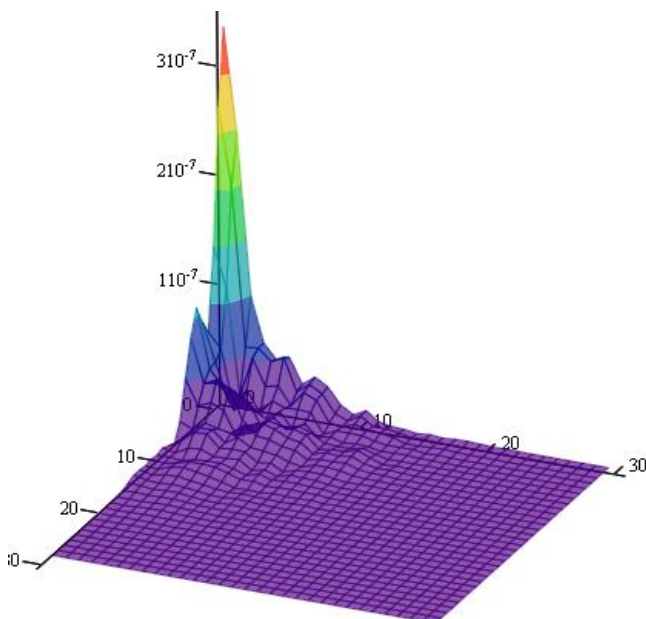


Рис.3.14. Згладжена емпірична характеристична функція радіолокаційного сигналу.

На рис. 3.15 показана двовимірна щільність імовірності, отримана за допомогою зворотного перетворення Фур'є:

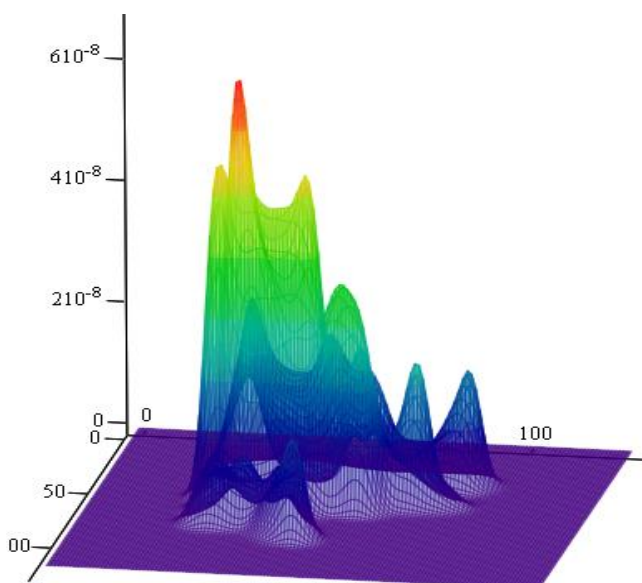


Рис.3.15. Оцінка двовимірної щільності ймовірності, отримана за допомогою ядерної оцінки характеристичної функції.

3.8. Алгоритм виявлення сигналу для широкосмугового шумового локатора типу МІМО з використанням копули.

Розглянемо підхід до синтезу алгоритмів обробки цифрового сигналу для широкосмугового шумового локатора та для содара. Запропоновані непараметричні алгоритми виявлення, які базуються на використанні копули. Також застосовуються локатори з багатьма входами і виходами. Для запропонованого алгоритму зроблено моделювання методом Монте-Карло. Експериментальна перевірка проведена на основі розробленої акустичної моделі, яку також було використано для розробки прототипу шумового содара. Запропоновані алгоритми можна використовувати в шумових локаторах для різних областей практичного застосування. Використання широкосмугового, шумового сигналу, в свою чергу, дає можливість отримати високу роздільну здатність як по швидкості так і по дальності.

3.8.1. Розв'язувальне правило.

Для того щоб синтезувати розв'язувальне правило на основі статистик \mathbf{x} та \mathbf{y} , необхідно отримати функцію щільності ймовірності цих статистик при гіпотезах H_0 та H_1 . Процедура виявлення базується на перевірці гіпотези щодо функції щільності ймовірності перетворених сигналів на основі критерію Неймана-Пірсона. У цьому випадку, розподіл перетворених статистик наближається до рівномірного розподілу при збільшенні розміру вибірки. Тоді розподіл перетвореної статистики при гіпотезі H_0 (ціль відсутня) асимптотично рівномірний. Отже перевірка гіпотези що ціль присутня зводиться до перевірки гіпотези щодо рівномірності розподілу перетворених статистик та відношення правдоподібності зводиться до функції правдоподібності статистик $(\mathbf{x}_T, \mathbf{y}_T)$. Підставимо у функцію правдоподібності її оцінку отриману за допомогою ядерних оцінок:

$$\lambda_T(\mathbf{x}_T, \mathbf{y}_T) = \prod_{i=1}^n \hat{c}(x_{Ti}, y_{Ti}), \quad (3.52)$$

де:

$$\hat{c}(x_{Ti}, y_{Ti}) = \sum_{j=1}^m K_j(x_{Ti}, y_{Ti}), \quad (3.53)$$

де m це розмір вибірки перевірочних статистик отриманих на основі відбиттів від цілі.

Прологарифмувавши вираз (3.52) отримаємо кінцевий вираз розв'язувального правила, яке дасть можливість виявити ціль:

$$\lambda_T(\mathbf{x}_T, \mathbf{y}_T) = \sum_{i=1}^n \ln(\hat{c}(x_{Ti}, y_{Ti})). \quad (3.54)$$

Цей результат можна застосувати і для системи МІМО:

$$\lambda_T(\mathbf{x}_T, \mathbf{y}_T) = \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \ln(\hat{c}(x_{Tij}, y_{Tik})). \quad (3.55)$$

Для того щоб прийняти рішення порівняємо $\lambda_T(\mathbf{x}_T, \mathbf{y}_T)$ з постійний порогом C . Незмінність порогу для прийняття рішення, що супроводжується стабільною ймовірнісною помилкою першого роду [15], забезпечується рівномірним розподілом статистики при гіпотезі H_0 . Щоб спростити практичну реалізацію запропонованого методу, ядерні оцінки розкладені на тригонометричні ряди та застосовано алгоритм швидкого перетворення Фур'є.

На рис.3.16 представлено залежність ймовірності виявлення від відношення сигнал/шум. Ці характеристики отримані за допомогою метода Монте-Карло, α - ймовірність хибної тривоги, розмір вибірки - 100.

На рис.3.16 представлений параметричний та непараметричний алгоритми. Результати параметричного алгоритму обробки трохи кращі. Необхідно зауважити що моделювання проводилось у випадку апіорної невизначеності щільностей ймовірностей сигналу та шуму. В реальній ситуації для невідомих сигналів та шумів використання непараметричних алгоритмів буде більш прийнятним.

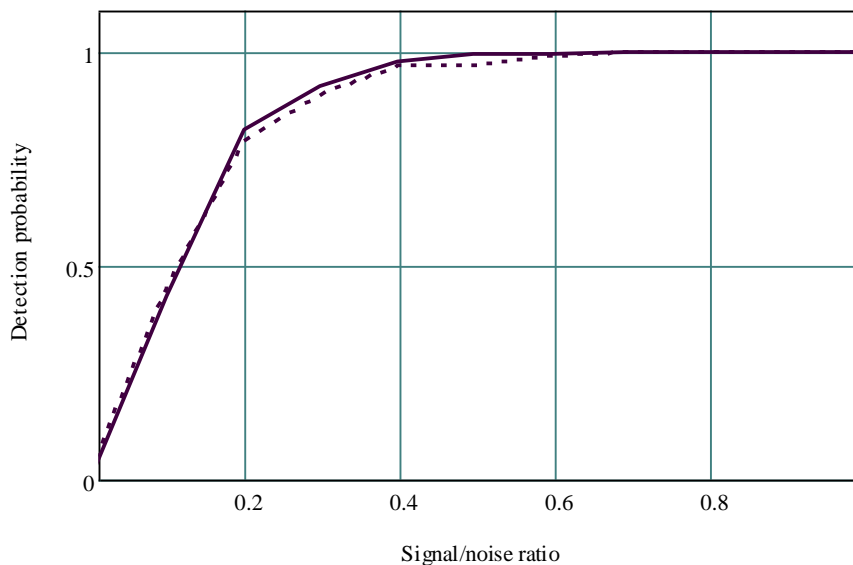


Рис.3.16. Залежність ймовірності виявлення від відношення сигнал/шум. Сигнал і шум мають нормальне розподілення. Суцільна крива – це параметричний алгоритм, пунктирна крива – непараметричний алгоритм ($\alpha = 0.01, N = 100$).

3.8.2. Експериментальне перевірка ефективності алгоритму виявлення.

Для перевірки властивостей алгоритмів виявлення була розроблена експериментальна акустична модель шумового локатора. Низька сигнальна частота та невелика швидкість звуку дозволила перевірити на практиці всі запропоновані алгоритми виявлення, у якості сигнального процесора було використано персональний комп'ютер.

Частота дискретизації зондувального шумового сигналу 44100 Гц. На рис.3.18 представлені зондувальний та відбитий шумові імпульси. Тривалість шумового імпульсу 250 мсек.

На рис.3.19 зображений спектр зондувального імпульсу. Ширина спектра приблизно 8000 Гц. Форма спектра визначається частотою відповіді гучномовця. Перетворений сигнал використовується для визначення цілі.

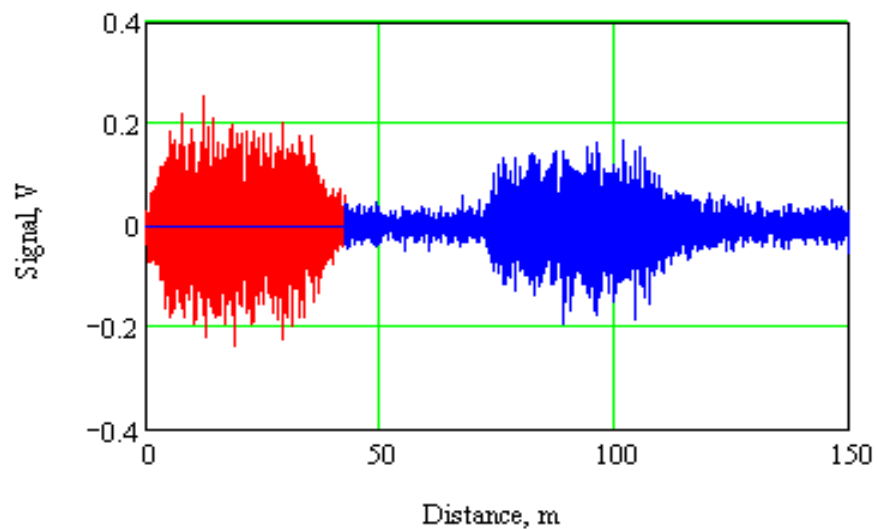


Рис.3.18. Зондувальний (ліворуч) та відбитий (праворуч) шумові імпульси. Відстань вимірюється в метрах.

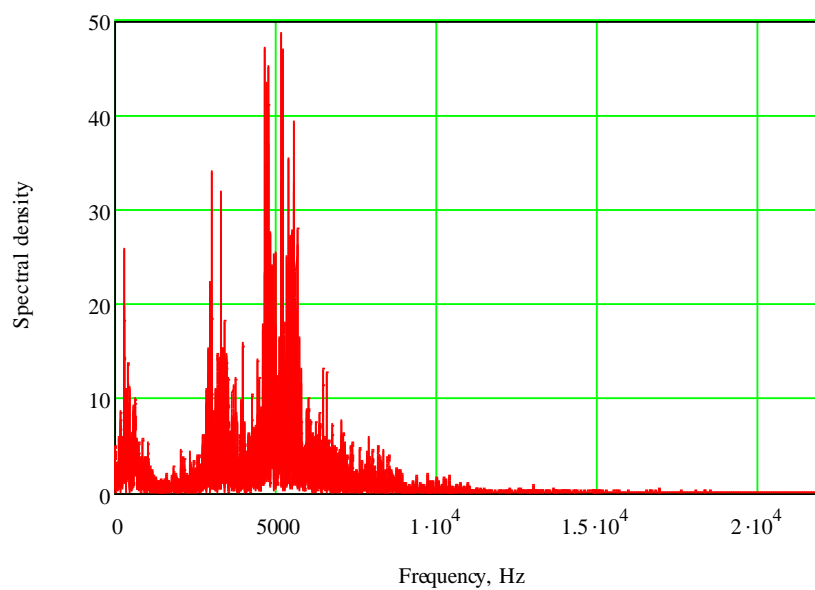


Рис.3.19. Спектр зондувального сигналу. Частота вимірюється в герцах.

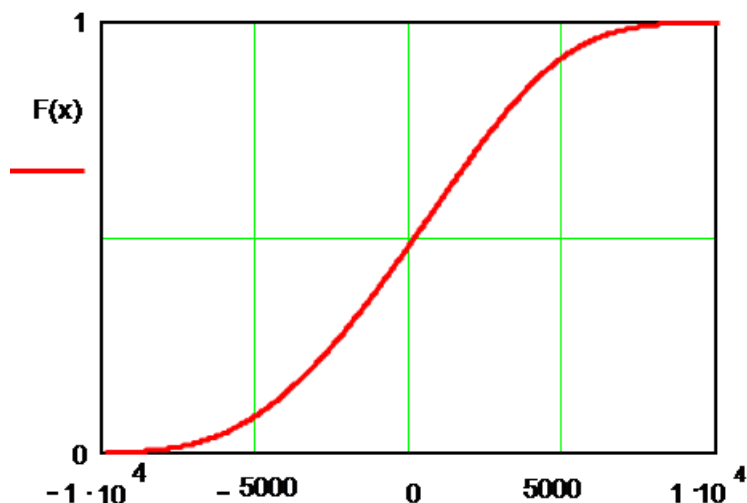


Рис.3.20. Ядерна оцінка часткової інтегральної функції розподілу (для $n=100$) зондувального сигналу експериментального акустичного локатора.

Приклад вимірювання відстані показаний на рис. 3.21. На графіку результат обчислення розв'язувальної функції (3.54) отримано з сигналу відбитого від будівлі. Значення розв'язувальної функції з координатами по дальності та швидкості представлені на рис.3.23.

За допомогою прямих вимірювань знайдено що відстань складає 70 м. В експерименті розділення по дальності менше ніж 1 м.

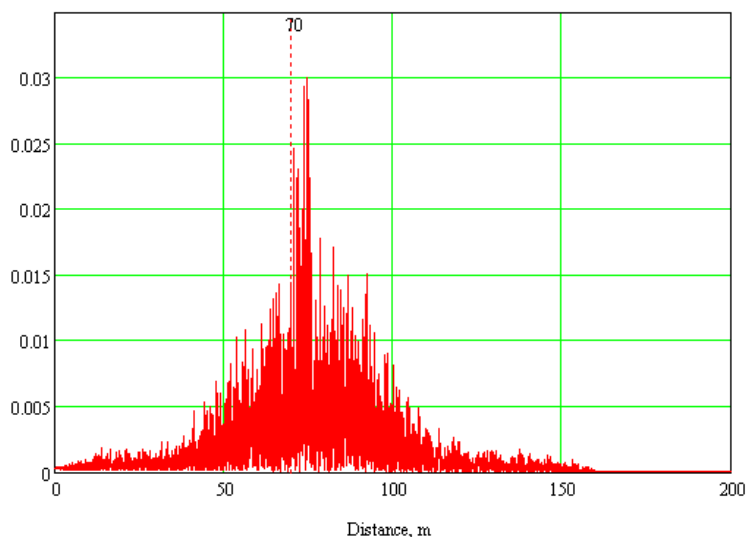


Рис.3.21. Значення розв'язувальної функції для сигналу відбитого від будівлі.
Відстань в метрах.

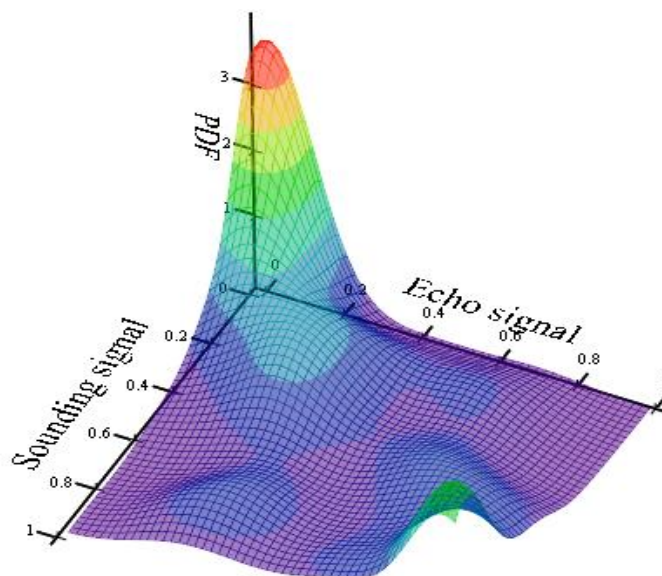


Рис.3.22. Ядерна оцінка щільності копули зондувального та ехо сигналів у випадку наявності корисного сигналу (відбитого від будівлі).

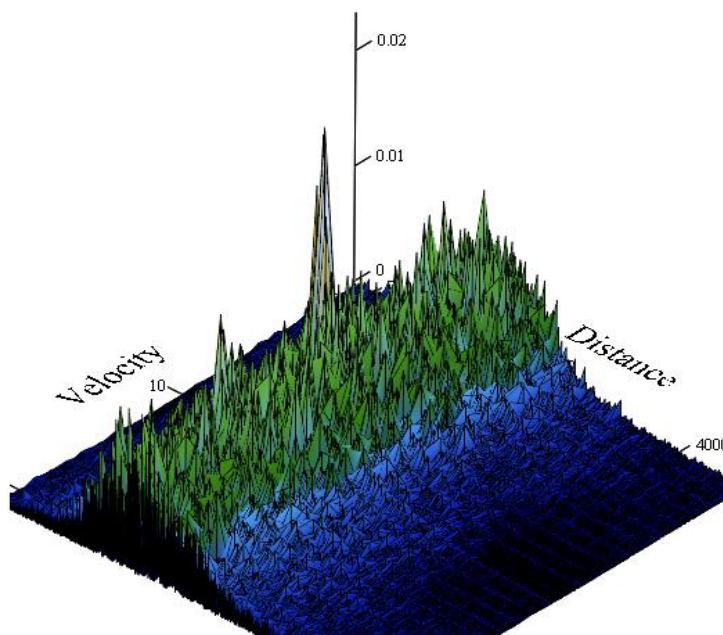


Рис.3.23. Значення розв'язувальної функції з координатами по дальності та швидкості (сигнал відбитий від будівлі). Відстань та швидкість – номери елемента дискретизації.

Алгоритм непараметричного виявлення був реалізований програмним чином і перевірений експериментально за допомогою експериментального звукового локатора з двома входами і одним виходом. Пристрій описано в розділі 5. На рис. 3.24. показані зондувальний і відбитий сигнали.

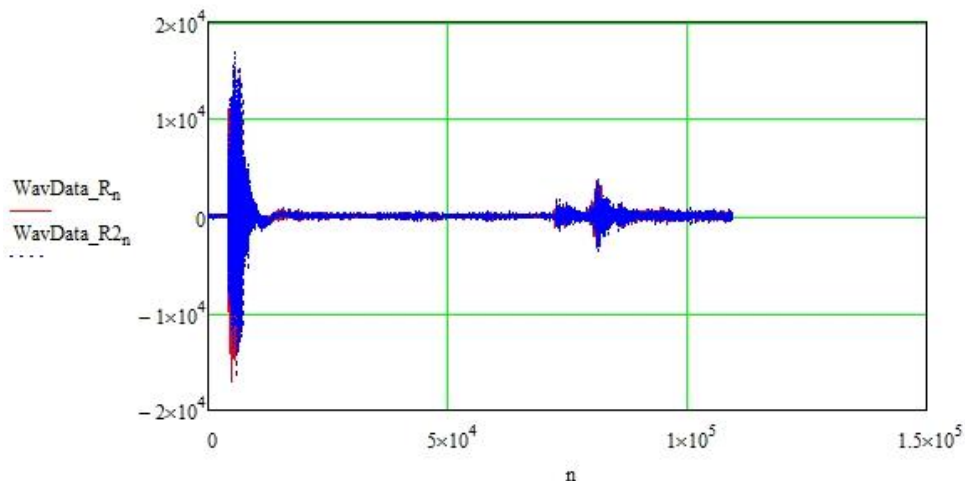


Рис. 3.24. Зондувальний і відбитий сигнали в 1 і 2 каналах. По горизонталі час в елементах дискретизації, по вертикалі – рівень сигналу в дискретний АЦП.

На рис.3.25 представлені ядерні оцінки інтегральних функцій розподілу зондувального і відбитого сигналів, які потім використовуються у якості нелінійного перетворення для отримання інваріантної статистики, що реалізує непараметричний алгоритм виявлення. На рис.3.26 показаний ще один варіант отримання непараметричної розв'язувальної статистики з проміжним перетворенням до нормального розподілу зі стандартними параметрами. Таке перетворення дозволяє побудувати спрощену реалізацію алгоритму виявлення, що має досить високу ефективність.

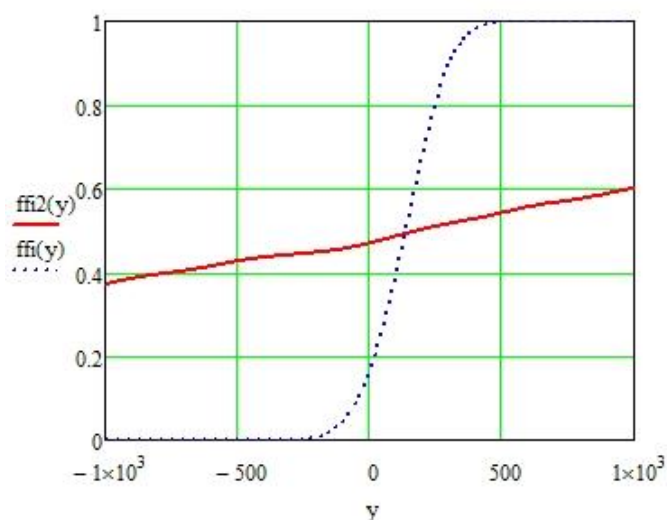


Рис.3.25. Оцінки інтегральної функції розподілу для зондувального (суцільна) і відображених (пунктирна крива) сигналів.

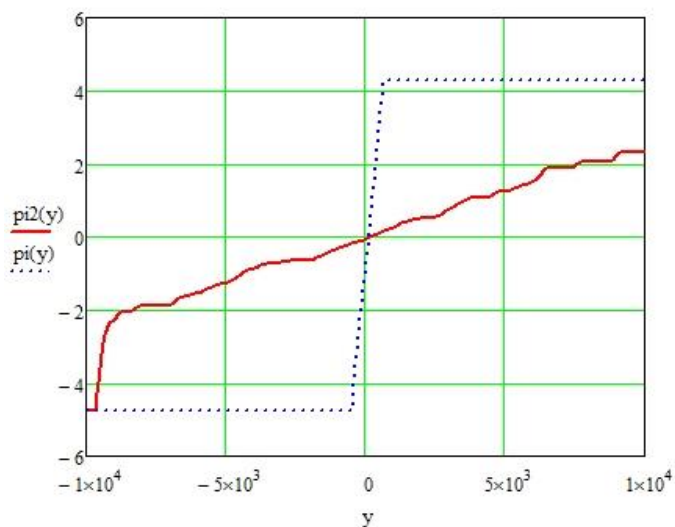


Рис.3.26. Нелінійні перетворення для зондувального (суцільна) і відображених (пунктирна лінія) сигналів.

Сигнали, після нелінійного перетворення, показані на рис. 3.27.

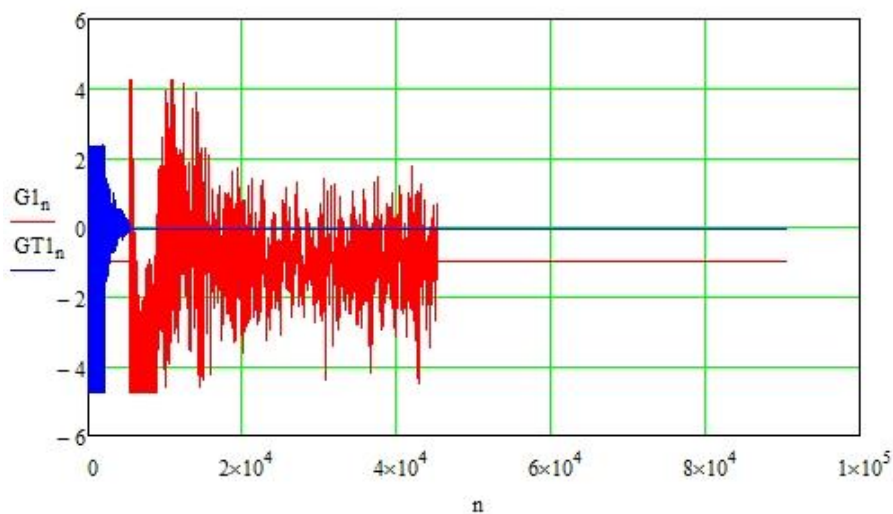


Рис.3.27. Зондувальний та відбитий сигнали після нелінійного перетворення.

Залежність розв'язувальної функції від дальності показана на рис. 3.28.

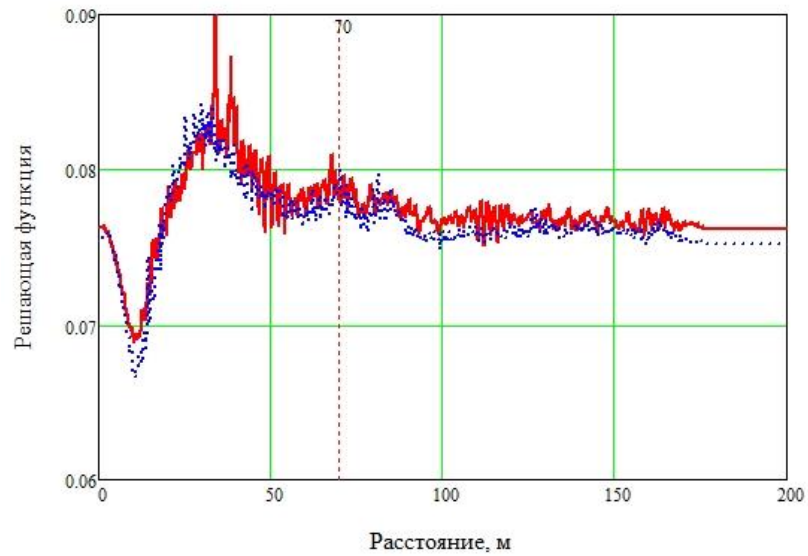


Рис.3.28. Залежність розв'язувальної функції від дальності для 1 і 2 каналів.

На рис. 3.29 та 3.30 показано зображення місцевості, отримане за допомогою експериментального двоканального локатора.

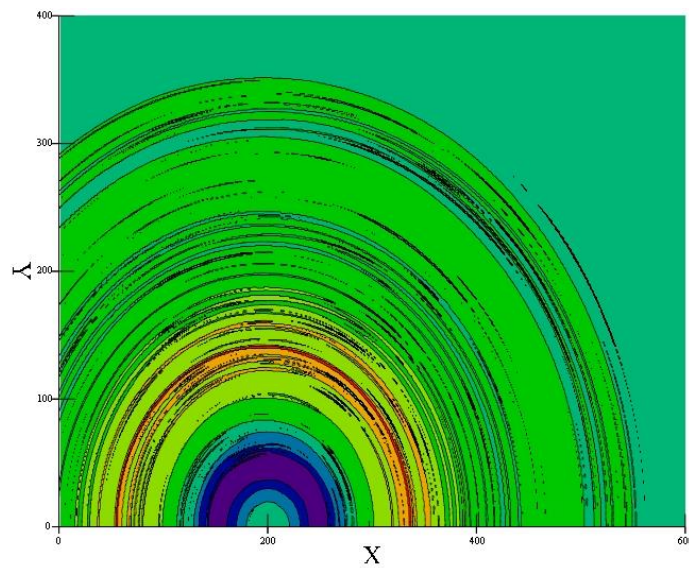


Рис.3.29. Зображення місцевості, отримане за допомогою непараметричного алгоритму

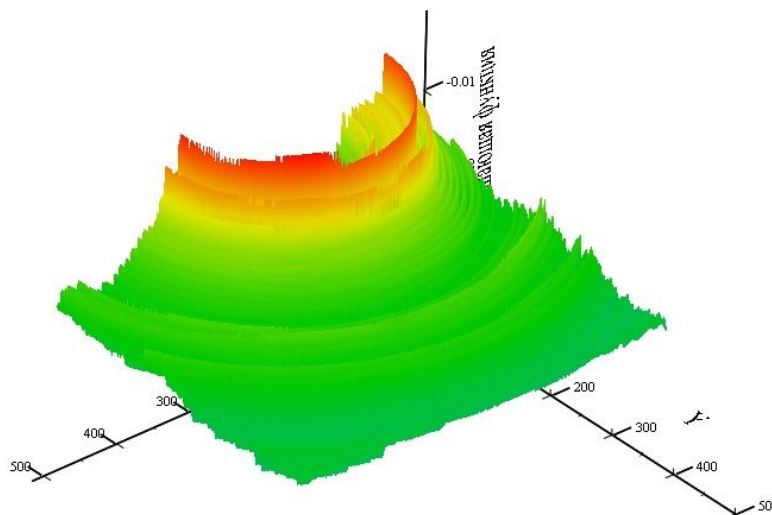


Рис.3.30. Зображення місцевості, отримане за допомогою непараметричного алгоритму

В даному пункті були розглянуті різні аспекти алгоритмів обробки сигналів для локатора з випадковим сигналом. Локатори з випадковим сигналом є найбільш цікавим типом локаторів, так як перш за все вони поєднують властивості широкосмугових локаторів з деякими характеристиками, які базуються на використанні випадкової природи зондувального сигналу. Ці нові властивості дозволяють спростити алгоритми виявлення сигналу, та одночасно вимірювати відстань, азимут і швидкість до цілі з високим рівнем розділення і високою точністю використовуючи шумовий зондувальний сигнал. Непараметричні алгоритми мають чудові властивості інваріантності до груп шумових та сигнальних перетворень та стабільний рівень ймовірності хибної тривоги. Важливо пам'ятати що всі хороші властивості зберігаються тільки у випадку використання незалежних вибірок. Завдяки своїй природі шумовий сигнал може формувати незалежні вибірки.

Розглянуто декілька альтернативних підходів до побудови алгоритмів виявлення сигналу. Ці підходи приводять до процедур виявлення із приблизно ідентичною ефективністю. Показано взаємозв'язок параметричних і непараметричних підходів.

Використання ядерних оцінок характеристичної функції було запропоновано, розроблено й перевірено для задач виявлення різних типів радіолокаційних сигналів. Нові непараметричні алгоритми виявлення радіолокаційних сигналів були розроблені на основі запропонованої методики.

Перетворюючи сигнал в "частотну" область ми можемо використати методи цифрової частотної, фільтрації для обчислення відносини правдоподібності й виявлення радіолокаційного сигналу. Можливість використання алгоритму швидкого перетворення Фур'є забезпечує високу швидкість обробки.

Аналіз довів високу ефективність запропонованих алгоритмів виявлення. Новий підхід і розроблені алгоритми можуть використатися в різних типах радіолокаторів.

РОЗДІЛ 4. КОПУЛЯРНА РАДІОЛОКАЦІЙНА ШИРОКОСМУГОВА ФУНКЦІЯ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

4.1. Копулярна функція.

Функціональне перетворення, яке базується на понятті копули описане у розділі 3 (підпункт 3.6.2), де воно застосовується для рішення задач виявлення сигналу. Там же, в цьому розділі були синтезовані непараметричні алгоритми виявлення сигналу, що використовують копулярне функціональне перетворення. Варто зауважити, що отримані алгоритми виявлення хоча і мають хороші властивості та при їх обчисленні також можна стикнутися з деякими труднощами. Представляється цікавим, отримати спрощений алгоритм виявлення, який би мав при цьому непараметричні властивості алгоритмів розглянутих у третьому розділі.

Такі алгоритми можуть бути отримані шляхом застосування класичних параметричних методів, розглянутих у другому розділі до статистик, отриманих з вихідних сигналів за допомогою копулярного перетворення, розглянутого в третьому розділі.

Як було показано в третьому розділі алгоритм виявлення може бути зведений до обчислення дисперсії зондувального і відбитого сигналів і їх коефіцієнта кореляції. Узагальненням поняття кореляційної функції, у випадку невідомої швидкості руху цілі, є функція невизначеності. У даному розділі пропонується нова модифікація широкосмугової функції невизначеності, яка може бути використана як в задачах виявлення сигналу так і в завданнях аналізу форми сигналу.

4.2. Копулярна функція невизначеності для широкосмугових випадкових локаційних сигналів.

В цьому розділі наводиться узагальнення та покращення широкосмугової функції невизначеності для локаційних сигналів. Зондувальні сигнали та відбиті локаційні сигнали мають різні функції щільності ймовірності, що не береться до

уваги в класичному визначенні звичайної функції невизначеності. Узагальнення функції невизначеності, яке пропонується в даній роботі, базується на понятті Копули і не залежить від функції щільності ймовірності. Узагальнена копулярна функція невизначеності корисна як для аналізу та синтезу зондувальних сигналів (авто-невизначеність) так і для виявлення та вимірювання відбитого сигналу (взаємна невизначеність). Застосування запропонованого підходу дасть змогу не бути залежними від щільності ймовірності сигналу, а використовувати також непараметричний підхід з постійною ймовірністю хибних тривог.

Досить часто для багатьох застосувань локатора зондувальні та відбиті сигнали можуть розглядатися як випадкові процеси. В такому випадку функцію невизначеності можна визначити як перетворену кореляційну функцію [2]. Форма такої функції невизначеності залежить не тільки від відношень між даними, які є функціями часу, а і від форми функції щільності ймовірності зондувального та відбитого сигналу.

В математичній статистиці, поняття копули пропонується для опису характеру зв'язку між випадковими значеннями. На відміну від коефіцієнта кореляції, копулярна оцінка зв'язку не залежить від виду одномірної щільності ймовірності як зондувального так і відбитого сигналу. Цей підхід можна застосовувати для того щоб отримувати нові функції невизначеності для широкосмугового випадкового сигналу [2].

Результатом інтегрального перетворення за допомогою копули довільного випадкового значення є випадкова величина з рівномірним розподілом. В такому (рівномірному) розподілі, моменти вищих порядків (вищих за другий порядок) не дорівнюють нулю. Це може призвести до певних складностей при обробці, аналізі та представленні сигналу.

В роботі пропонується додаткове перетворення сигналу, отримане шляхом перетворень за допомогою копули, що веде до нормального гауссівського. Результируючий сигнал характеризується моментами порядку яких більші за 2 рівними 0.

Застосування такого підходу корисно для обробки сигналу в шумовому локаторі та у випадку пасивного локатора з опорним сигналом різних джерел розроблених для різних цілей.

4.3. Функціональне перетворення копули.

Завданням є розробка нової статистики, яка б була інваріантна до всіх можливих змін функції щільності ймовірності зондувального та відбитого сигналів. Статистику можна отримати за допомогою спеціального нелінійного функціонального перетворення.

Перетворимо вектор (x, y) на нову випадкову змінну (x_T, y_T) , використавши для цього граничні інтегральні функції розподілу $x_T = F_x(x)$, $y_T = F_y(y)$ як функціональні перетворення. Не складно довести, що вектор (x_T, y_T) має рівномірне розподілення, якщо випадкові змінні x та y незалежні. Двомірна інтегральна функція розподілу перетворених змінних називається копулою цих змінних, описана у 3 розділі.

Якщо випадкові процеси $X(t)$ та $Y(t)$ незалежні, то копулярна функція щільності має рівномірне розподілення на інтервалі $[0, 1]^2$. Підставимо у функції розподілення $F_x(x)$ та $F_y(y)$ їх оцінки $\hat{F}_x(x)$ та $\hat{F}_y(y)$ [5]. При збільшенні розміру вибірки оцінка буде наближатися до інтегральної функції розподілу.

Перетворення зондувального і відбитого сигналів $x_{Ti} = \hat{F}_x(x_i)$, $y_{Ti} = \hat{F}_y(y_i)$ застосовується для обчислення копулярної функції невизначеності. Для оцінки копулярної функції невизначеності в роботі використовувались ядерні оцінки [4]. Приклад такого перетворення, отриманого за допомогою шумового акустичного локатора зображений на рис.4.2. Вхідний та перетворений локаційні сигнали продемонстровані на рис.4.3. та рис.4.4. Зондувальний сигнал це широкосмуговий шум з нормальним розподіленням, отриманий за допомогою псевдовипадкового генератора чисел [45].

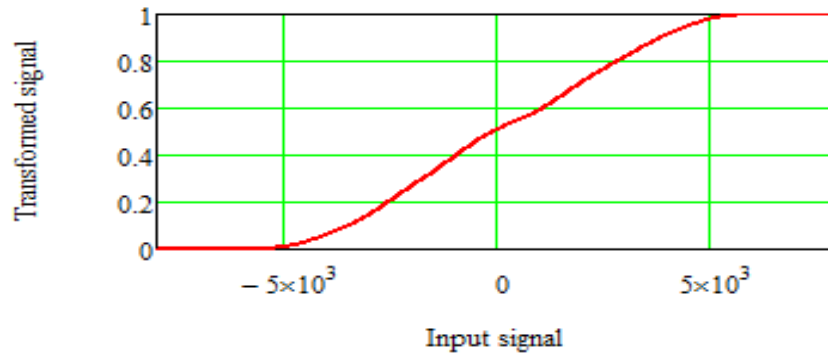


Рис.4.2. Копулярне функціональне перетворення. Вхідний сигнал у дискретах АЦП які дорівнюють $15.2587891 \mu\text{V}$.

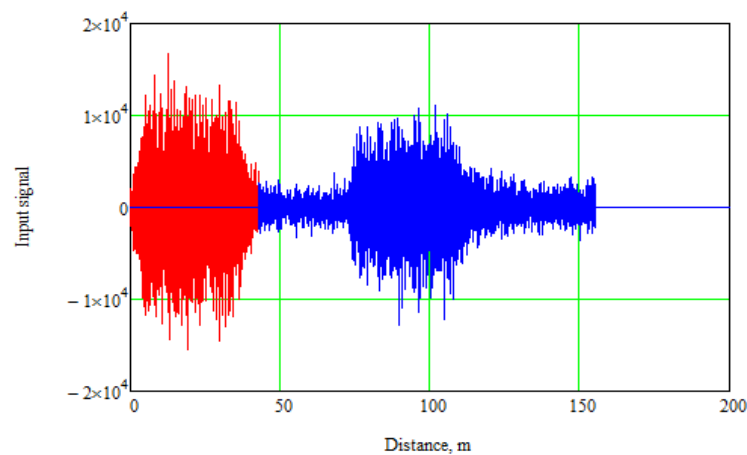


Рис.4.3. Зондувальний (червоний) та відбитий сигнали (синій). Вхідний сигнал у дискретах АЦП які дорівнюють $15.2587891 \mu\text{V}$.

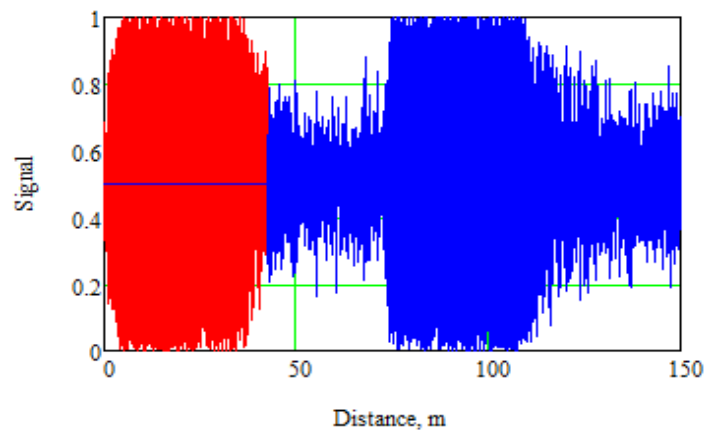


Рис.4.4. Зондувальний (червоний) та відбитий сигнал (синій) після нелінійного перетворення.

4.4. Ядерні оцінки копули.

Ядерні оцінки інтегральних функцій розподілу використовуються як функції перетворення. Отже, оцінка двомірної копулярної функції щільності $c(x_T, y_T)$ представлена як сума ядер $K_i(x_T, y_T)$:

$$\hat{c}(x_T, y_T) = \sum_{i=1}^n K_i(x_T, y_T), \quad (4.1)$$

де n - розмір вибірки.

Копулярна ядерна оцінка щільності обчислена для сигналів акустичного шумового локатора і представлена на рис. 4.5.

Припустимо що ядра мають наступний вигляд:

$$K_i(x_T, y_T) = \frac{1}{n} w(x_T - x_{Ti}, y_T - y_{Ti}), \quad (4.2)$$

де $w(x_T, y_T)$ - деяка щільність ймовірності, що має, наприклад, нормальний закон розподілу, (x_{Ti}, y_{Ti}) - елемент вибірки i , який є основою для оцінки.

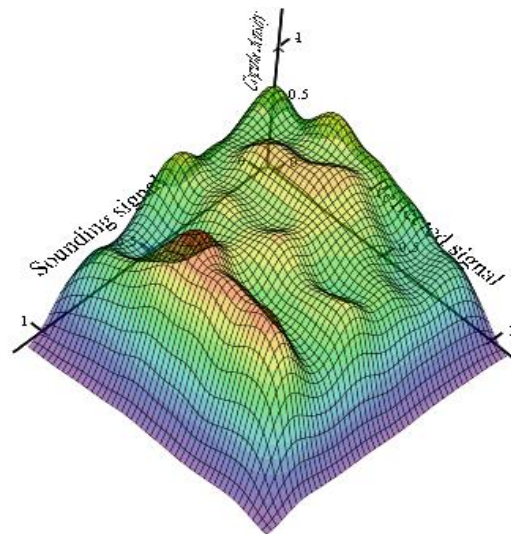


Рис. 4.5. Ядерна оцінка двомірної копулярної щільності для акустичного локаційного сигналу.

Для оцінки $\hat{F}_x(x)$ одномірної інтегральної функції розподілу ядра виглядають наступним чином:

$$P_i(x) = \frac{1}{n} \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^{\infty} w(u - x_i, v - y_i) dudv. \quad (4.3)$$

Ядерна оцінка для самої копули представлена на рис.7.

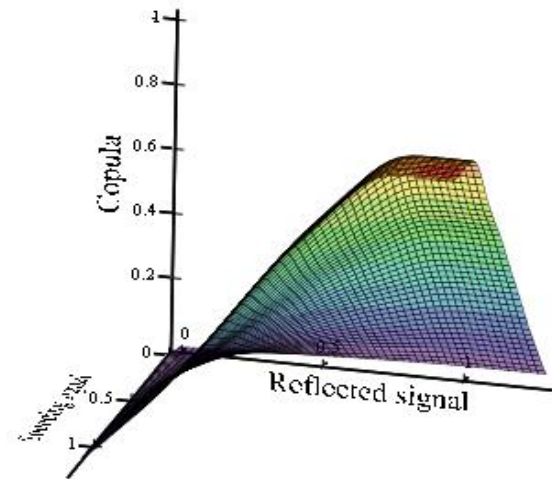


Рис.4.7. Ядерна оцінка двомірної копули для акустичного локаційного сигналу
Вибірка сигналів після нелінійного популярного перетворення показана на
рис. 4.6.

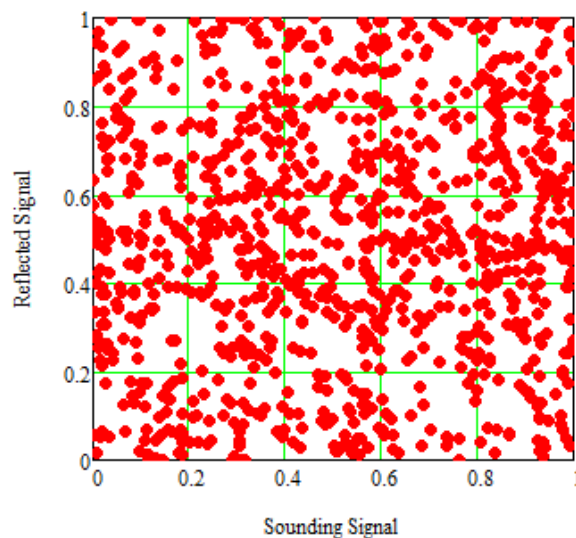


Рис.4.6. Вибірки зондувального та відбитого сигналів після популярного
перетворення.

4.5. Копулярна функція невизначеності.

Використовуючи копулярну функцію щільності, знаходимо її копулярну функцію невизначеності як другий центральний момент щільності розподілу копули [2]:

$$\chi(\tau, \alpha) = \sqrt{|\alpha|} E \left\{ (F_x(X(t)) - m_x)(F_y(Y^*(\alpha(t - \tau))) - m_y) \right\} \quad (4.4)$$

Для ергодичного процесу має вигляд:

$$\chi(\tau, \alpha) = \sqrt{|\alpha|} \int_{-\infty}^{\infty} (F_x(x(t)) - m_x)(F_y^* y(\alpha(t - \tau)) - m_y) dt \quad (4.5)$$

Застосувавши ядерні оцінки інтегральної функції щільності отримаємо ядерну оцінку копулярної функції невизначеності:

$$\chi(\tau, \alpha) = \sqrt{|\alpha|} \int_{-\infty}^{\infty} (\hat{F}_x(x(t)) - m_x)(\hat{F}_y^* y(\alpha(t - \tau)) - m_y) dt. \quad (4.6)$$

Також пропонується евристичний варіант функції (4.6), де використана оцінка моменту другого порядку для рівномірного розподілення [8]. Щоб отримати статистики, які залежать від двох параметрів застосовується додаткове функціональне перетворення в якому копулярна статистика перетворюється до нормального розподілення:

$$\chi(\tau, \alpha) = \sqrt{|\alpha|} \int_{-\infty}^{\infty} F_N^{-1}(\hat{F}_x(x(t))) F_N^{-1}(\hat{F}_y^* y(\alpha(t - \tau))) dt, \quad (4.7)$$

де F_N^{-1} - обернена інтегральна функція для нормального розподілу

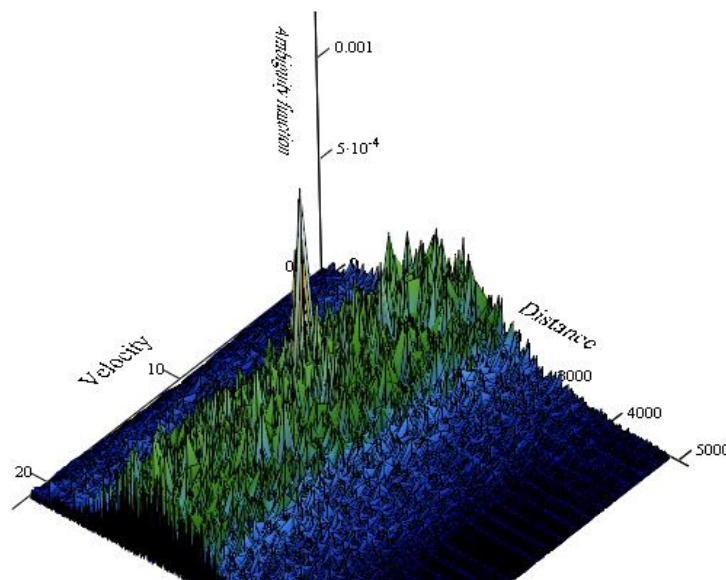


Рис.4.8. Оцінка копулярної функції взаємної невизначеності для акустичного локатора. Відстань в елементах дискретизації по дальності, швидкість в елементах дискретизації по швидкості. Один елемент дискретизації по швидкості дорівнює 1м/сек. 11 відповідає нульовій швидкості, один елемент дальності дорівнює 0.0038820862 м.

За допомогою розробленого і сконструйованого шумового акустичного локатора [3], копулярна функція невизначеності була виміряна для реальних сигналів. Акустичний локаційний зондувальний сигнал - це широкосмуговий випадковий сигнал з нормальним розподіленням. Сигнал відбитий від твердого об'єкта на відстані 70 м від локатора. Сигнали представлені на рис.4.3. та рис.4.4. Для цих сигналів було знайдено функцію невизначеності і копулярну функцію невизначеності (4.4). Результати представлені на рис.4.8., рис.4.9.

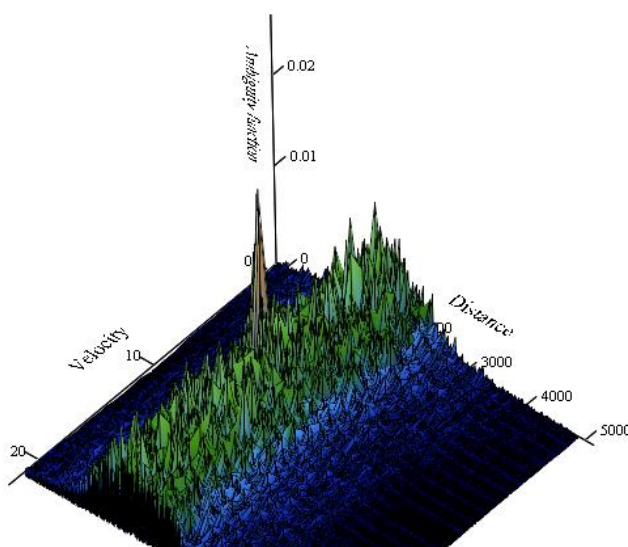


Рис.4.9. Оцінка копулярної функції взаємної невизначеності (з додатковим функціональним перетворенням) для акустичного локатора.

Переріз функції невизначеності в часовій (відстань) області при нульовій швидкості цілі являється кореляційною функцією. Результати обчислень представлені на рис.4.10. Було використано той же сигнал [6], що і для рис.4.1. Такі ж обчислення були зроблені і для перерізу копулярної функції невизначеності. Результати представлені на рис.4.11.

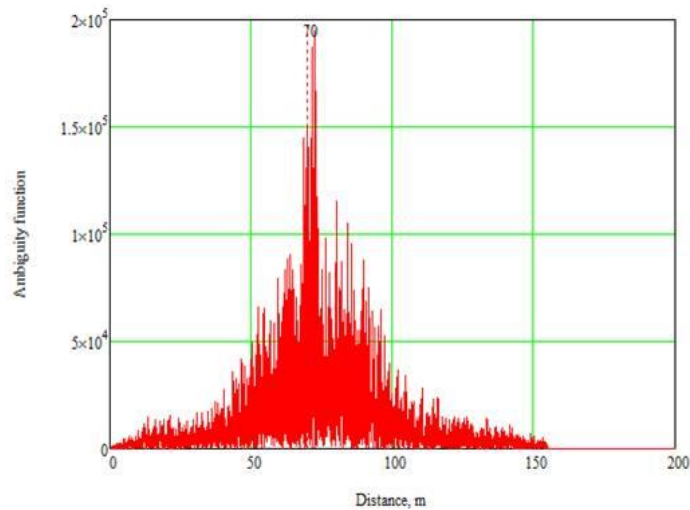


Рис. 4.10. Оцінка перерізу функції взаємної невизначеності (взаємна кореляційна функція) для акустичного локатора

Форма запропонованого варіанту функції невизначеності не залежить від функції щільності ймовірності зондувального та відбитих сигналів. Тому алгоритми виявлення сигналу, які базуються на цьому понятті не залежать від форми функції розподілу. Вони також мають постійний рівень ймовірності хибної тривоги [7]. Виявлення можна провести за допомогою простого порівняння з порогом копулярної функції невизначеності.

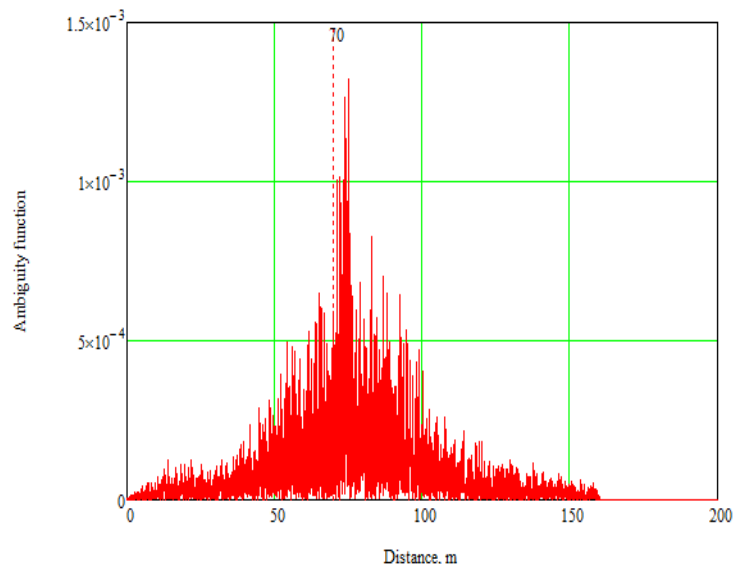


Рис. 4.11. Оцінка перерізу копулярної функції взаємної невизначеності (взаємна кореляційна функція) для акустичного локатора

Отже, у цьому розділі було запропоновано узагальнення функції невизначеності для локаційних сигналів. На відміну від класичного представлення функції невизначеності, запропонований варіант функції не залежить від функції щільності ймовірності сигналу. Та може бути використаний як «чиста міра» залежності між зондувальним та відбитим сигналами, а також для аналізу потенціальних властивостей сигналів. Запропонований підхід може бути використаний для опису властивостей випадкового зондувального сигналу та для непараметричного сигналу. Застосування такого підходу корисно для обробки сигналу в шумовому локаторі та у випадку пасивного локатора з опорним сигналом різних джерел розроблених для різних цілей, таких як: стільникова радіотелефонія, телевізійні станції передавання та ін.

РОЗДІЛ 5. ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИЙ ЗВУКОВИЙ ЛОКАТОР ТА ВИМІРЮВАННЯ, ЯКІ ПРОВЕДЕНІ З ЙОГО ДОПОМОГОЮ

5.1. Звуковий локатор.

Для проведення експериментальних досліджень були виготовлені експериментальні зразки звукового локатора – содара. Локатори були сконструйовані з використанням принципу локатора, що працює з використанням реалізації основних алгоритмів формування сигналу і його обробки за допомогою програмного забезпечення (software radar).

Генерація зондувального сигналу проводилася за допомогою персонального комп'ютера, потім сигнал відтворювався за допомогою цифро-аналогового перетворювача звукової карти комп'ютера і подавався на вихідний підсилювач звукової частоти, навантажений на п'єзоелектричний гучномовець FX-308B. Відбитий сигнал надходив на електретний мікрофон, посилювався попереднім підсилювачем звукової частоти і надходив на аналого-цифровий перетворювач звукової карти комп'ютера.

Вся подальша обробка сигналу і його візуальне відображення проводилася за допомогою комп'ютера. У першому варіанті локатора (рис.5.1, рис.5.2) випромінювач (гучномовець) і мікрофон були встановлені у фокусах двох параболічних відбивачів, у якості яких були використані параболічні антени, призначені для супутникового телебачення.

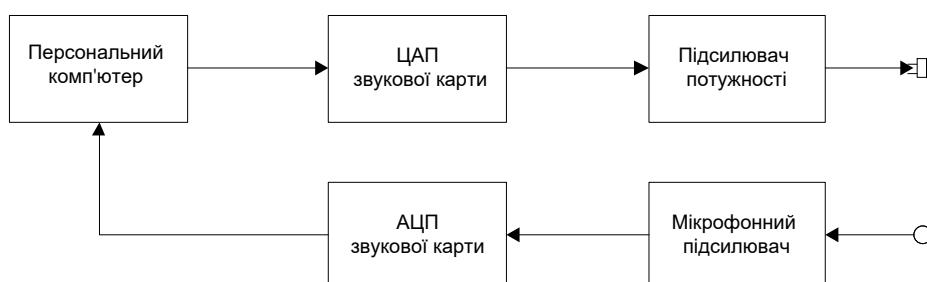


Рис.5.1. Перша модель експериментального звукового локатора.
Функціональна схема.

Шумовий сигнал був сформований за допомогою стандартного датчика випадкових чисел програмного продукту Mathcad і представляє собою

послідовність незалежних випадкових чисел з нормальним законом розподілу (рис.5.3 і рис.5.4). Таким чином, сформований комп'ютером широкосмуговий сигнал являється білим шумом з обмеженим спектром (рис.5.6).

Частота дискретизації зондувального сигналу дорівнює 44100 Гц. На рис.5.5 представлені зондувальні і відбиті шумові імпульси, записані мікрофоном приймача. Тривалість шумового зондувального імпульсу становить 250 мілісекунд.



Рис.5.2. Перша модель експериментального звукового локатора

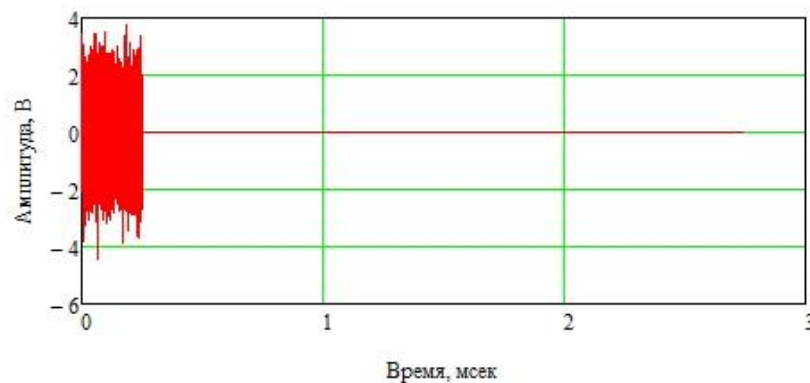


Рис.5.3. Зондувальний сигнал, який сформований генератором випадкових чисел

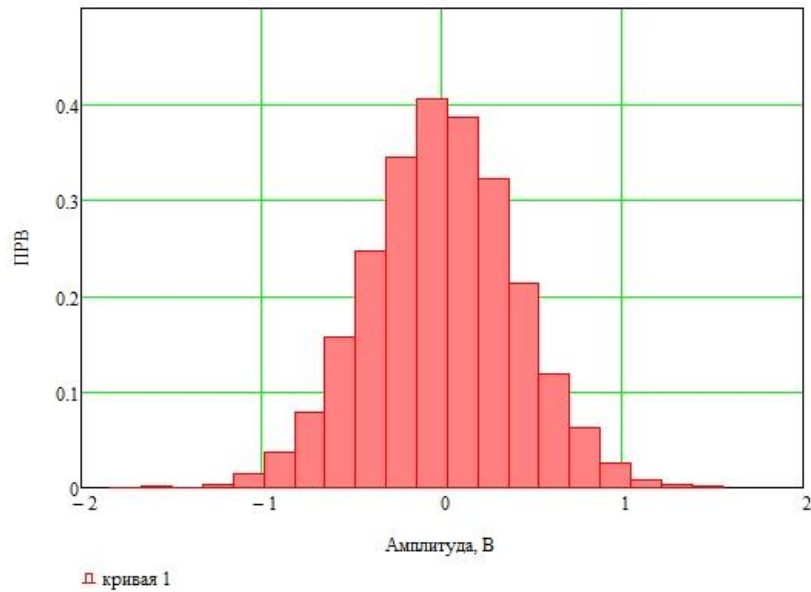


Рис.5.4. Оцінка щільності ймовірності (гістограма) зондувального сигналу, який сформований генератором випадкових чисел

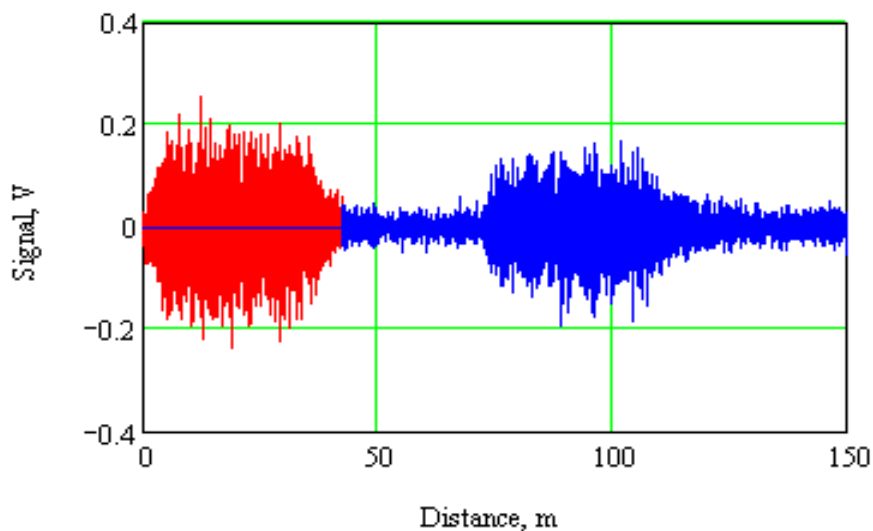


Рис.5.5. Зондувальний і відображений шумові імпульси. Відстань в метрах.

На рис.5.7 представлений спектр випроміненого зондувального сигналу, записаний мікрофоном приймача. Спектр отриманий за допомогою прямого обчислення дискретного перетворення Фур'є, зондувального сигналу, показаного на рис.5.5, без використання будь-яких віконних згладжуючих функцій. Ширина спектра приблизно 8 кГц. Його форма обумовлена імпульсною характеристикою п'єзоелектричного випромінювача (гучномовця).

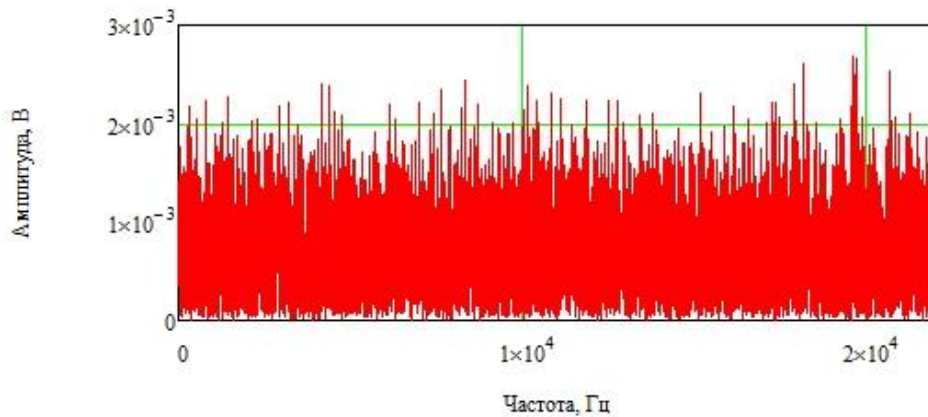


Рис.5.6. Спектр сигналу зондування, який сформований генератором випадкових чисел. Частота в Гц.

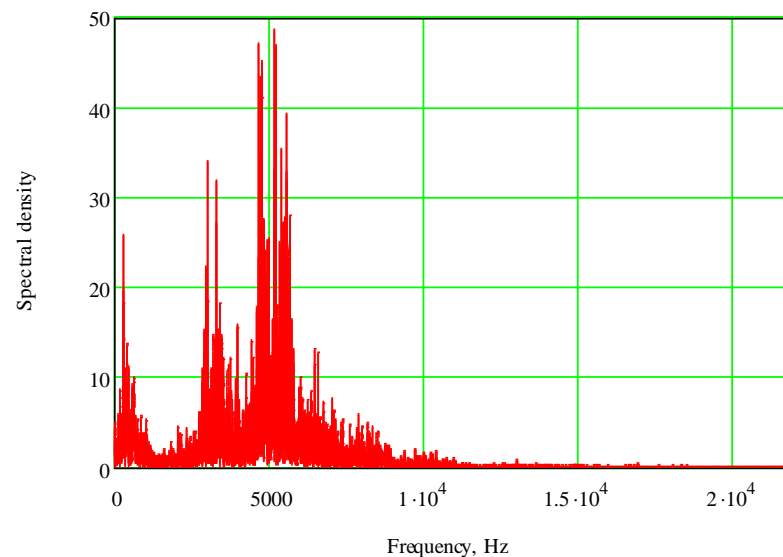


Рис.5.7. Спектр сигналу зондування на виході гучномовця передатчика.
Частота в Гц.

На рис.5.8. показана гістограма записаного мікрофоном сигналу. Видно, що щільність ймовірності відбитого сигналу може бути описана нормальним законом розподілу.

На рис.5.9 показана оцінка двомірної щільності розподілу ймовірності для зондувального і відбитого від цілі сигналів експериментального звукового локатора. Відбитий сигнал отриманий від нерухомої цілі - будівлі, яка розташована на відстані 70 метрів від локатора. Для побудови графіка була застосована ядерна оцінка щільності ймовірності.

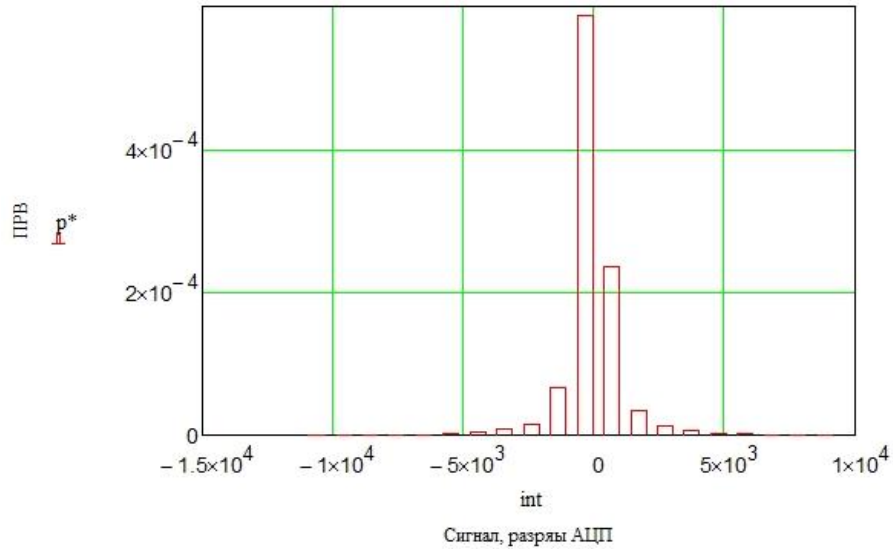


Рис.5.8. Оцінка щільності ймовірності (гістограма) відбитого сигналу, на виході мікрофону (в розрядах АЦП).

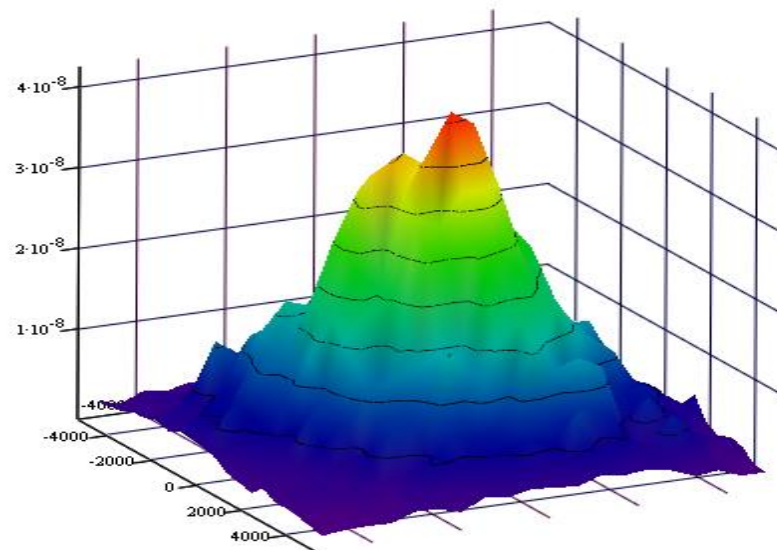


Рис.5.9. Ядерна оцінка щільності ймовірності зондувального і відбитого від цілі сигналів для експериментального звукового локатора

На рис.5.10 показана залежність взаємкореляційної функції зондувального і відбитого сигналів від дальності. Високий пік на відстані 70м від точки установки локатора обумовлений відбиттям від нерухомого предмета (будівлі). Точність вимірювання дальності підтверджується безпосередніми вимірами відстані від встановленого локатора до будівлі.

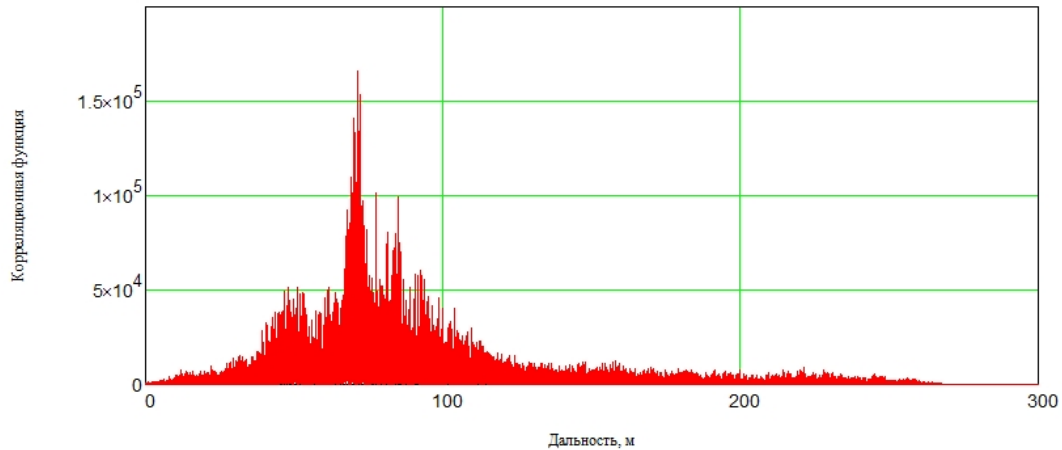


Рис. 5.10. Розв'язувальна функція для звукового шумового локатора (параметрична обробка). Відображення зондувального сигналу від будівлі.

5.1.1. Вимірювання швидкості вітру за допомогою шумового локатора.
Функції невизначеності при вимірюванні швидкості вітру

Взаємна функція невизначеності для двох випадкових процесів може бути визначена як середнє:

$$\chi(\tau, \alpha) = \sqrt{|\alpha|} E \left\{ (X(t) - m_x)(Y^*(\alpha(t - \tau)) - m_y) \right\}, \quad (5.1)$$

де $\alpha = (c - v) / (c + v)$ - масштабний коефіцієнт, c - швидкість поширення хвилі, v - швидкість цілі, $Y^*(t)$ - комплексно спряжений $Y(t)$ випадковий процес, m_x and m_y - математичні очікування $X(t)$ and $Y(t)$.

Цей варіант функції невизначеності може бути просто перерахований в координати дальність - швидкість. Для ергодичного процесу можна вважати, що взаємна функція невизначеності

$$\chi(\tau, \alpha) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{\sqrt{|\alpha|}}{T} \int_0^T (x(t) - m_x)(y^*(\alpha(t - \tau)) - m_y) dt. \quad (5.2)$$

Цей вираз є дуже схожим на широкосмугову функцію невизначеності для детермінованих сигналів. Порівнюючи його з порогом рішення, можна перевірити гіпотезу про наявність цілі, що рухається з заданою радіальною швидкістю.

На рис.5.11 і рис.5.12 зображена оцінка функції невизначеності від нерухомого об'єкта на якій можна побачити нерухомий об'єкт (в даному випадку будівля) у вигляді піку, що підтверджує що швидкість дорівнює нулю тобто об'єкт нерухомий тим самим підтверджується правильність роботи локатора.

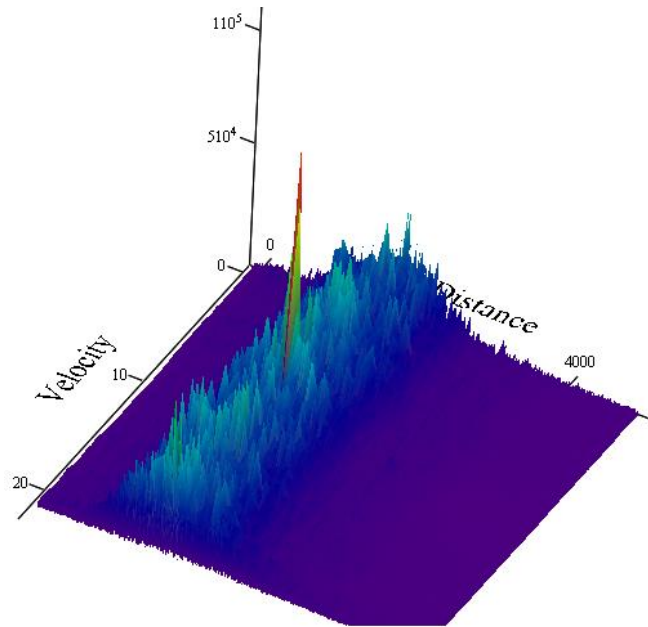


Рис. 5.11. Оцінка функції невизначеності для шумового сигналу, відбитого від нерухомого об'єкта (будівлі).

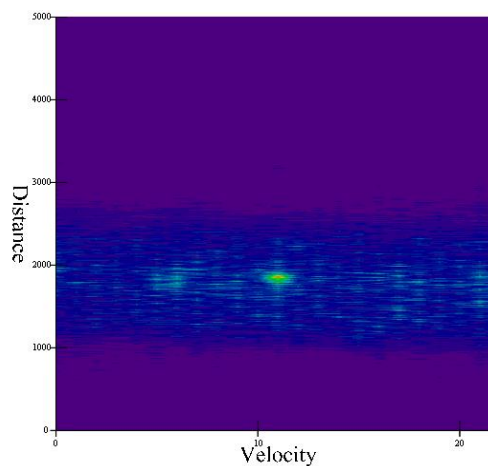


Рис. 5.12. Оцінка функції невизначеності для шумового сигналу, відбитого від нерухомого об'єкта (будівлі).

На рис.5.13 і рис.5.14 показані результати обробки акустичного сигналу, відбитого від вільного повітряного простору.

На графіку можна спостерігати профіль вітру. Швидкість вітру на різних відстанях змінюється від 0 до 5 м/сек. Відбитки з нульовою швидкістю обумовлені бічними пелюстками ДС (відбиття від землі). Нульова швидкість відповідає цифрі 11 (номер комірки масиву).

Таким чином, експериментальні вимірювання підтверджують можливість отримати високу роздільну здатність при застосуванні шумового сигналу для содара при побудові профілю вітру.

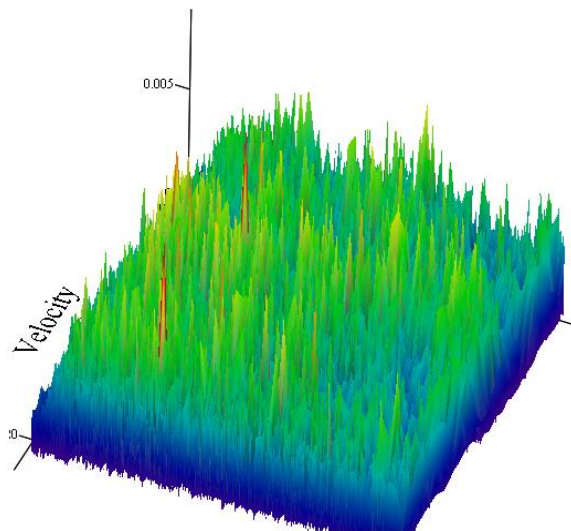


Рис. 5.13. Взаємна функція невизначеності. Відбиття від атмосфери. Дальність і швидкість в умовних одиницях (комірки масиву).

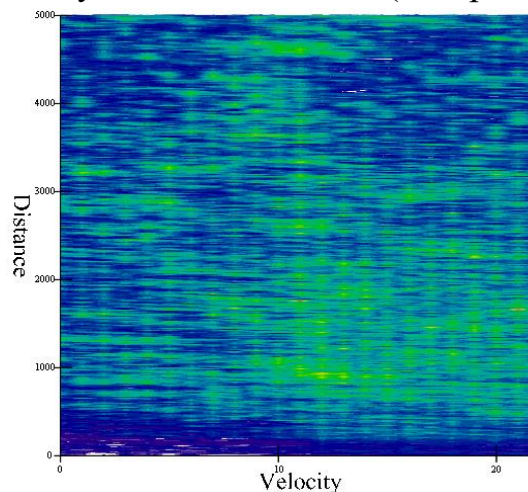


Рис. 5.14. Взаємна функція невизначеності. Відбиття від атмосфери.

5.1.2. Виявлення дощу за допомогою шумового локатора

Широкосмугова функція невизначеності у випадку опадів показана на рисунку 5.15.

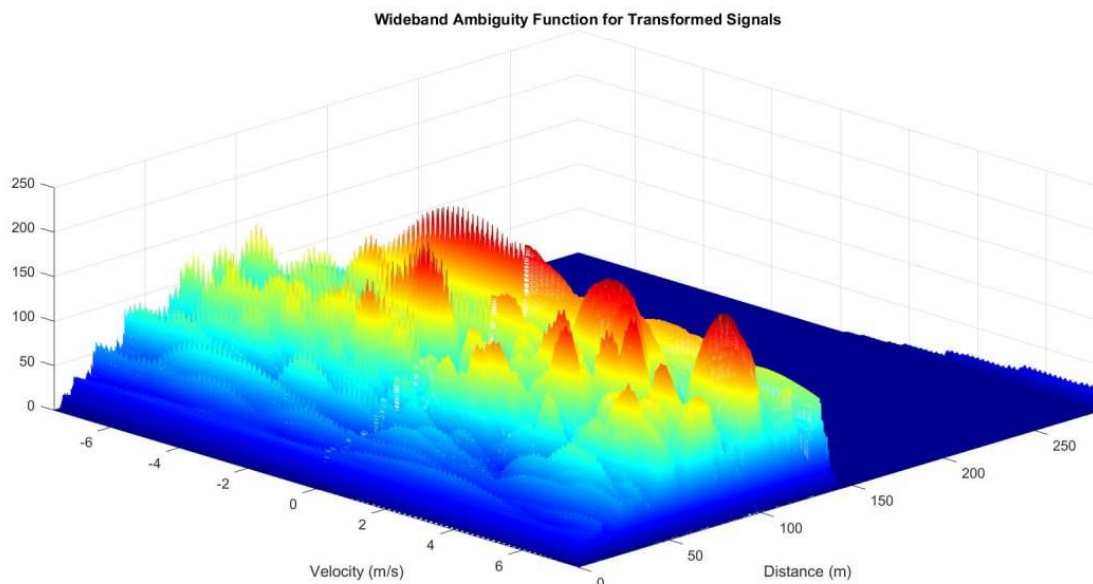


Рис. 5.15 Взаємна функція невизначеності. Відбиття від опадів (дощ). Дальність і швидкість в умовних одиницях (комірки масиву)

5.2. Звуковий локатор з одним виходом і двома входами.

Останнім часом широко поширеним став підхід розробки пристроїв з багатьма входами і виходами (MIMO) [11,36]. Цей підхід дозволяє (стосовно локаторів) збільшити роздільну здатність по просторових координатах і швидкості, ймовірність правильного виявлення цілей і досягти стабільної ймовірності хибної тривоги. Стосовно шумового локатора такий підхід дозволяє досить просто здійснити виготовлення локатора з тримірною просторовою координатною сіткою і здійснити огляд простору (сканування) одночасно у всіх напрямках просто за рахунок програмної обробки, причому спостереження за всіма зонами простору та визначення швидкості передбачуваних цілей повинно відбуватися одночасно.

Експериментальний зразок локатора виготовлений з одним виходом (випромінювачем) в якості якого використовується п'єзоелектричний гучномовець FX-308В. Локатор обладнаний двома входами. Прийомні акустичні

антени виготовлені з використанням електретних конденсаторних мікрофонів WM-61A, які мають високу чутливість і хорошу рівномірну частотну характеристику в широкій області частот. Їх невисока ціна дозволяє при необхідності виготовити акустичну антену з великою кількістю входів.

При виготовленні експериментального макета було застосовано принцип, коли весь пристрій виготовляється з готових покупних елементів. Це дозволило виготовити пристрій в найкоротші терміни при порівняно невеликих фінансових витратах. Основними елементами пристрою є акустичні антени, музичний аудіо інтерфейс фірми Presonus, персональний комп'ютер і акустичний підсилювач.

Структурна схема пристрою показана рис.5.15. Загальний вигляд системи зображений на рис.5.16.

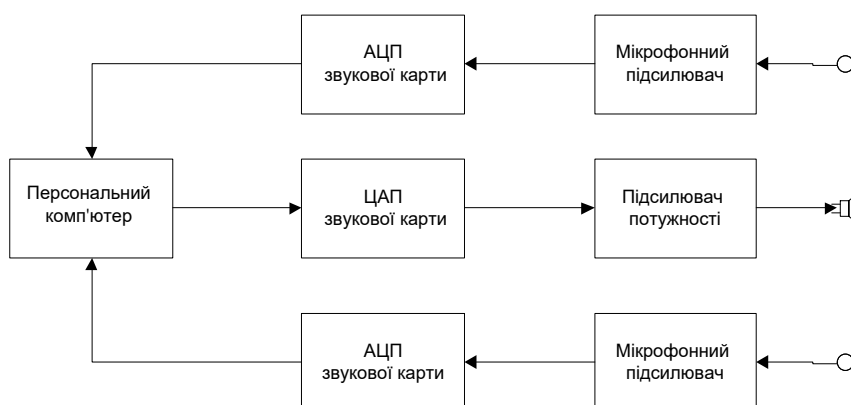


Рис. 5.15. Друга модель експериментального звукового локатора. Система з одним виходом і двома входами. Функціональна схема.



Рис. 5.16. Макет експериментального локатора з багатьма входами і одним виходом.

5.2.1. Конструкція експериментального локатора з багатьма входами і одним виходом.

Сигнал формується ПК, посилюється підсилювачем низької частоти, і випромінюється ширококутовим гучномовцем. Звуковий сигнал відбитий від цілі виявляється двома електретними мікрофонами. Принцип дії електретного мікрофона полягає у здатності деяких діелектричних матеріалів зберігати поверхневу неоднорідність розподілу заряду протягом тривалого часу.

Для підключення капсуля мікрофону до мікрофонного кабелю використовується збалансована схема узгодження. Ця схема видає симетричні сигнали та має близько 2 k Ω вихідного опору, що дозволяє спокійно використовувати її з кабелем у декілька метрів або десятків метрів.

Кабель що підключається до капсуля являє собою дво жильний екранований мікрофонний кабель. Екран підключається до землі біля стабілітрона і залишається непідключеним біля капсуля. Максимальний рівень вхідного сигналу на мікрофонні входи перед аналоговими відсікання 14,5 дБ. Для обробки сигналів використовується комп'ютер. Дані записуються за допомогою програм Studio One і GoldWave. Обробка даних реалізована з використанням Mathcad (комп'ютерне програмне забезпечення, в першу чергу, призначене для верифікації та валідації, документації та повторного використання інженерних розрахунків).

5.3. Алгоритм сканування простору і принцип побудови зображення навколишнього простору.

5.3.1. Алгоритм сканування простору і принцип побудови зображення навколишнього простору в активному режимі.

У локаторі сигнал, який випромінюється, являє собою ширококутовий випадковий процес з нормальним законом розподілу, ідентичний сигналу першої моделі шумового локатора (рис.5.2). Випромінюваний сигнал відбивається від передбачуваної цілі і приймається одночасно двома акустичними антенами. На рис.5.17 показаний сигнал на виході першого мікрофона.

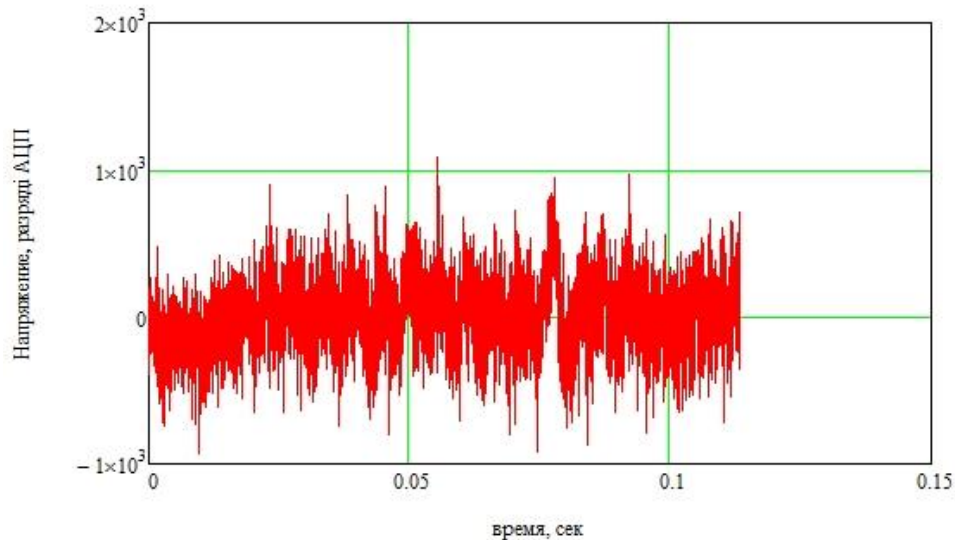


Рис. 5.17. Сигнал на виході першого мікрофона. Амплітуда сигналу в розрядах АЦП.

Застосована обробка сигналів дозволяє оцінити як інтенсивність прийнятих сигналів, так і їх запізнення щодо зондувального сигналу і один одного. Весь простір, над яким ведеться спостереження, ділиться на дискретні елементи по дальності від точки положення локатора (x) так і по горизонтальній координаті (y). Просторові координати вимірювались в метрах. Шлях проходження сигналу від випромінювача до передбачуваної цілі (елемента дозволу простору) і від цілі до прийомної антени розраховується з використанням теореми Піфагора.

$$D = \sqrt{(x - x_m)^2 + (y - y_m)^2} + \sqrt{(x - x_s)^2 + (y - y_s)^2} \quad (5.3)$$

де x_m , y_m - координати мікрофона, x_s , y_s - координати гучномовця.

По заданому шляху проходження можна просто розрахувати і час проходження сигналу:

$$t = \frac{D}{c} \quad (5.4)$$

Для конструкції локатора, тієї що передбачається, лінії рівної дальності для кожної прийомної антени являються еліпсами з приймальною антеною в одному фокусі і передавальною антеною в іншому фокусі. Таким чином, зображення навколишнього простору формується як суперпозиція зображень сформованої

кжною парою приймальної і передавальної антени. Таким чином, для кожної точки простору визначається значення часу проходження сигналу, яка є аргументом для значення розв'язувальної функції отриманої в результаті обробки прийнятого сигналу. Для параметричного алгоритму обробки такою розв'язувальною функцією є оцінка взаємкореляційної функції зондувального і прийнятого сигналів.

5.3.2. Оцінка кореляційної функції.

Для цього за допомогою швидкого перетворення Фур'є (ШПФ) обчислюються спектри сигналів першого і другого мікрофонів. Після цього спектр першого мікрофона множиться на послідовність величин комплексно спряжених з сигналом другого мікрофону. З цього добутку обчислюється зворотне перетворення Фур'є, яке є оцінкою взаємкореляційної функції сигналів першого і другого мікрофонів. Для кожного дискретного елемента простору огляду проводиться розрахунок розв'язувальної функції шляхом підстановки різниці часу приходу для цього елемента в оцінку взаємкореляційної функції побудованої із застосуванням алгоритму ШПФ.

Для того, щоб оцінити функцію взаємної кореляції застосовується відомий алгоритм, який використовує ШПФ і заснований на узагальненій формулі Релея і теоремі Вінера-Хінчіна. Нехай $x(t)$ і $y(t)$ - реалізації зондувального і відбитого сигналів, тоді взаємна кореляційна функція може бути обчислена з використанням виразу:

$$B(\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} X(\omega)Y^*(\omega)\exp(i\omega\tau)d\omega, \quad (5.5)$$

де $X(\omega)$ і $Y(\omega)$ - спектральні щільності $x(t)$ і $y(t)$. У цьому випадку оцінка кореляційної функції може бути отримана, використовуючи алгоритм ШПФ:

$$\hat{B} = FFT^{-1}[FFT(x) \cdot FFT^*(y)], \quad (5.6)$$

де FFT - алгоритм ШПФ, x і y - вибірки досліджуваної реалізації випадкових процесів, \hat{B} - вектор оцінки кореляційної функції. При використанні

алгоритму ШПФ необхідно взяти и до уваги, що обчислюється так звана кругова згортка, і для обчислення звичайних некругових оцінок кореляційної функції до вихідної вибірки повинні бути додані нулі.

Підстановка значень часу проходження сигналів в оцінку кореляційної функції дозволяє отримати значення розв'язувальної функції для кожного елемента простору. Для прийняття рішення про наявність цілі сума розв'язувальних функцій отриманих від двох мікрофонів піддається порівнянню з порогом прийняття рішення при перевищенні, якого приймається рішення про наявність цілі в даному елементі розділення. Не важко встановити, що якість зображення, а також роздільна здатність збільшується при збільшенні числа антен, а також числа каналів обробки сигналів.

На рис.5.18 і рис.5.19 показані зображення місцевості (будинків) оточуючих точку встановлення локатора.

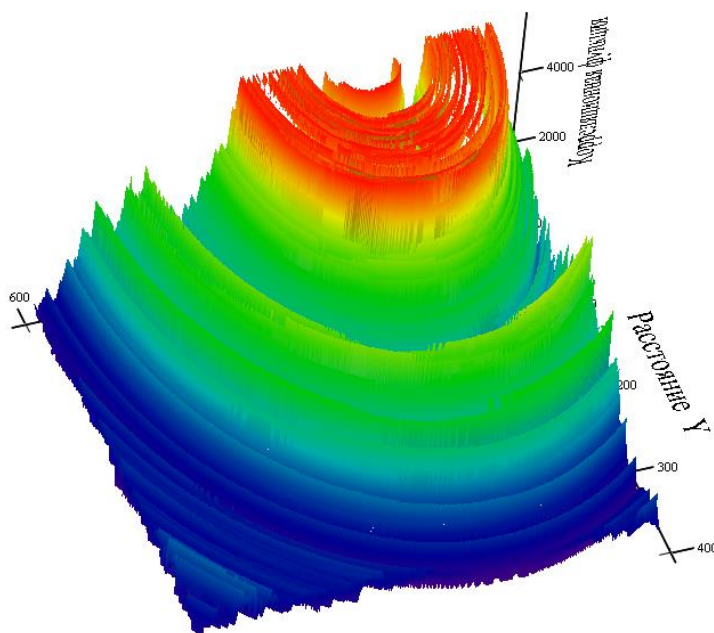


Рис.5.18. Зображення простору, в зоні спостереження активного локатора

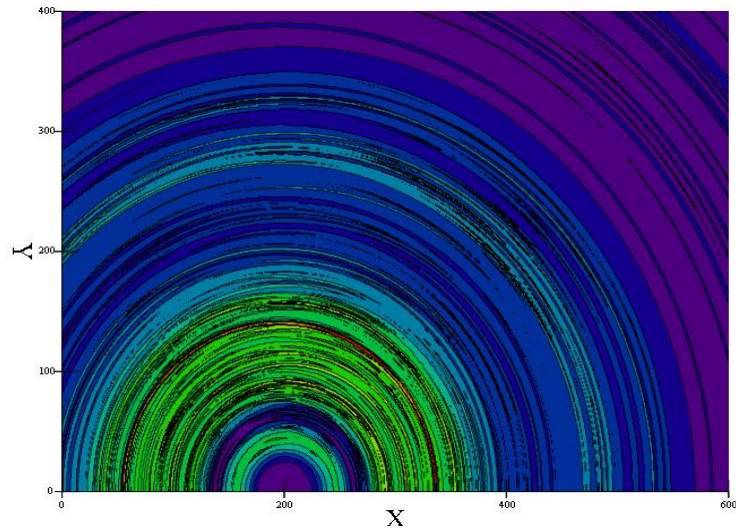


Рис.5.19. Зображення простору, в зоні спостереження активного локатора.

5.3.3. Алгоритм сканування простору і принцип побудови зображення навколишнього простору в пасивному режимі.

При використанні експериментального локатора в пасивному режимі передавач локатора не використовується. Для визначення координат цілі використовується її власне звукове «випромінювання» - власний акустичний сигнал цілі.

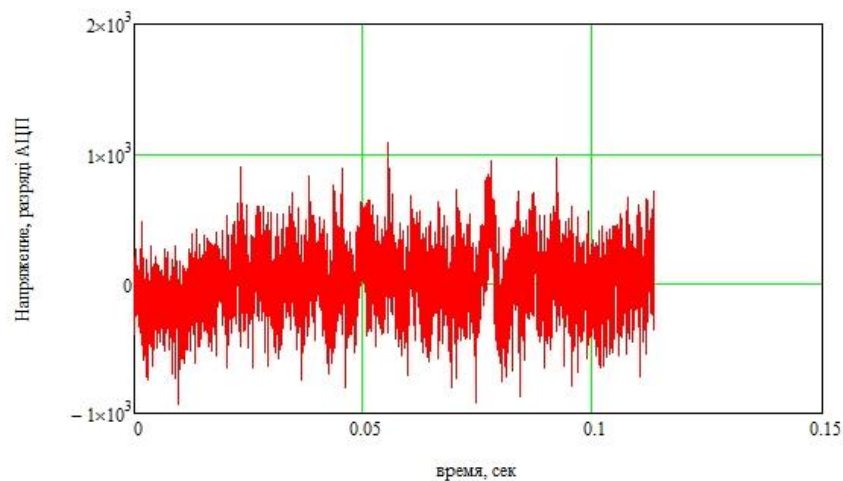


Рис.5.20. Сигнал від джерела шумового сигналу, записаний мікрофоном пасивного локатора.

Для здійснення повноцінної звукової локації в цьому режимі необхідно як мінімум три мікрофони, якщо ми визначаємо координати цілі на площині. Для визначення координат в тривимірному просторі потрібна більша кількість

мікрофонів (чотири мікрофони). Експериментальний локатор забезпечений тільки двома мікрофонами, тому експеримент з визначення координат цілі був розділений у часі на два досліди, в кожному з яких були проведені вимірювання з однією парою мікрофонів. За результатами двох дослідів було побудовано зображення, яке є суперпозицією сигналів чотирьох мікрофонів. У режимі пасивного локатора для кожної пари мікрофонів здійснюється вимірювання різниці часу приходу сигналу від цілі до кожного з мікрофонів. Для здійснення всіх цих вимірів і побудови зображень простір, у зоні спостереження локатора, як і у випадку активного локатора, розбивається на дискретні елементи. Різниця відстаней від дискретного елемента в якому за припущенням перебуває ціль розраховується аналогічно, у разі активного локатора з використанням теореми Піфагора.

$$D = \sqrt{(x - x_{m1})^2 + (y - y_{m1})^2} - \sqrt{(x - x_{m2})^2 + (y - y_{m2})^2} \quad (5.7)$$

де x_{m1} , y_{m1} - координати першого мікрофона, x_{m2} , y_{m2} - координати другого мікрофона.

Геометричне місце точок, для яких різниця відстаней є постійна величина являється гіперболою. Сімейство гіпербол для заданої відстані між мікрофонами (акустичними антенами) для заданого простору огляду показано на Рис.5.21.

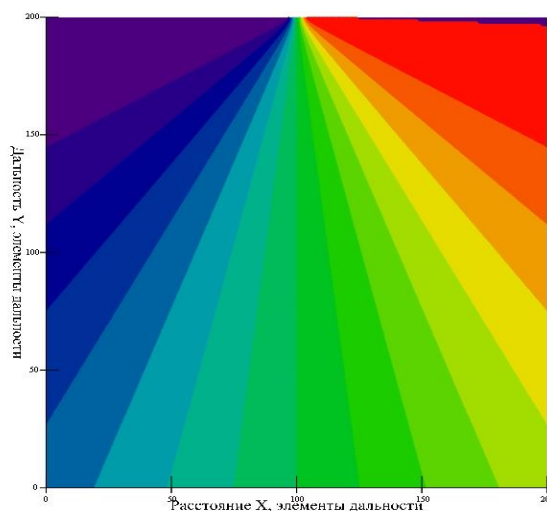


Рис.5.21. Сімейство гіпербол для пасивного акустичного локатора (для двох мікрофонів).

У разі використання параметричного алгоритму виявлення локаційного сигналу для випадку пасивного локатора основною частиною розв'язувальної функції є оцінка взаємкореляційної функції сигналів прийнятих першим і другим мікрофонами (для кожної пари мікрофонів). Оцінка взаємкореляційної функції для цих сигналів здійснюється з використанням алгоритму швидкого перетворення Фур'є (ШПФ).

Розрахунок взаємкореляційної функції описаний в пункті 5.3.2. Оцінка кореляційної функції.

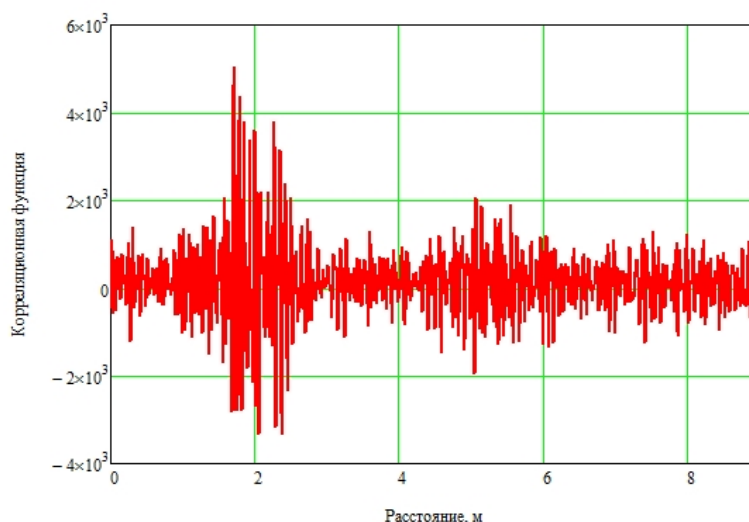


Рис.5.22. Оцінка взаємкореляційної функції для двох мікрофонів. Час перерахований у відстань.

На Рис.5.23, Рис.5.24 і Рис.5.25 показані результати експериментальних вимірювань використання локатора в пасивному режимі. Джерелом звукового сигналу був ще один ПК з підсилювачем низької частоти і широкосмуговим гучномовцем. За допомогою цієї системи проводилося генерування широкосмугового випадкового звукового сигналу аналогічного тому який був використаний в локаторі з активним режимом. Цей сигнал послідовно в часі оброблявся однією парою мікрофонів. Зображення отримане від однієї пари мікрофонів в першому експерименті показане на Рис 5.23.

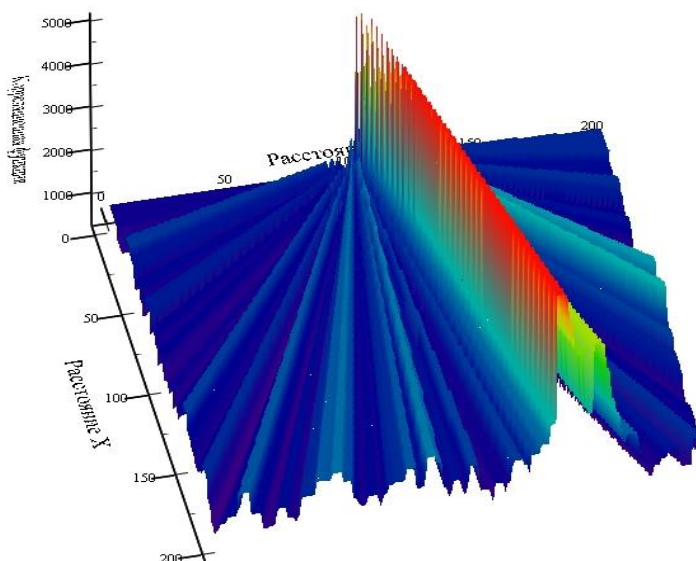


Рис.5.23. Зображення джерела шумового сигналу для пасивного локатора, яке було побудовано для однієї пари мікрофонів.

Після завершення перших вимірювань мікрофони були переставлені в інше місце, де і були проведені аналогічні вимірювання. Розташування звуковий цілі (ПК з підсилювачем і гучномовцем) не змінювалась. За результатами двох вимірювань було побудовано результуюче зображення звукової цілі, яке показане на Рис.5.24 і Рис5.25. Проведені експерименти підтверджують високу роздільну здатність локатора в пасивному режимі.

Необхідно відзначити, що при цих вимірюваннях в якості сигналу цілі використовувався випадковий процес з незалежними значеннями. Такий сигнал, як відомо, має найкращу форму функції невизначеності - форму дельта-функції. Для інших сигналів результат вимірювань буде гірше.

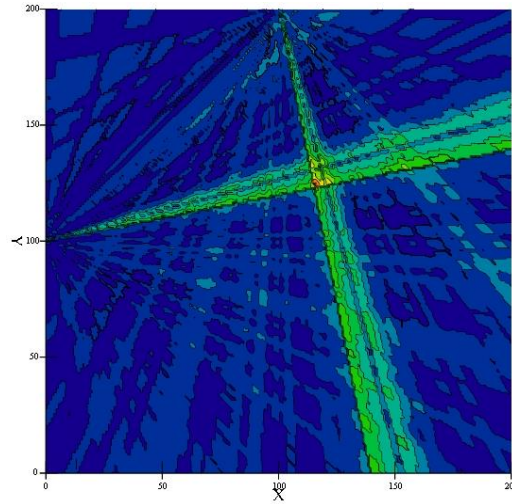


Рис.5.24. Зображення джерела шумового сигналу для пасивного локатора, яке було побудоване для чотирьох мікрофонів.

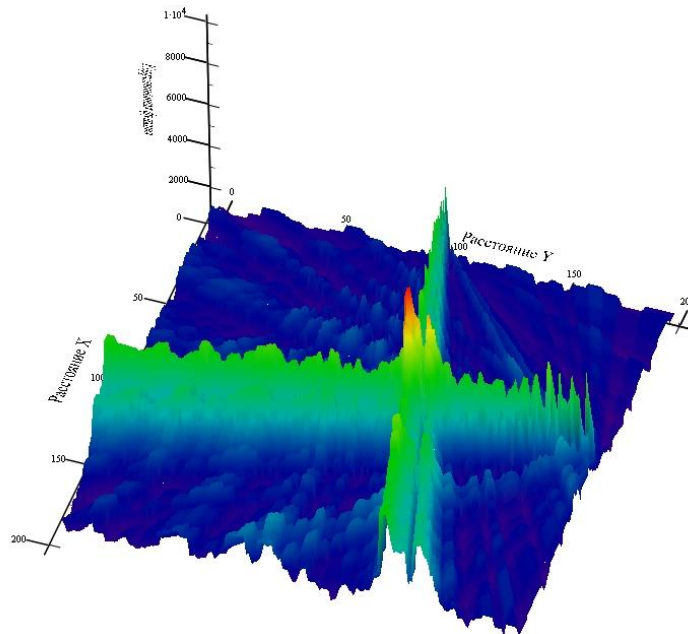


Рис.5.25. Зображення джерела шумового сигналу для пасивного локатора, яке було побудоване для чотирьох мікрофонів.

ВИСНОВКИ

У дисертації були розглянуті та вирішені наступні наукові задачі. Перш за все, досліджувалася роздільна здатність випадкових шумових широкосмугових сигналів для вимірювання дальності та швидкості. Для цього були побудовані відповідні моделі широкосмугових випадкових сигналів, що дозволило детально проаналізувати їх поведінку в умовах реального використання. Моделювання показало, що широкосмугові сигнали мають переваги у точності вимірювань порівняно з традиційними вузькосмуговими сигналами.

Наступним кроком став синтез нових непараметричних алгоритмів виявлення сигналів для шумових локаторів. Було розроблено декілька варіантів алгоритмів, заснованих на різних методах обробки сигналів, таких як методи ядерних оцінок та алгоритми рангових критеріїв. Ці алгоритми забезпечують високу точність та надійність виявлення сигналів навіть у складних умовах зашумленості.

Одним із важливих аспектів роботи стала розробка методики непараметричного виявлення сигналів рухомих цілей за допомогою широкосмугового шумового локатора. Це дозволило значно підвищити ефективність роботи радіотехнічних систем у динамічних умовах. Алгоритми були протестовані за допомогою чисельного моделювання, що показало їх високу ефективність.

Аналіз непараметричних алгоритмів виявлення сигналу шумового локатора, відбитого від цілі з невідомою доплерівською швидкістю, проводився за допомогою чисельного моделювання. Моделювання включало оцінку параметрів сигналу та його обробку за допомогою розроблених алгоритмів. Крім того, були проведені експериментальні дослідження для перевірки ефективності запропонованих алгоритмів. Експерименти проводилися на реальних сигналах, отриманих за допомогою експериментального локатора, розробленого на кафедрі електроніки Національного авіаційного університету.

Особливу увагу було приділено дослідженню копулярної радіолокаційної широкосмугової функції невизначеності, яка використовується для аналізу та виявлення локаційних сигналів. Копулярний підхід дозволив врахувати взаємозалежності між різними параметрами сигналу, що значно підвищило точність виявлення. Було проведено чисельне та експериментальне моделювання роботи непараметричних алгоритмів виявлення-вимірювання для сигналів пасивного локатора, що підтвердило їх ефективність на практиці.

У процесі роботи були розроблені та виготовлені експериментальні макети локаторів, що дозволило впровадити отримані результати у практику. Експериментальні дослідження показали, що розроблені алгоритми забезпечують високу точність та надійність виявлення сигналів у різних умовах експлуатації.

У процесі виконання дисертаційної роботи отримані такі основні результати:

1. Проаналізовано сучасний стан та перспективи розвитку алгоритмів обробки локаційної інформації в задачах дистанційного зондування атмосфери.
2. Проведений аналіз існуючих методів дистанційного зондування атмосфери з використанням радарів, лідарів, содарів та супутникові системи з акцентом на використання широкосмугових випадкових сигналів. В дисертації досліджуються параметричні та непараметричні алгоритми виявлення сигналів, їх моделі та особливості.
3. Синтезовано непараметричні алгоритми виявлення сигналів для пасивних шумових МІМО локаторів.
4. Синтезовано непараметричний алгоритм виявлення сигналу шумового локатора, відбитого від цілі з невідомою доплерівською швидкістю.
5. Синтезовано параметричні алгоритми виявлення сигналів для пасивних шумових МІМО локаторів та параметричний алгоритм виявлення сигналу шумового локатора, відбитого від цілі з невідомою доплерівською швидкістю
6. Запропоновано новий варіант радіолокаційної функції невизначеності – копулярна функція невизначеності.

7. Запропоновано та доведено доцільність використання копулярної функції невизначеності для широкосмугового пасивного локатора
8. Мета дисертаційної роботи, що полягає в розробці та впровадженні непараметричних алгоритмів обробки локаційної інформації для підвищення точності і надійності виявлення сигналів в умовах дистанційного зондування атмосфери, зокрема для радіотехнічних систем, що використовують широкосмугові випадкові сигнали досягнута та всі поставлені задачі вирішені.

Для проведення експериментів і вимірювань були виготовлені два макети звукового локатора. У першому зразку були застосовані дві параболічні антени для передавача і приймача. Застосування параболічних антен дозволило збільшити дальність. Але відсутність механічного сканування променем не дозволяла отримувати двомірну картину відображуваного простору.

Другий зразок звукового локатора був виготовлений за принципом МІМО (один передавач два приймача), що дозволило побудувати двомірну картину відображуваного простору. Другий варіант локатора також використовувався і в пасивному режимі, що дозволило визначати координати «звукових» цілей.

За допомогою виготовленого обладнання було перевірено і підтверджено ефективність всіх запропонованих в роботі алгоритмів. Крім того ми вважаємо що самі по собі запропоновані конструкції локатора можна застосовувати для метеорологічних вимірювань, а також для вимірювань інтенсивності звуку і координат повітряного судна для цілей екології та захисту навколишнього середовища.

ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Axelsson, S.R.J., Noise radar using random phase and frequency modulation. *IEEE Trans Geosci Remote Sens*, Vol. 42, No. 11, pp 2370–2384, November 2004.
2. Bokal Zh., Advanced copula-based methods for nonparametric detection and characterisation of wideband radar signals. *2024 Electronics and control systems proceeding*. 22-237 August 2024. Київ: НАУ, 2024. С. 313-316
3. Bokal Zh., Random signal sodar for meteorology. *Signal Processing Symposium 2009. Proceedings of SPS2009*, 28-30 May 2009. Jachranka: 2009. P. 18-23).
4. Bokal Zh., Sinitsyn R., Kernel estimate of the spoken language sound multivariate probability density function. *Photonics Applications in Astronomy Communications Industry and High-Energy Physics Experiments 2008. Poland: Proceedings of SPIE Wilga 2007*. Vol. 6937. article id. 693739, P 1-7. 2008. DOI: 10.1117/12.784827.
5. Bokal Zh., Sinitsyn R., Nonparametric signal detection algorithm using permutation statistics of signal partial likelihood ratios. *European Microwave Week 2010: The 7th European Radar Conference*. Proceedings of EuRAD, 30.09 – 01.10.2010. Paris: 2010. P. 260-263.
6. Bokal Zh., Sinitsyn R., Rank signal detection algorithms based on permutations of partial likelihood ratios. *International Radar Symposium 2010. Proceedings of IRS2010*, 16-18 June 2010. Vilnius: 2010. P. 1-4.
7. Bokal Zh., Sinitsyn R., Yanovsky F., Copula ambiguity function for wideband random radar signals. *2011 Microwaves Radar and Remote Sensing Symposium. Proceedings of MRRS2011*, 25-27 August 2011. Київ: НАУ, 2011. С. 313-316.
8. Bokal Zh., Advanced copula-based methods for nonparametric detection and characterisation of wideband radar signals. *2024 Electronics and control systems proceeding №3*. September 2024. Київ: НАУ, 2024.
9. Galati G, G Pavan, F De Palo, AG Stove, Potential applications of noise radar technology and related waveform diversity. *Proceedings of 17th International Radar Symposium*, (2016), Krakow (Poland).

10. Galati G, G Pavan, K Savci, C Wasserzier, Noise Radar Technology: waveforms Design and Field Trials. *MDPI Special Issue on Noise Radar Technology: System Design, Demonstrations and Characterization (NRT-SDC), Sensors* (2021), 21(9), 3216. <https://doi.org/10.3390/s21093216>.
11. Galati G, G Pavan, On the design of waveforms for noise-MIMO radar. *Proceedings of Noise Radar Technology (NRT)*. Yalta, Ukraine, (2012), pp.1–7.
12. Guosui L, G. Hong, S. Weimin, Development of random signal radars. *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.* 35(3). 770–777 (1999). <https://doi.org/10.1109/7.784050>
13. Guosui L., H. Gu, The present and the future of random signal radars. *IEEE Aerosp. Electron. Syst. Mag.* 12(10), 35–40 (1997). <https://doi.org/10.1109/62.624326>
14. Horton B.M., Noise-modulated distance measuring systems. *Proc. IRE* 49, 821–828 (1959)
15. Iwasa K, T Kishigami, H Yomo, A Matsuoka, J Satou, MIMO radar system using orthogonal complementary codes with Doppler offset. *Proceedings of the European Radar Conference*. (2017), Nuremberg, Germany, pp. 102–105. <https://doi.org/10.23919/EURAD.2017.8249157>.
16. Kulpa J.S., Ł Maślikowski, M. Malanowski, Filter-Based Design of Noise Radar Waveform With Reduced Sidelobes. *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.* 53(2), 816–825 (2017). <https://doi.org/10.1109/TAES.2017.2665145>
17. Kulpa K., *Signal Processing in Noise Waveform Radar* (Artech House, Norwood, 2013)
18. Lukin KA, Developments of Noise Radar Technology in LNDES IRE NASU. *Proceedings of the First International Workshop on the Noise Radar Technology*. NTRW (2002), pp. 90–96.
19. Lukin KA, Millimeter wave noise radar applications: theory and experiments. *Proceedings of MSMW'2001*, Kharkiv, Ukraine, (2021), pp. 68–73.
20. Lukin KA, RM Narayanan, Historical overview and current research on noise radar. *Proceedings of the 3rd International Asia-Pacific Conference on Synthetic Aperture Radar-APSAR* (2011).

21. Lukin KA, The Principles of Noise Radar Technology, *First International Workshop on the Noise Radar Technology, NTRW (2002)*, pp. 13–22.
22. Lukin, K., Mogyla, A., Palamarchuk, V., Vyplavin, P. and Kozhan, E., Measurement of shifts in bell tower of Sophia cathedral using Ka-band noise waveform SAR. *Proc 2nd Int Symp Microwaves, Radar Remote Sensing*, Ukraine, September 2008.
23. Lukin, K., Mogyla, A., Palamarchuk, V., Vyplavin, P., Kozhan, E., and Lukin, S., Monitoring of St. Sophia cathedral interior using Ka-band ground based noise waveform SAR. *Proc 2009 European Radar Conf—EuRAD'2009*, Italy, pp 215–217, September–October 2009.
24. Lukin, K.A., Kulyk, V., and Zemlyaniy, O.V., Chaos generators for noise radar. *I.N. Visarath et al. (eds.), Applications of Nonlinear Dynamics: Model and Design of Complex Systems*, Springer, Berlin, 2009.
25. Lukin, K.A., Noise radar technology for short range application. *Proc 5th Int Conf Exhibition Radar Sys—RADAR'1999*, France, May 1999.
26. Malanowski M., K. Kulpa, Detection of moving targets with continuous-wave noise radar: theory and measurements. *IEEE Trans. Geosci. Remote Sens.* 50(9), 3502–3509 (2012). <https://doi.org/10.1109/TGRS.2011.2181521>
27. McGillem, C.D., Copper, G.R., and Wiltaman, W.B. An experimental random signal radar. *Proc Natl Electron Conf*, Vol. 23, pp 409–411, October 1967.
28. Narayanan R.M., M. Dawood, Doppler estimation using a coherent ultra wide-band random noise radar. *IEEE Trans. Antennas Propagation* 48, 868–878 (2000)
29. Narayanan R.M., Y. Xu, P.D. Hoffmeyer, J.O. Curtis, Design, performance, and implementation of a coherent ultrawideband random noise radar. *Opt. Eng.* 37(6), 1855–1869 (1998). <https://doi.org/10.1117/1.601699>
30. Oroian TC, F Enache, P Ciotirnae, Some considerations about third-order statistics for different types of radar signals. *Proceedings of the 10th Intern. Symposium on Advanced Topics in Electrical Engineering*, (2017), Bucharest, Romania. <https://doi.org/10.1109/ATEE.2017.7905090>

31. Pralon, B. Pompeo, J.M. Fortes, Stochastic analysis of random frequency modulated waveforms for noise radar systems. *IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst.* 51(2), 1447–1461 (2015)
32. Prokopenko I.G, Migel S.V, Prokopenko K.I., Signal modelling for the efficient target detection tasks. *2013 14th International Radar Symposium (IRS) 2*, 976-982.
33. Prokopenko I.G., Statistical synthesis of robust signal detection algorithms under conditions of aprioristic uncertainty. *2015 Cybernetics and Information Technologies 15 (7)*, 13-22
34. Savci K, AG Stove, AY Erdogan, G Galati, KA Lukin, G Pavan, C Wasserzier, Trials of a Noise-Modulated Radar Demonstrator– First Results in a Marine Environment. *Proceedings of International Radar Symposium IRS (2019)*. Ulm, Germany.
35. Savci K., A.G. Stove, F. De Palo, A.Y. Erdogan, G. Galati, K.A. Lukin, S. Lukin, P. Marques, G. Pavan, C. Wasserzier, Noise radar-overview and recent developments. *IEEE Aerosp. Electron. Syst. Mag.* (2020). <https://doi.org/10.1109/MAES.2020.2990591>
36. Scolnik M.I. Radar Handbook. *McGraw-Hill Book Company*. N.-Y. – 1989. –p
37. Stoica P., J. Li, X. Zheng, Signal synthesis and receiver design for MIMO radar imaging. *IEEE Trans. Signal Process.* 56, 3959–3967 (2008)
38. Stove AG, Galati G, F De Palo, C Wasserzier, YA Erdogan, K Savci, KA Lukin, Design of a noise radar demonstrator. *Proceedings of 17th International Radar Symposium*, (2016), Krakow (Poland).
39. Stove AG, Galati G, G Pavan, F De Palo, KA Lukin, K Kulpa, JS Kulpa, Ł Maślikowski, The NATO SET-184 noise radar trials 2016. *Proceedings of 17th International Radar Symposium*, (2016), Krakow (Poland).
40. Theron, I.P., Walton, E.K., and Gunawan, S., Compact range radar cross-section measurements using a noise radar. *IEEE Trans Ant Propagat*, Vol. 46, No. 9, pp 1285–1288, September 1998.
41. Theron, I.P., Walton, E.K., Gunawan, S., and Cai, L., Ultrawide-band noise radar in the VHF/UHF band. *IEEE Trans Ant Propagat*, Vol. 47, No. 6, pp 1080–1084, June 1999.

42. Walton, E.K., Fillimon, V., and Gunawan, S., ISAR imaging using UWB noise radar. *Proc 18th Ann Meeting Symp Ant Measurement Technol Assoc*, Seattle, WA, pp 167–171, September–October 1996.
43. Walton, E.K., Theron, I.P., Gunawan, S., and Cai, L., Moving vehicle range profiles measured using a noise radar. *Proc 1997 IEEE. Ant Propagat Soc Int Symp*, Vol. 4, pp 2597–2600, July 1997.
44. Wasserzier C, G Galati, Measuring the Isolation of a Continuous Emission Radar by Support of the Doppler Effect. *Proceedings of IEEE 7th International Workshop on Metrology for AeroSpace*. (2020), 7–11. <https://doi.org/10.1109/MetroAeroSpace48742.2020.9160180>.
45. Бичков В.Є. Проблематика використання широкосмугових РЛС. *Вісник НТУУ «Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського»*. –2010. – Серія: Радіотехніка. Радіоапаратобудування. – С.174-176.
46. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Locally optimal rank signal detection algorithms for radar. *4th World Congress 'Aviation in the XXI-st Century' – 'Aviation safety and space technologies': Radar Methods and Systems Workshop. Proceedings of RMSW*, 21-23 September 2010. Київ: НАУ, 2010. Vol. 2. С. 22.36-22.39.
47. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Nonparametric method for estimating the spoken language sound multivariate probability density function. *2008 Microwaves Radar and Remote Sensing Symposium. Proceedings of MRRS2008*, 22-24 September 2008. Київ: НАУ, 2008. Р. 170-171.
48. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Projective estimates of the probability density function and characteristic function for speech signals. *Наукоємні технології: Матеріали науково-технічної конференції*, 15-17 листопада 2007. Київ: НАУ, 2007. С. 11.
49. Бокал Ж.М., Ткачук А.В., Kernel estimates of characteristic function for sound recognition. *Політ. Сучасні проблеми науки: V міжнародна науково-практична конференція студентів та молодих вчених*, м. Київ, 8-10 квітня 2005. Київ: НАУ, 2005. С. 703.

- 50.Лазоренко О. В., Черногор Л. Ф. Широкопугові сигнали та фізичні процеси: Методи аналізу та застосування: Основні поняття, моделі і методи опису. *Радіофізика і радіоастрономія*. – 2008. – т.13, №2. – С.166-194.
- 51.Леман Е., Перевірка статистичних гіпотез. *Головна редакція фізико-математичної літератури. Наука*. – 1979. – С.237-246.
- 52.Черногор Л. Ф. Дистанційне радіозондування атмосфери та космосу. *Навчальний посібник – Х.: ХНУ імені В. М. Каразіна*, – 2009. – С.49.

Додаток А. Список публікацій здобувача за темою дисертації

1. Bokal Zh., Olivares-Mendez M., Makhdoomi M., Yalçın B., Zero-G Lab: A multi-purpose facility for emulating space operations. *2023 Journal of Space Safety Engineering*. 2023. P. 509–521 (Scopus). Q3 *Особистий внесок автора: розробка алгоритмів обробки сигналів та зображень для реалізації тестових сценаріїв а також проведення попередніх експериментів в лабораторії Zero-G включаючи операції зближення, стиковки та орбітальної взаємодії, вимірюванню координат.*

2. Bokal Zh., Sinitsyn R., Kernel estimate of the spoken language sound multivariate probability density function. *Photonics Applications in Astronomy Communications Industry and High-Energy Physics Experiments 2008*. Poland: Proceedings of SPIE Wilga 2007. Vol. 6937. article id. 693739, P 1-7. 2008. DOI: 10.1117/12.784827. (Scopus); *(особистий внесок автора: на основі запропонованого підходу розробила нові непараметричні алгоритми виявлення радіолокаційних сигналів та проаналізувала можливість використання алгоритму швидкого перетворення Фур'є для забезпечення високої швидкості обробки сигналу в алгоритмах обробки сигналу радіолокаційних станцій)*

3. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Nonparametric method for estimating the spoken language sound multivariate probability density function. *2008 Microwaves Radar and Remote Sensing Symposium. Proceedings of MRRS2008*, 22-24 September 2008. Київ: НАУ, 2008. P. 170-171. (Scopus); *(особистий внесок автора: перевірила нові непараметричні оцінки функції щільності ймовірності та запропонувала алгоритм виявлення і розпізнавання, а також обробила звукові сигнали розмовної мови)*

4. Bokal Zh., Random signal sodar for meteorology. *Signal Processing Symposium 2009. Proceedings of SPS2009*, 28-30 May 2009. Jachranka: 2009. P. 18-23. (Scopus); *(особистий внесок автора: розробила експериментальний содар та провела експериментальні вимірювання відбиття сигналу від об'єкту)*

5. Bokal Zh., Sinitsyn R., Rank signal detection algorithms based on permutations of partial likelihood ratios. *International Radar Symposium 2010. Proceedings of IRS2010*, 16-18 June 2010. Vilnius: 2010. P. 1-4. (Scopus); *(особистий внесок автора: розробка нового непараметричного алгоритму на основі рангового тесту та перестановок часткових відношень правдоподібності. Отримала результати для подальшого застосування виявлення радіолокаційних сигналів у системах спостереження та дистанційного зондування, особливо в умовах попередньої невизначеності)*

6. Bokal Zh., Sinitsyn R., Nonparametric signal detection algorithm using

permutation statistics of signal partial likelihood ratios. *European Microwave Week 2010: The 7th European Radar Conference. Proceedings of EuRAD*, 30.09 – 01.10.2010. Paris: 2010. P. 260-263. (*Scopus*); (особистий внесок автора: обґрунтувала підхід для розробки алгоритмів виявлення радіолокаційних сигналів, які можна застосовувати коли апіорна інформація обмежена, а також сформулювала задачу для перевірки гіпотези про вид функції щільності)

7. Bokal Zh., Yanovsky F., Weather data obtaining and dissemination using ADS-B. *The 9th EUROCONTROL Innovative Research Workshop. Session 2: CNS. Proceedings of INO Workshop*, 7-9 December 2010. Paris: 2010. paper №167. (*Scopus*); (особистий внесок автора: обґрунтувала переваги використання інформації численних бортових датчиків в системах автоматичного залежного спостереження (ADS-B))

8. Bokal Zh., Sinitsyn R., Yanovsky F., Generalized Copula ambiguity function application for radar signal processing. *2011 Microwaves Radar and Remote Sensing Symposium. Proceedings of MRRS2011*, 25-27 August 2011. Київ: НАУ, 2011. С. 313-316. (*Scopus*); (особистий внесок автора: розробка нової статистики, яка є інваріантною до всіх можливих змін функції щільності ймовірності звукових або відбитих сигналів).

9. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Nonparametric method for estimating the spoken language sound multivariate probability density function. *Вісник Національного авіаційного університету. Вісник НАУ*. 2006. №3(29). С. 17–20. (особистий внесок автора: запропонувала та обґрунтувала застосування непараметричної оцінки характеристичної функції, та на основі цих оцінок розробила непараметричні алгоритми класифікації звуків)

10. Бокал Ж.М., Ткачук А.В., Kernel estimates of characteristic function for sound recognition. *Політ. Сучасні проблеми науки: V міжнародна науково-практична конференція студентів та молодих вчених*, м. Київ, 8-10 квітня 2005. Київ: НАУ, 2005. С. 703. (особистий внесок автора: обґрунтувала використання проєкції щільності для випадкового процесу та розрахувала щільність ймовірності)

11. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Nonparametric method for estimating the spoken language sound multivariate probability density function. *Політ. Сучасні проблеми науки: VI міжнародна науково-практична конференція студентів та молодих вчених*, м. Київ, 8-10 квітня 2006. Київ: НАУ, 2006. С. 63. (особистий внесок автора: розробка непараметричних алгоритмів класифікації звуків, а також запропонувала використання проєкції випадкового процесу на множину випадкових величин, де щільність ймовірностей визначається як добуток

двовимірних щільностей)

12. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Projective estimates of the probability density function and characteristic function for speech signals. *Наукоємні технології: Матеріали науково-технічної конференції*, 15-17 листопада 2007. Київ: НАУ, 2007. С. 11. (особистий внесок автора: визначила та класифікувала алгоритми, які базуються на запропонованих оцінках, а також розрахувала ядерну оцінку двовимірної характеристичної функції і відповідної їй щільності ймовірності для двох моментів часу)

13. Бокал Ж.М., Сініцин Р.Б., Locally optimal rank signal detection algorithms for radar. *4th World Congress 'Aviation in the XXI-st Century' – 'Aviation safety and space technologies': Radar Methods and Systems Workshop. Proceedings of RMSW*, 21-23 September 2010. Київ: НАУ, 2010. Vol. 2. С. 22.36-22.39. (особистий внесок автора: запропонувала підхід що дозволяє розробити рангові тести більш чутливими до змін статистики суми корисного сигналу та шуму)

14. Bokal Zh., Advanced copula-based methods for nonparametric detection and characterisation of wideband radar signals. *2024 Electronics and control systems proceeding №3*. September 2024. Київ. НАУ, 2024. С. 59-66.

15. Bokal Zh., Kodheli O., Querol J., Abdelrahman A., Coloma S. 5G Space Communications Lab: Reaching New Heights. *Proceedings - 18th Annual International Conference on Distributed Computing in Sensor Systems, DCOSS 2022*. 2022. P. 349–356.

Додаток Б. Акти про практичне впровадження результатів дисертаційного дослідження

ЗАТВЕРДЖУЮ
В.о проректора з наукової роботи НАУ

Сергій ГНАТЮК
«25» 07 2024



АКТ
впровадження результатів дисертаційної роботи
Бокал Жанни Миколаївни

Ми, що підписалися нижче, науковий керівник НДР 685-ДБ-10, професор кафедри електроніки, робототехніки і технологій моніторингу та інтернету речей Яновський Ф.Й., відповідальний виконавець НДР 685-ДБ-10 Сініцин Р.Б. та виконавець НДР, здобувач Бокал Ж.М., склали цей акт про те, що результати дисертаційної роботи Бокал Жанни Миколаївни «Непараметричні алгоритми обробки локаційної інформації в задачах дистанційного зондування», зокрема матеріали її досліджень, що викладені у звіті з НДР № 685-ДБ 10 «Теоретико-експериментальне обґрунтування шляхів розширення функціональних можливостей метеорологічного радіолокатора та підвищення ефективності виявлення небезпечних метеорологічних явищ за рахунок використання поляризаційних властивостей зондувальних і відбитих сигналів» впроваджені у комплексному проекті «Розроблення першого вітчизняного наземного когерентного метеорологічного радіолокатора», код фундаментальної НДР 2201020, початок 01 липня 2010 р., закінчення 30 червня 2013 р.

№	Назва впровадженого результату	Назва документа	Досягнутий ефект
1	Алгоритми оперативного вимірювання параметрів доплерівсько-поляриметричних метеорологічних сигналів імпульсних доплерівських метеорологічних РЛС.	Звіт № держ. реєстрації 0110U007697, 2012, розд. 2.6-2.7, с. 99-109.	Розширення функціональних можливостей РЛС шляхом стабілізації ймовірності похибок виявлення сигналів при апріорній невідомості щільності розподілу сигналів та завад.
2	Методи підвищення інформаційних можливостей за рахунок спільного використання інформації ІДМРЛ і акустичного локатора з шумовим надширококутовим (UWB) сигналом.	Звіт № держ. реєстрації 0110U007697, 2012, розд. 4.2, с. 168-176.	Збільшення інформативності метеорологічних систем за рахунок комплексного використання імпульсного радіолокатора та акустичного локатора з ширококутовим шумовим сигналом.

Науковий керівник НДР № 685-ДБ 10,
професор кафедри електроніки,
робототехніки і технологій
моніторингу та інтернету речей
Відповідальний виконавець НДР № 685-ДБ 10,
доцент

Здобувач

Фелікс Яновський
Рустем Сініцин
Жанна Бокал

Фелікс ЯНОВСЬКИЙ

Рустем СІНІЦІН

Жанна БОКАЛ

Затверджую
Проректор НАУ
навчальної роботи

Григорук
« » 2024



АКТ

впровадження результатів дисертаційної роботи
БОКАЛ Жани Миколаївни
в навчальний процес НАУ

Ми, що підписалися нижче, в.о. декана Факультету авіонавігації, електроніки та телекомунікацій ОДАРЧЕНКО Роман Сергійович і завідувач кафедри електроніки, робототехніки і технологій моніторингу та інтернету речей МОРОЗОВА Ірина Володимирівна склали цей акт про те, що результати дисертаційної роботи БОКАЛ Жани Миколаївни «Непараметричні алгоритми обробки локаційної інформації в задачах дистанційного зондування атмосфери» використовуються в навчальному процесі Факультету авіонавігації, електроніки та телекомунікацій на кафедрі електроніки, робототехніки і технологій моніторингу та інтернету речей.

№	Що впроваджено	Форма впровадження	Ефект від впровадження
1	Параметричний алгоритм виявлення для локатора з широкосмуговим випадковим сигналом та з багатьма входами і багатьма виходами (MIMO)	ОПОРНИЙ КОНСПЕКТ ЛЕКЦІЙ з дисципліни «Методологія прикладних досліджень в сфері електроніки» для здобувачів освіти ОКР "Magistr" за спеціальністю 171 «Електроніка»	Підвищення якості навчального процесу з радіоелектронних систем
2	Алгоритм сканування простору і принцип побудови зображення навколишнього простору	Продовження розробки в кваліфікаційній роботі Мельниченко О. В. «Радіолокатор з вимірюванням швидкості із застосуванням широкосмугового зондуючого сигналу» (англ. мовою), червень, 2023, стор. 31- 39.	Підвищення якості підготовки бакалаврів
3	Копулярна функція невизначеності для широкосмугових випадкових локаційних сигналів	Постановка нової лабораторної роботи «Копулярна функція невизначеності з дисципліни «Методологія прикладних досліджень в сфері електроніки» з виконанням розрахунків і моделюванням в середовищі Матлаб, Київ, 2023	Підвищення якості підготовки магістрів за спеціальністю 171 «Електроніка»

В.о. декана Факультету авіонавігації,
електроніки та телекомунікацій

Роман ОДАРЧЕНКО
Ірина МОРОЗОВА

Роман ОДАРЧЕНКО

Завідувач кафедри електроніки,
робототехніки і технологій моніторингу
та інтернету речей

Ірина МОРОЗОВА