

Міністерство освіти і науки України
Харківський національний університет радіоелектроніки

Факультет інформаційних радіотехнологій та технічного захисту інформації
(повна назва)

Кафедра медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем
(повна назва)

КВАЛІФІКАЦІЙНА РОБОТА
Пояснювальна записка

рівень вищої освіти другий (магістерський)
(позначення документа)

Синтез оптимального вимірювача параметрів сигналів

(тема)

Виконав:

студент 2 курсу, групи МІм-22-2
Костянтин ДОВГАЛЬ

(прізвище, ініціали)

Спеціальність

172 Телекомунікації та радіотехніка

(код і повна назва спеціальності)

Тип програми освітньо-професійна

(освітньо-професійна або освітньо-наукова)

Освітня програма Медіаінженерія

(повна назва освітньої програми)

Керівник проф. Володимир КАРТАШОВ

(посада, прізвище, ініціали)

Допускається до захисту

Зав. кафедри
(підпис)

Володимир КАРТАШОВ
(прізвище, ініціали)

2023 р.

Харківський національний університет радіоелектроніки

Факультет Інформаційних радіотехнологій та технічного захисту інформації
Кафедра Медіаінженерії та інформаційних радіоелектронних систем

Рівень вищої освіти другий (магістерський)

Спеціальність 172 Телекомунікації та радіотехніка
(код і повна назва)

Тип програми освітньо-професійна
(освітньо-професійна або освітньо-наукова)

Освітня програма "Медіаінженерія"

ЗАТВЕРДЖУЮ:

Зав. кафедри _____
(підпис)

«_____» _____ 20 ____ р.

ЗАВДАННЯ

НА КВАЛІФІКАЦІЙНУ РОБОТУ

Студентові Довгалю Костянтину Сергійовичу
(прізвище, ім'я, по батькові)

1. Тема роботи Синтез оптимального вимірювача параметрів сигналів
затверджена наказом по університету від " 20 " 10 2023 р. № 1224 Ст
2. Термін подання студентом роботи 08.01.2023 р.
3. Вихідні дані до проекту (роботи) _____
Виконати синтез оптимального вимірювача інформаційного параметру сигналу- часу затримки з використанням методів теорії нелінійної фільтрації. Розглянути функціонування квазіоптимального вимірювача дальності у вигляді нелінійного дискримінатора та лінійного фільтру. Виконати моделювання лінійного фільтру і сформулювати рекомендації стосовно вибору параметрів фільтру.

4. Перелік питань, що потрібно опрацювати в роботі

ВСТУП

1. Огляд методів нелінійної фільтрації

2. Синтез оптимального вимірювача дальності

3. Оптимальний лінійний фільтр

ВИСНОВКИ

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

ДОДАТКИ

5. Перелік графічного матеріалу із зазначенням обов'язкових креслеників, схем, плакатів, комп'ютерних ілюстрацій:

Структурна схема системи автоматичного супроводу по дальності; Часові діаграми ілюстрації процесу АСД; Схема пошуку і захоплення цілі; Дискримінаційні характеристики дискримінатора; Структурна схема оптимального синтезованого далікоміра; Структурна схема лінійного фільтру; Алгоритм моделювання; Результати моделювання

КАЛЕНДАРНИЙ ПЛАН

№	Назва етапів роботи	Термин виконання етапів роботи	Примітка
1.	Аналітичний огляд методів нелінійної фільтрації	20.10.23–05.11.23	
2.	Синтез оптимального вимірювача дальності	06.11.23–20.11.23	
3.	Розробка математичних моделей функціонування оптимального лінійного фільтру	21.11.23–05.12.23	
4.	Моделювання оптимального лінійного фільтру. Обробка результатів моделювання	06.12.23–20.12.23	
5.	Графічна частина роботи	21.12.23–28.12.23	
6.	Перевірка керівником	29.12.23–03.01.23	
7.	Перевірка на академічний плагіат	04.01.23–05.01.23	
8.	Перевірка завідувачем кафедри, рецензування	06.01.23–07.01.23	

Дата видачі завдання 20.10.2023 р.



Студент Костянтин ДОВГАЛЬ
(підпис)

Керівник роботи проф. Володимир КАРТАШОВ
(підпис) (посада, прізвище, ініціали)

РЕФЕРАТ

Пояснювальна записка: 72 с.; 25 рис.; 2 табл.; 2 додаток; 40 джерел.

НЕЛІНІЙНА ФІЛЬТРАЦІЯ, ОПТИМАЛЬНИЙ ПРИЙМАЧ, ДИСКРИМІНАТОР, ДАЛЬНОМЕРТ, ОПТИМАЛЬНИЙ ЛІНІЙНИЙ ФІЛЬТР, ФІЛЬТР КАЛМАНА, ДЕТЕРМІНОВАНА МОДЕЛЬ, СТОХАСТИЧНА МОДЕЛЬ СИГНАЛУ, КОРИСНИЙ СИГНАЛ, ШУМ.

Об'єкт досліджень: синтез структури радіолокаційного вимірювача дальності.

Предмет досліджень: моделі та методи нелінійної фільтрації інформаційних процесів корисного сигналу.

Мета кваліфікаційної роботи – синтез оптимальної структури вимірювача параметрів сигналу.

У роботі було досліджено методи нелінійної фільтрації для синтезу структури вимірювача, проведено синтез вимірювачів дальності з нелінеарізованим дискримінатором. Також проаналізовано квазіоптимальний вимірювачі, що слідкують. Значна увага приділена методам лінійної оптимальної фільтрації. Розроблено моделі стохастичних і детермінованих корисних сигналів. Визначено ефективність фільтрації при різних моделях корисного сигналу.

ABSTRACT

The explanatory note contains 72 pages, 25 figures, 2 tables, 2 appendices, 40 sources in the list of reference.

THE NON-LINEAR FILTERING, THE OPTIMUM RECEIVER, THE DISCRIMINATOR, THE RANGE FINDER, THE OPTIMUM LINEAR FILTER, THE KALLMAN'S FILTER, THE DETERMINED MODEL, THE STOCHASTIC MODEL, THE USEFUL SIGNAL, THE NOISE.

The object of study: radar measurement of range.

Subject of study: models and methods of non-linear filtering of information processes of the useful signal.

The goal of the qualification work is the synthesis of the optimal structure of the signal parameters meter.

In the research paper was investigated methods for nonlinear filtering. It was carried out the synthesis of measurer of range with not linearized discriminator. And quasi-tracking measurer was analyzed. The considerable attention is paid to the methods of linear optimal filtering. Models of the stochastic and determined useful signals were developed. The efficiency of filtering was defined in case of different models of the useful signal.

ЗМІСТ

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ, СИМВОЛІВ, ОДИНИЦЬ, СКОРОЧЕНЬ І ТЕРМІНІВ	7
ВСТУП	8
1. ОГЛЯД МЕТОДІВ НЕЛІНІЙНОЇ ФІЛЬТРАЦІЇ	10
1.1 Основні положення теорії оптимальної нелінійної фільтрації у гаусівському наближенні	10
1.2 Основне рівняння нелінійної фільтрації для безперервних марківських процесів	17
2 СИНТЕЗ ОПТИМАЛЬНОГО ВИМІРЮВАЧА ДАЛЬНОСТІ 3 НЕЛІНЕАРИЗОВАНИМ ДИСКРИМІНАТОРОМ	27
2.1 Квазіоптимальні слідкуючи вимірювачі дальності	27
2.2 Оптимальний радіолокаційний далекомір з нелінеаризованим дискримінатором	33
3 ОПТИМАЛЬНИЙ ЛІНІЙНИЙ ФІЛЬТР	43
3.1 Огляд методів і моделей оптимальної лінійної фільтрації	43
3.2. Детерміновані і стохастичні моделі корисних сигналів	49
3.3. Моделювання сигналів, шумів і алгоритмів фільтрації ...	56
ВИСНОВКИ	65
ПЕРЕЛІК ДЖЕРЕЛ ПОСИЛАННЯ	67
ДОДАТКИ	73
ДОДАТОК А	74
ДОДАТОК Б	81

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ, СИМВОЛІВ, ОДИНИЦЬ,
СКОРОЧЕНЬ І ТЕРМІНІВ

АСД - автоматичний супровід по дальності;

ТМ - часовий модулятор;

Д - дискримінатор;

ЛФ - лінійна фільтрація;

НДЛ - науково-дослідницька лабораторія;

НФ - нелінійна фільтрація;

ОД - оптимальний далекомір;

ОЛФ - оптимальний лінійний фільтр;

ОНФ - оптимальний нелінійний фільтр;

ПЕОМ - персональний комп'ютер;

РЛС - радіолокаційна система;

УФ - узгоджений фільтр;

ЕМВ - електромагнітне випромінювання.

ВСТУП

Завдання виділення, або фільтрації корисного сигналу на фоні шумів є класичною задачею обробки сигналів. За останні десятиліття інженерами і дослідниками накопичений значний досвід вирішення різних завдань теорії оптимального прийому. При вирішенні завдань оптимального виявлення і оцінювання параметрів сигналів зазвичай передбачається, що статистичні характеристики сигналів, перешкод і структура спостережень відомі і постійні в часі (стаціонарні) або змінюються в часі (нестационарні) по заздалегідь відомому закону. Відомі або попередньо визначені математичні моделі корисних сигналів, що надходять на вхід системи, і супроводжуючих його шумів.

Синтез інформаційної системи, що здійснює нелінійне перетворення сигналу і забезпечує найбільшу точність стеження за корисним параметром сигналу (повідомленням), який змінюється за час спостереження, може бути проведено методами оптимальної нелінійної фільтрацією [1].

В теорії оптимальної нелінійної обробки сигналів дуже продуктивним виявився метод математичного опису випадкових сигналів марківськими випадковими процесами, які зазвичай задаються за допомогою системи лінійних диференціальних (в безперервному часі) або різницевих (в дискретному часі) модельних рівнянь для змінних в просторі станів, в правій частині, яких містяться обурення типу білого гаусівського шуму. Зазначений підхід виявився дуже конструктивним на практиці і набув значного поширення. Апарат марківської теорії нелінійної фільтрації дозволяє ефективно вирішувати багато завдань синтезу оптимальних систем обробки сигналів при дії різноманітних перешкод. Він застосовується при проектуванні різноманітних інформаційних радіоелектронних систем, які отримали значне поширення на практиці.

В даній магістерській атестаційній роботі виконано синтез вимірювача дальності для радіолокаційних інформаційних систем з використанням методів нелінійної фільтрації. При синтезі фільтраційної частини інформаційної системи, наступної після дискримінатора, застосовувався також алгоритм теорії лінійної фільтрації. Використання строгих наукових методів при синтезі структури інформаційних радіоелектронних систем дозволяє істотно підвищити точність оцінювання інформаційних параметрів вхідного сигналу, що змінюються в часі, і можна побачити на фоні різноманітних по походженням і структурі шумів і перешкод.

1 ОГЛЯД МЕТОДІВ НЕЛІНІЙНОЇ ФІЛЬТРАЦІЇ

1.1 Основні положення теорії оптимальної нелінійної фільтрації у гаусівському наближенні

Фільтрація сигналів або повідомлень називається нелінійною, якщо рівняння стану, або рівняння спостереження, або обидва ці рівняння є - нелінійними. В останньому випадку задача фільтрації виявляється найбільш загальною. Тому основні положення теорії оптимальної нелінійної фільтрації (НОФ) у гаусівському наближенні в даній роботі будуть розглянуті стосовно нелінійних рівнянь [2].

У загальному випадку при вирішенні інформаційних задач апостеріорна щільність ймовірності повідомлень $p[x(t)|U_{\text{пр}}(t)]$ не може вважатися гаусівською. Тому для знаходження оптимальної оцінки шуканого $\hat{x}$ вектора стану x відповідно до алгоритму $\hat{x} = M_y\{x\}$ необхідно скласти рівняння, що дозволяє визначити умовну щільність розподілу $p[x(t)|U_{\text{пр}}(t)]$. Будемо вважати, що рівняння стану інформаційної системи записано в канонічній векторно-матричній формі [2]

$$\dot{x} = f(x, t) + Bu + \xi_x, \quad (1.1)$$

де вектор стану x є розширеним і складається з таких векторних компонентів $x_{\text{от}}$ и x_y ;

$$B = \begin{bmatrix} O \\ B_u \end{bmatrix} \text{ — блочна матриця;}$$

ξ_x — $(n_1 + n_2)$ - мірний вектор з компонентами векторів $\xi_{\text{от}}$ и ξ_y ,

$$f(x, t) = \begin{bmatrix} f_{OT}(x_{OT}, t) \\ f_y(x_y, t) \end{bmatrix} \text{ — розширена вектор-функція;}$$

$f_{OT}(x_{OT}, t)$ и $f_y(x_y, t)$ — n_2 - и n_1 -мірні вектор-функції в приватних рівняннях стану:

$$\dot{x}_y = f_y(x_y, t) + B_u u + \xi_y; \quad (1.2)$$

$$\dot{x}_{OT} = f_{OT}(x_{OT}, t) + \xi_{OT}, \quad (1.3)$$

характеризуючи вектори x_y і x_{OT} керованих (відстежуючих) і відслідковуючих параметрів відповідно;

B и ξ_x мають таке ж значення, що і в (1.1);

B_u — матриця управління розміром $n_1 \times r$;

ξ_y — вектор збурень типу білих гаусівських шумів з n_1 компонентами, рівним нулю математичним очікуванням і заданої матрицею G_{ξ_y} односторонніх спектральних і взаємних спектральних щільностей;

ξ_{OT} — n_2 -мірні вектори збурень типу білих шумів з рівним нулю математичним очікуванням і заданої матрицею $G_{\xi_{OT}}$ односторонніх спектральних і взаємних спектральних щільностей.

В таких умовах роботи розподіл $p[x(t) | U_{пр}(t)]$ можна знайти як результат рішення рівняння Колмогорова - Фоккера - Планка, що представляє собою стохастичне диференціальне рівняння в приватних похідних [2]. У тих випадках, коли умовна щільність розподілу ймовірностей $p[u_{пр}(t) | x(t)]$ являється гаусівською, для визначення розподілу $p[x(t) | U_{пр}(t)]$ застосовують рівняння фільтрації Стратоновича.

Стохастичне рівняння Колмогорова - Фоккера - Планка і Стратоновича в загальному випадку не мають точних рішень. Слід також відзначити і значні математичні труднощі при визначенні розподілу $p[x(t) | U_{пр}(t)]$, якщо

оцінювані інформаційні параметри не є марківськими, а спостережувані перешкоди відрізняються від гаусівських. Тому на практиці часто вдаються до використання наближених способів нелінійної фільтрації (НФ), серед яких в даний час найбільш часто використовується гаусівське наближення [2].

Сутність цього підходу зводиться до того, що апостеріорна функція розподілу вважається гаусівською. Внаслідок цього оптимальна поточна оцінка $\hat{x}$ вектору стану x визначається як математичне очікування апостеріорного розподілу, а матриця дисперсій і взаємних дисперсій помилок оцінювання інформаційних параметрів - матрицею дисперсій і взаємних дисперсій цього розподілу. Зауважимо, що отримана таким чином оцінка не є оптимальною в строгому сенсі цього слова через неточного завдання розподілу $p[x(t)|U_{np}(t)]$ і її слід називати квазіоптимальною. Проте, за усталеною в літературі традиції оцінку в гаусівському наближенні також будемо називати оптимальною [2].

Спосіб гаусівського наближення широко поширений на практиці і в теорії не тільки внаслідок можливості аналітично знаходити рівняння для оптимальних вимірювачів, але також і через те, що при великих відносинах сигнал-шум, характерних для досить точних вимірювань, апостеріорне розподілення ймовірностей в дійсності виявляється гаусівським по формі. При реалізації такого наближення нелінійні вектор функції $f(x,t)$ і $u_c(x,t)$, що входять в рівняння

$$\dot{x} = f(x,t) + Bu + \xi_x \text{ и } u_{np}(t) = u_c(x,t) + \xi_u(t)$$

визначаються як степенні ряди по приращенням $\Delta x = x - \hat{x}$ [2].

Якщо в цьому випадку обмежитися лінійними членами, то говорять про наближення першого порядку. При обліку не тільки лінійних членів, а й членів, пропорційних добутку $\Delta x \Delta x^T$, говорять про гаусівське наближення

другого порядку. Будемо розглядати гаусівське наближення лише першого порядку як більш широко застосовується на практиці.

Замінивши в рівнянні (1.1) вектор-функції $f_{от}(x_{от}, t)$ і $f_y(x_y, t)$, сукупність яких утворює вектор-функцію $f(x, t)$, степенними рядами по приращенням $\Delta x_{от} = x_{от} - \hat{x}_{от}$ і $\Delta x_y = x_y - \hat{x}_y$ і залишивши в цих рядах складові, які містять $\Delta x_{от}$ і Δx_y в ступені, що не перевищує одиницю, отримаємо лінеаризоване рівняння [2]

$$\dot{x} = F(\hat{x})x + f(\hat{x}) - F(\hat{x})\hat{x} + Bu + \xi_x, \quad (1.4)$$

де $f(\hat{x})$ - функція $f(x, t)$ при $x = \hat{x}$, а $F(\hat{x}) = \frac{\partial f(x, t)}{\partial x} |_{(x = \hat{x})}$.

Щоб полегшити далі використання цього рівняння при вирішенні прикладних задач, необхідно зробити наступні пояснення.

Вектор-функція $f(\hat{x}, t) = \begin{bmatrix} f_{от}(\hat{x}_{от}, t) \\ f_y(\hat{x}_y, t) \end{bmatrix}$ представляє собою ж розширену вектор-функцію $f(x, t)$ при $x = \hat{x}$. Блочну матрицю $F(\hat{x}, t)$ в (1.4) можна уявити в такому вигляді

$$F(\hat{x}, t) = \begin{bmatrix} F_{от}(\hat{x}_{от}, t) & O_1 \\ O_2 & F_y(\hat{x}_y, t) \end{bmatrix}.$$

Тут використовуються такі позначення

$$F_{от}(\hat{x}_{от}, t) = \frac{\partial f_{от}(x_{от}, t)}{\partial x_{от}} |_{(\Delta x_{от} = \hat{x}_{от})},$$

$$F_y(\hat{x}_y, t) = \frac{\partial f_y(x_y, t)}{\partial x_y} |_{(\Delta x_y = \hat{x}_y)}$$

— транспоновані матриці Якобі розмірами $n_2 \times n_2$ і $n_1 \times n_1$ відповідно, а o_1 і o_2 — нульові матриці розмірами $n_2 \times n_1$ і $n_1 \times n_2$ [2]. У розкритому вигляді маємо

$$F_{OT}(\hat{x}_{OT}, t) = \begin{bmatrix} \frac{\partial f_{OT1}(\hat{x}_{OT}, t)}{\partial \hat{x}_{OT1}} & \frac{\partial f_{OT1}(\hat{x}_{OT}, t)}{\partial \hat{x}_{OT2}} & \cdots & \frac{\partial f_{OT1}(\hat{x}_{OT}, t)}{\partial \hat{x}_{OTn2}} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial f_{OTn2}(\hat{x}_{OT}, t)}{\partial \hat{x}_{OT1}} & \frac{\partial f_{OTn2}(\hat{x}_{OT}, t)}{\partial \hat{x}_{OT2}} & \cdots & \frac{\partial f_{OTn2}(\hat{x}_{OT}, t)}{\partial \hat{x}_{OTn2}} \end{bmatrix}.$$

$$F_y(\hat{x}_y, t) = \begin{bmatrix} \frac{\partial f_{y1}(\hat{x}_y, t)}{\partial \hat{x}_{y1}} & \frac{\partial f_{y1}(\hat{x}_y, t)}{\partial \hat{x}_{y2}} & \cdots & \frac{\partial f_{y1}(\hat{x}_y, t)}{\partial \hat{x}_{yn1}} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \frac{\partial f_{yn1}(\hat{x}_y, t)}{\partial \hat{x}_{y1}} & \frac{\partial f_{yn1}(\hat{x}_y, t)}{\partial \hat{x}_{y2}} & \cdots & \frac{\partial f_{yn1}(\hat{x}_y, t)}{\partial \hat{x}_{yn1}} \end{bmatrix}.$$

Використовувані похідні $\frac{\partial f_{OTi}(\hat{x}_{OT}, t)}{\partial \hat{x}_{OTj}}$ и $\frac{\partial f_{yk}(\hat{x}, t)}{\partial \hat{x}_{yl}}$, де $i=1,2,\dots,n_2$; $j=1,2,\dots,n_2$; $k=1,2,\dots,n_1$; $l=1,2,\dots,n_1$, відповідають іншим похідним від $f_{OT}(x_{OT}, t)$ и $f_y(x_y, t)$ по параметрам x_{OTj} і x_{yl} , за умови, що всі елементи векторних параметрів x_{OT} і x_y рівні їх оціненим значенням [2].

Лінеаризоване рівняння спостережень можна представити у вигляді

$$u_{np}(t) = H(\hat{x})x + \xi_u(t) + y(t), \quad (1.5)$$

де

$$H(\hat{x}) = \left. \frac{\partial u_c(x, t)}{\partial x} \right|_{(x = \hat{x})} = \left. \frac{\partial u_c(\hat{x}, t)}{\partial \hat{x}} \right|. \quad (1.5a)$$

Останній член є транспонованою матрицею Якобі,

$$y(t) = u_c(\hat{x}, t) - H(\hat{x})\hat{x}, u_c(\hat{x}, t) = u_c(x, t)|_{(x=\hat{x})}. \quad (1.56)$$

Рівняння спостереження оптимального лінійного аналогового фільтру має вигляд

$$u_{np}(t) = Hx(t) + \xi_u(t). \quad (1.6)$$

Порівнюючи рівняння (1.1) і (1.4), можна побачити, що $F(\hat{x}, t)$ і $f(\hat{x})x - F(\hat{x}, t)\hat{x} + Bu$ в співвідношенні (1.4) формально грають ту ж роль, що F і Bu в рівнянні (1.1). У той же час, порівнявши (1.5) і (1.6), можна формально ототожнити $H(\hat{x})$ в (1.5) з H в (1.6). Крім того, на відміну від рівняння (1.6) рівняння (1.5) містить додатковий

$$\text{член } y(t) = u_c(\hat{x}, t) - \left. \frac{\partial u_c(x, t)}{\partial x} \right|_{(x=\hat{x})} \hat{x},$$

відомий, в припущенні, що оцінка параметру $\hat{x}$ знайдена. Все сказане дозволяє віднести рівняння (1.4) і (1.5) до задачі оптимальної лінійної фільтрації (ОЛФ) [2].

Щоб без будь-яких додаткових математичних доказів можна було скористатися рівнянням оптимального аналогового лінійного фільтру

$$\hat{\dot{x}} = F\hat{x} + K_m(u_{np} - H\hat{x}) + Bu, \quad (1.7)$$

введемо такий новий вектор спостережень

$$u_{prn}(t) = u_{np}(t) - y(t). \quad (1.8)$$

Тоді на основі рівнянь (1.4), (1.7) і (1.8) з урахуванням існуючої формальної еквівалентності векторів Bu і $f(\hat{x}, t) - F(\hat{x}, t) + Bu$ в рівняннях (1.1) і (1.4) отримаємо співвідношення [2]

$$\dot{\hat{x}} = f(\hat{x}, t) + K_m [u_{npn}(t) - H(\hat{x})\hat{x}] + Bu. \quad (1.9)$$

У рівнянні матричний коефіцієнт посилення визначається як:

$$K_m = 2D_{o\phi} H^T(\hat{x}) G_{\xi_{II}}^{-1}. \quad (1.10)$$

Замінюючи член $u_{npn}(t)$ в (1.9) на (1.8), а також враховуючи співвідношення (1.5) і (1.5а), остаточно одержуємо наступне

$$\dot{\hat{x}} = f(\hat{x}, t) + K_m [u_{np}(t) - u_c(\hat{x}, t)] + Bu. \quad (1.11)$$

Співвідношення (1.11) описує функціонування оптимального нелінійного вимірювача в умовах гаусівського наближення. Слід також підкреслити, що (1.11) за структурою збігається з рівнянням отриманим при лінійній фільтрації (ЛФ), але є нелінійним векторно-матричним диференціальним рівнянням. Це істотно ускладнює процедуру обробки сигналів [2].

Рішення (1.11) принципово можливо отримати, якщо буде відома матриця $D_{o\phi}$. При цьому, як можна зрозуміти зі змісту гаусівського наближення, вихідним є таке рівняння

$$D_{o\phi} = FD_{o\phi} + D_{o\phi}F^T - 2D_{o\phi}H^TG_{\xi_{II}}^{-1}HD_{o\phi} + 0,5G_{\xi_x},$$

з урахуванням введених «еквівалентів» для членів F і H .

Беручи до уваги зазначене, отримаємо

$$D_{o\phi} = F(\hat{x})D_{o\phi} + D_{o\phi}F^T(\hat{x}) - 2D_{o\phi}H^T(\hat{x})G_{\xi_{II}}^{-1}H(\hat{x})D_{o\phi} + 0,5G_{\xi_x}. \quad (1.12)$$

Аналіз співвідношень (1.10) і (1.12) показує, що члени K_m і D_{of} залежать від

$$H(\hat{x}) = \frac{\partial u_c(x, t)}{\partial x} \bigg|_{(x = \hat{x})},$$

тобто від поточної оцінки $\hat{x}$ вектору x . Внаслідок цього не можна заздалегідь визначати член K_m , а потім в процесі вимірювань вирішувати лише рівняння (1.11). Це рівняння на відміну від випадку лінійної фільтрації, можна вирішувати тільки спільно з рівнянням (1.12), що дозволяє знаходити член K_m в кожен поточний момент часу [2].

З огляду на симетричність матриці D_{of} , можна переконатися, що прийняте ускладнення обробки сигналів характеризується необхідністю вирішувати $0,5n(n+1)$ нелінійних диференціальних рівнянь, які визначаються матричним диференціальним рівнянням (1.12). Щоб спростити процедуру обробки, нерідко обмежуються знаходженням оцінок $\hat{x}$ вектору x , вводячи додаткові обмеження. Одне з таких обмежень зводиться до того, що для наближених оцінок $\hat{x}$ усереднюють в (1.12) члени, які є періодичними функціями часу. Найчастіше це функції, пропорційні $\cos^2 \omega t$ (чи $\sin^2 \omega t$), де ω — несуча частота радіосигналу. При цьому передбачається, що швидко змінюються сигнали, частоти яких дорівнюють або близькі до 2ω , вони практично не впливають на D_{of} . Іноді, крім того, використовують значення D_{of} для стаціонарного режиму, коли $\dot{D}_{of} = 0$, і замість диференціального рівняння (1.12) отримують алгебраїчне матричне рівняння [2].

1.2 Основне рівняння нелінійної фільтрації сигналів для безперервних марківських процесів

Рівняння нелінійної фільтрації прийнятого повідомлення $x(t)$ і випадкового процесу $\eta(t)$ з білого гаусівського шуму має вигляд

$$\frac{\partial \omega_{ps}(x, \eta, t)}{\partial t} = L_{pr}(x, \eta) \omega_{ps}(x, \eta, t) + \omega_{ps}(x, \eta, t) [F(x, \eta, t) - \langle F(x, \eta, t) \rangle], \quad (1.13)$$

де

$$L_{pr}(x, \eta) \omega_{ps}(x, \eta, t) = \sum_{x'} \lambda(x | x') \omega_{ps}(x', \eta, t) + \sum_{\eta'} \lambda(\eta | \eta') \omega_{ps}(x, \eta', t),$$

$$F(x, \eta, t) = \frac{1}{N_0} \left\{ 2\xi[S(x) + V(\eta)] - [S(x) + V(\eta)]^2 \right\}, \quad (1.14)$$

$$\langle F(x, \eta, t) \rangle = \sum_x \sum_{\eta} F(x, \eta, t) \omega_{ps}(x, \eta, t).$$

Рівняння фільтрації (1.13) узагальнюється на той випадок, коли процеси $x(t)$ і $\eta(t)$, що спостерігаються, є безперервними. При цьому воно зазнає деякі природні зміни, які стосуються виду апіорного оператора і характеру усереднення при отриманні функції $\langle F(x, \eta, t) \rangle$ [3]:

$$\frac{\partial \omega_{ps}(x, \eta, t)}{\partial t} = L_{pr}(x, \eta) \omega_{ps}(x, \eta, t) + \omega_{ps}(x, \eta, t) [F(x, \eta, t) - \langle F(x, \eta, t) \rangle] \quad (1.15)$$

де

$$L_{pr}(x, \eta) = -\frac{\partial}{\partial x} K_1(x, t) - \frac{\partial}{\partial \eta} K_1(\eta, t) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial x^2} K_2(x, t) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial \eta^2} K_2(\eta, t), \quad (1.16)$$

$$F(x, \eta, t) = \frac{1}{N_0} \left\{ 2\xi[S(x) + V(\eta)] - [S(x) + V(\eta)]^2 \right\};$$

$$\langle F(x, \eta, t) \rangle = \iint F(x, \eta, t) \omega_{ps}(x, \eta, t) dx d\eta. \quad (1.17)$$

У цьому підрозділі роботи будемо розглядати найбільш простий випадок, коли перешкода $V(\eta)$ відсутня. При цьому замість виразів (1.14) - (1.17), маємо такі

$$\frac{\partial \omega_{ps}(x, t)}{\partial t} = L_{pr}(x) \omega_{ps}(x, t) + \omega_{ps}(x, t) [F(x, t) - \langle F(x, t) \rangle], \quad (1.18)$$

де

$$L_{pr}(x) = -\frac{\partial}{\partial x} K_1(x, t) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial x^2} K_2(x, t);$$

$$F(x, t) = \frac{1}{N_0} [2\xi S(x) - S^2(x)]; \quad (1.19)$$

$$\langle F(x, t) \rangle = \int F(x, t) \omega_{ps}(x, t) dx.$$

Звернемо увагу на те, що якщо процес $x(t)$ нелінійним чином входить в математичний вираз для сигналу $S(x)$, то зазначені вимоги до виду функції $F(x, t)$ не можуть бути виконані. Це положення справедливо і при нормальному спостерігаємому процесі $x(t)$. Отже, отримати точні еквівалентні рівняння для математичних моментів замість рівняння для щільності ймовірності (1.18) в даній ситуації не представляється можливим. Однак при великих відносинах сигнал/шум характер апостеріорної щільності ймовірності такий, що в першому наближенні її можна все-таки вважати нормальною (гаусівською) [3].

При значних відносинах величини сигнал/шум помилка фільтрації буде мала, і, отже, в межах малого середнє відхилення апостеріорної щільності ймовірності $\sigma_x^*(t)$ функції $K_1(x, t)$, $K_2(x, t)$, $F(x, t)$ будуть змінюватися незначно. Це дозволяє виконати розкладання функції $K_1(x, t)$, $K_2(x, t)$,

$F(x, t)$ до рядів Тейлора в межах обраної точки $x^*(t)$, обмежившись лише першими членами розкладання. У кожному з отриманих рядів слід враховувати тільки ті члени ряду, які відповідають вимогам:

$$K_1(x) = K_1(x^*) + K_1'(x^*) ; K_2(x) = K_2(x^*) ; \quad (1.20)$$

$$F(x, t) = F(x^*, t) + F'(x^*, t)(x - x^*) + \frac{1}{2} F''(x^*, t)(x - x^*)^2 .$$

Якщо підставити вираз (1.20) і функцію

$$\omega_{ps}(x, t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(t)} \exp \left\{ -\frac{[x - m(t)]^2}{2\sigma^2(t)} \right\} ,$$

де $m(t)$ і $\sigma^2(t)$ — математичне очікування і дисперсія апостеріорної щільності ймовірності, в рівняння (1.18) і зробити подальші спрощення, а потім прирівняти члени при однакових ступенях $(x - x^*)$, то в результаті перетворень можна отримати диференціальні рівняння, що визначають шукану оцінку $x^*(t)$ і її дисперсію $\sigma_x^{*2}(t)$ [3]:

$$\frac{dx^*}{dt} = K_1(x^*) + \sigma_x^{*2}(t) F'(x^*, t) , \quad (1.21)$$

$$\frac{d\sigma_x^{*2}}{dt} = 2\sigma_x^{*2} K_1'(x^*) + K_2(x^*) + \sigma_x^{*4} F''(x^*, t) . \quad (1.22)$$

Нехай має місце

$$S(x) = A(t) \cos[\omega_0 t + \varphi_0] = [A_0 + x(t)] \cos(\omega_0 t + \varphi_0), \quad (1.23)$$

де A_0 , ω_0 , φ_0 — постійні відомі заздалегідь величини, а повідомлення $x(t)$ буде являти собою нормальний марківський процес рівнянням такого виду

$$\dot{x} + \alpha x = n_x(t),$$

де

$$\langle n_x(t) n_x(t + \tau) \rangle = \frac{N_x}{2} \delta(\tau).$$

Згідно виразами (1.19), (1.23) функція $F(x, t)$ визначається таким чином

$$F(x, t) = \frac{1}{N_0} \left\{ 2\xi(t)[A_0 + x(t)] \cos(\omega_0 t + \varphi_0) - \frac{1}{2}[A_0 + x(t)]^2 \right\}; \quad (1.24)$$

тут відкинутий член з подвійною частотою $2\omega_0$ (технічно це здійснюється шляхом відповідного вибору смуги пропускання фільтра) [3]. Обчисливши похідні $F'(x, t)$ і $F''(x, t)$ за умови $x = x^*$ та підставивши їх значення разом з коефіцієнтами $K_1(x)$, $K_2(x)$, в вирази (1.21), (1.22), отримаємо наступні рівняння оптимальної фільтрації

$$\dot{x}^* = - \left(\alpha + \frac{1}{N_0} \sigma_x^{*2} \right) x^* + \frac{2}{N_0} \sigma_x^{*2} \left[\xi(t) \cos(\omega_0 t + \varphi_0) - \frac{1}{2} A_0 \right], \quad (1.25)$$

$$\dot{\sigma}_x^{*2} = -2\alpha \sigma_x^{*2} - \frac{1}{N_0} \sigma_x^{*4} + \frac{N_x}{2}. \quad (1.26)$$

Зауважимо, що у всіх завданнях фільтрації апіорний розподіл ймовірностей має велику дисперсію, ніж апостеріорна щільність ймовірності. Не є винятком і випадок, який розглядається. Вирішивши рівняння (1.26) при початкових умовах $\sigma^2 = \frac{N_0}{4\alpha}$, отримаємо такий вираз для апостеріорної дисперсії [3]:

$$\sigma^{*2} = \frac{N_0(\gamma - \alpha)e^{2\gamma t} - N_0(\gamma + \alpha)}{1 + ce^{2\gamma t}}, \quad (1.27)$$

де

$$\alpha = \sqrt{1 + \frac{N_x}{2\alpha^2 N_0}},$$

$$c = \frac{4\alpha N_0(\gamma + \alpha) + N_x}{4\alpha N_0(\gamma - \alpha) - N_x}.$$

У стаціонарному режимі роботи при $t \rightarrow \infty$, з 1.27 маємо наступне

$$\bar{\sigma}^{*2} = \alpha N_0 \left(\sqrt{1 + \frac{N_x}{2\alpha^2 N_0}} - 1 \right). \quad (1.28)$$

Оскільки дисперсія оцінки σ_x^{*2} в загальному випадку залежить від часу, то побудова алгоритму (1.25), що містить величину σ_x^{*2} , повинна бути пов'язана з проектуванням блоків, характеристики яких будуть змінюватися з плином часу. Якщо ж змиритися з деякими втратами якості фільтрації в перехідному режимі, то структуру приймального пристрою можна визначити, виходячи з його оптимальності в стаціонарному режимі роботи.

Для цього величину дисперсії $\sigma_x^{*2}(t)$ в рівнянні (1.25) замінімо на значення $\bar{\sigma}_x^{*2} = \text{const}$ (1.28).

В результаті співвідношення (1.25) приймає такий вигляд

$$x^* = -\gamma x^* + \frac{2}{N_0} \bar{\sigma}_x^{*2} \left[\xi(t) \cos(\omega_0 t + \varphi_0) - \frac{1}{2} A_0 \right]. \quad (1.29)$$

Схема оптимального приймального пристрою, складена згідно вираження (1.29), представлена на рис. 1.1.

Як видно, синтезований оптимальний пристрій фільтрації являє собою синхронний приймач, оскільки значення ω_0 і φ_0 відомі точно.

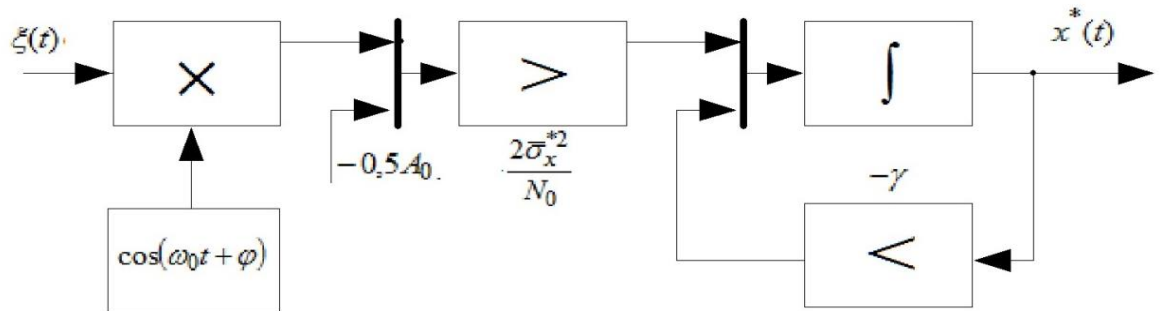


Рисунок 1.1 — Схема оптимального приймача

До сих пір виклад в цьому підрозділі роботи вівся стосовно того випадку, коли фільтрації піддавався тільки сигнал з одним параметром, модульованим одновимірним марківським повідомленням. Причому цей параметр був єдиним випадковим параметром сигналу. На практиці ж приймаємий сигнал володіє декількома випадковими параметрами, хоча корисним (що несе інформацію про повідомлення) може бути один параметр. Кожен з випадкових параметрів сигналу можна розглядати як компонент деякого багатовимірної процесу $x(t)$. Якщо кожен з компонентів $x(t)$ є марківським процесом, то і сам багатовимірний процес $x(t)$ також буде

марківським. Тоді вся описана теорія узагальнюється на багатовимірний випадок [3].

Значний практичний інтерес представляє той варіант, коли все випадкові параметри $x_1(t), \dots, x_m(t)$ сигналу описуються апіорним стохастичним рівнянням виду

$$\dot{x}_\mu = \alpha_\mu(x) + n_\mu(t), \quad (1.30)$$

$$\langle n_\mu(t_1) n_\nu(t_2) \rangle = \frac{1}{2} N_{\mu\nu} \delta(t_1 - t_2), \quad \mu, \nu = 1, 2, \dots, m.$$

Зміна апіорної щільності $\omega_{pr}(x, t)$ випадкового інформативного вектору $x(t)$ визначається багатовимірним рівнянням Фоккера - Планка - Колмогорова:

$$\frac{\partial \omega_{pr}(x, t)}{\partial t} = L_{pr} \omega_{pr}(x, t), \quad (1.31)$$

де відповідно до вираження (1.30)

$$L_{pr} = - \sum_{\mu=1}^m \frac{\partial}{\partial x_\mu} \alpha_\mu + \frac{1}{4} \sum_{\mu, \nu=1}^m \frac{\partial^2}{\partial x_\mu \partial x_\nu} N_{\mu\nu}. \quad (1.32)$$

Узагальнене на багатовимірний випадок рівняння нелінійної фільтрації (1.18) записується в наступному вигляді [3]:

$$\frac{\partial \omega_{ps}(x, t)}{\partial t} = L_{pr} \omega_{ps}(x, t) + \omega_{ps}(x, t) [F(x, t) - \langle F(x, t) \rangle], \quad (1.33)$$

де

$$F(x, t) = \frac{1}{N_0} \left[2\xi(t)S(x, t) - S^2(x, t) \right], \quad (1.34)$$

$$\langle F(x, t) \rangle = \int \dots \int F(x, t) \omega_{ps}(x, t) dx. \quad (1.35)$$

Якщо величина відносини сигнал/шум буде досить великою, то є підстави вважати, що апостеріорна щільність ймовірності $\omega_{ps}(x, t)$ буде нормальною за формою. Тоді можна перейти від рівняння для багатовимірної щільності ймовірності (1.33) до системи рівнянь для її параметрів [3].

Р. Л. Стратонічем і Н. К. Кульманом [3] була отримана наступна система рівнянь, що дозволяє відокремити оціночні значення $x_\mu^*(t)$ компонентів вектору $x(t)$ і кумулянти $K_{\mu\nu}^*(t)$ апостеріорного нормального розподілу

$$\dot{x}_\mu^* = \alpha_\mu(x^*) + \sum_{\nu=1}^m K_{\mu\nu}^* \frac{\partial F(x^*, t)}{\partial x_\nu^*}, \quad (1.36)$$

$$\dot{K}_{\mu\nu}^* = \frac{1}{2} N_{\mu\nu} + \sum_{i=1}^m K_{i\nu}^* \frac{\partial a_\mu(x^*)}{\partial x_i^*} + \sum_{i=1}^m K_{\mu i}^* \frac{\partial a_\nu(x^*)}{\partial x_i^*} + \sum_{i,j=1}^m K_{\mu i}^* K_{j\nu}^* \frac{\partial^2 F(x^*, t)}{\partial x_i^* \partial x_j^*}. \quad (1.37)$$

Оптимальна нелінійна система моделює рівняння (1.36), (1.37) на її виходах формуються оціночні значення $x_\mu^*(t)$ компонентів вектора $x^*(t)$.

Апостеріорна помилка фільтрації компонента процесу $x_\mu(t)$ оцінюється дисперсією $\sigma_x^{*2} = K_{\mu\nu}^*(t)$. Зазвичай структуру приймального пристрою знаходять виходячи із вимоги оптимальності в стаціонарному режимі, як це було зроблено в цьому розділі. Відповідно з цим рівняння (1.36), (1.37)

спрощують, замінюючи $K_{\mu\nu}^*(t)$ на їх стаціонарні значення $\bar{K}_{\mu\nu}^*$. Величини $\bar{K}_{\mu\nu}^*$ знаходяться шляхом застосування до рівняння (1.37) операції тимчасового усереднення та подальшого вирішення системи рівнянь.

Тут доречно підкреслити, що гаусівська апроксимація апостеріорної щільності ймовірності і операція тимчасового усереднення системи рівнянь (1.37) є основними наближеними прийомами [4], які використовуються при конкретизації рівнянь нелінійної фільтрації.

Розглянуті методи нелінійної фільтрації повідомлень прийнятих сигналів на фоні перешкод знаходять широке поширення в наукових дослідженнях і в інженерній практиці. У даній роботі отримані в розділі співвідношення будуть використані при синтезі оптимального вимірювача, який функціонує в складі радіолокаційної вимірювальної системи, для оцінювання часу запізнювання або дальності до об'єкта, що спостерігається.

2 СИНТЕЗ ОПТИМАЛЬНОГО ВИМІРЮВАЧА ДАЛЬНОСТІ З НЕЛІНЕАРИЗОВАНИМ ДИСКРИМІНАТОРОМ

2.1 Квазіоптимальні слідкуючи вимірювачі дальності

Залежно від виду зондуємого сигналу вимір дальності до об'єкту можна здійснювати шляхом вимірювання або часу запізнювання сигналу (імпульсна дальнометрія), або частоти биття (частотна дальнометрія). Найбільш широке застосування в радіолокаційних станціях (РЛС) знайшли імпульсні стежачи вимірювачі дальності, які часто застосовуються при селекції цілей по дальності для збільшення завадостійкості РЛС. Такі вимірювачі отримали назву систем автоматичного супроводу по дальності (АСД) [5].

Розглянемо процес автоматичного супроводу по дальності. Алгоритм, на основі якого реалізується схема АСД за критерієм максимальної правдоподібності, визначається таким виразом

$$\int_0^T x(t)u(t, a - \Delta a)dt - \int_0^T x(t)u(t, a + \Delta a)dt = 0, \quad (2.1)$$

де $u(t, a - \Delta a)$ і $u(t, a + \Delta a)$ — вагові функції.

Згідно виразу (2.1) необхідно для кожного значення затримки τ обчислити два близьких значення z в моменти часу $(\hat{\tau} + \Delta\tau)$ і $(\hat{\tau} - \Delta\tau)$ і порівняти отримані результати. Оцінка часу $\hat{\tau}$ відповідає нульовому значенню різниці двох кореляційних інтегралів. Схема АСД представлена на рис.2.1. Пояснимо її роботу з використанням часової діаграми (рис. 2.2) [5]. Часовий модулятор (ВМ) здійснює формування першого селекторного імпульсу тривалістю τ_c , з рівною тривалістю імпульсу сигналу; другий

селекторний імпульс виходить шляхом затримки першого імпульсу в лінії затримки на час τ_c .

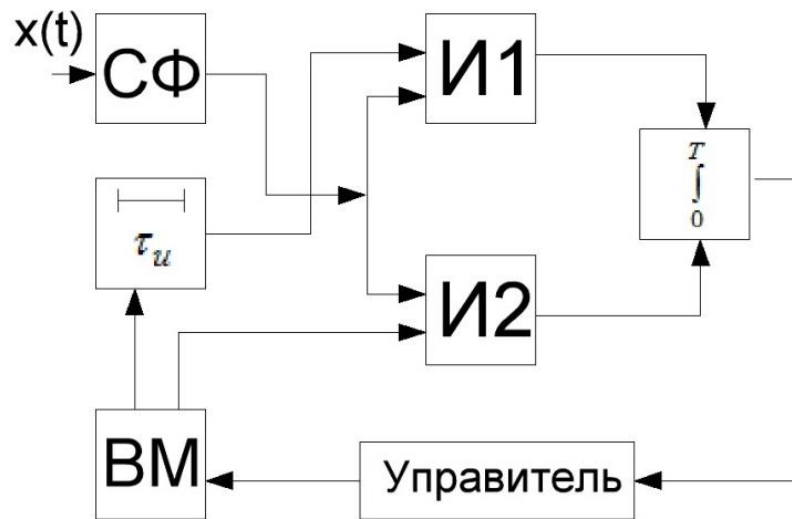


Рисунок. 2.1 — Структурна схема системи автоматичного супроводу по дальності

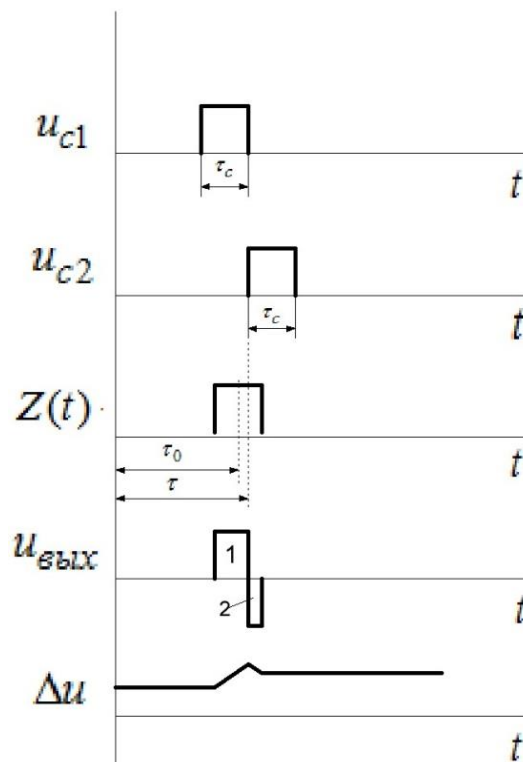


Рисунок. 2.2 — Часова діаграма процесу АСД

Дискримінатором (Д) системи є схема, що складається з двох каскадів збігів И1 і И2 [6], на які подаються сигнал $Z(\tau)$ і селекторні імпульси

$$u_{c1} = u(t, \hat{\tau} - \Delta\tau),$$

$$u_{c2} = u(t, \hat{\tau} + \Delta\tau).$$

Вихідний відгук дискримінатора $u_{вих}$ представляє собою різні по полярності імпульси, тривалість яких визначається в кожній схемі збігів И часом перекриття селекторної імпульсу з вхідним сигналом. При інтегруванні в інтеграторі енергії цих імпульсів накопичуються, формуючи різниця напруги ΔU , величина якої визначається різницею істинного значення затримки сигналу τ_0 і значенням затримки середини селекторних імпульсів $|\varepsilon| = \tau_0 - \tau$. Ця різниця називається часовою неузгодженістю [5]. Залежно від величини неузгодженості управитель виробляє команди для зміни часового положення селекторних імпульсів таким чином, щоб звести цю неузгодженість $|\varepsilon|$ до нуля. Процес усунення часової неузгодженості еквівалентний перехідному процесу в стежачій системі. Після закінчення перехідного процесу система видає оцінку $\hat{\tau}$ вимірюваного часу затримки відбитого від об'єкта сигналу. Відлік часу запізнювання проводиться від моменту випромінювання зонduючого сигналу. Запуск часового модулятора, що формує розглянуті селекторні імпульси, проводиться імпульсом синхронізації станції [5].

Щоб стежачий вимірювач системи виробляв вимір затримки, необхідно, щоб селекторні імпульси перекрилися з імпульсом об'єкту. Первісний збіг селекторних імпульсів з сигналом досягається за допомогою так званої схеми пошуку і захоплення.

У режимі пошуку відбитого сигналу (цілі) стежача система розімкнута, а управитель відключений від тимчасового модулятора. Переміщення

селекторних імпульсів по осі часу відбувається шляхом подачі лінійно змінюючої напруги на пристрій ВМ, що подається зі схеми пошуку і захоплення. Це переміщення здійснюється періодично з періодом T_n в інтервалі апріорних затримок по дальності (рис.2.3) [5]. Як тільки відбувається поєднання селекторних імпульсів з сигналом, відбувається спрацювання автомата захоплення, який перемикає стежачий вимірювач з режиму пошуку в режим супроводу цілі по дальності. При цьому від пристрою ВМ відключається схема пошуку і до неї підключається управитель. Режим перемикання в літературі називають захопленням цілі. З моменту захоплення цілі вимірювач працює далі в стежачому режимі. Напруга на виході управителя буде пропорційно дальності до спостерігаємої цілі.

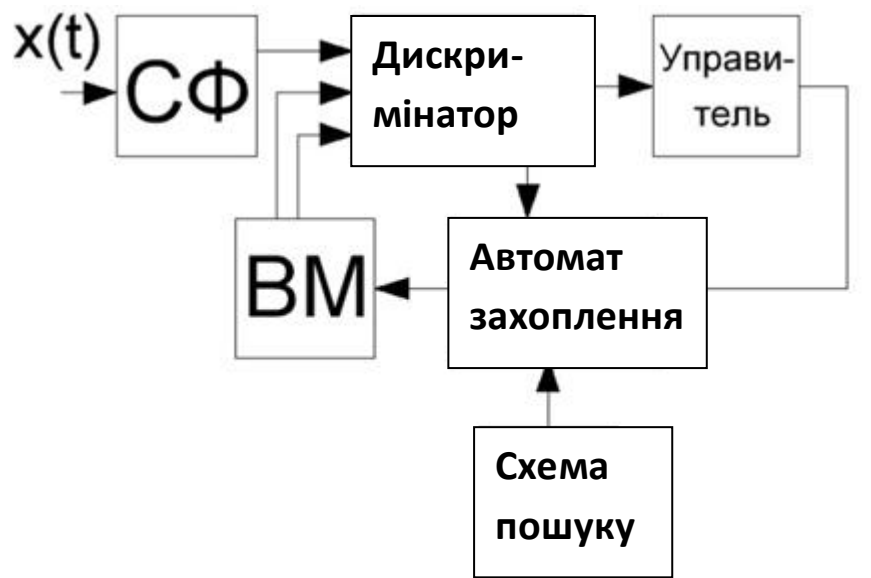


Рисунок. 2.3 — Схема пошуку і захоплення цілі [5]

Залежність вихідної напруги системи Δu від часової неузгодженості ε називають дискримінаційною характеристикою. На рис.2.4 представлена ідеалізована дискримінаційна характеристика, яка отримана в припущенні

відсутності шуму на вході дискримінатора і прямокутності селекторних імпульсів і зонduючого сигналу, а також за умови $\tau_c = \tau_u$.

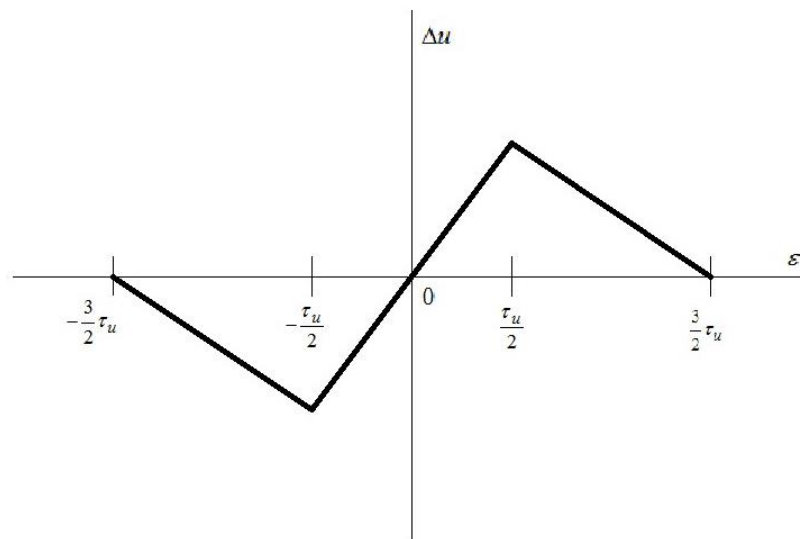


Рисунок. 2.4 — Ідеалізована дискримінаційна характеристика часового дискримінатора

При повній відповідності в часі середина двох селекторних імпульсів буде збігатися з серединою імпульсу вхідного сигналу, відбитого від цілі. Напруга на виході часового дискримінатора дорівнюватиме нулю ($\Delta u = 0$). Зі збільшенням неузгодженості ε напруга Δu буде збільшуватися; полярність напруги залежить від знаку ε . Максимальне значення напруги відповідає неузгодженості $\varepsilon = \tau_u / 2$. При подальшому збільшенні неузгодженості ε напруга на виході часового дискримінатора зменшується і при значенні $|\varepsilon| = 3\tau_u / 2$ стає рівним нулю. Загальна протяжність дискримінаційної характеристики пристрою дорівнює $3\tau_u$. Ця тривалість визначатиме роздільну здатність системи, що стежить за дальністю або за часом затримки [5].

Якщо на вхід часового дискримінатора подати адитивну суміш сигналу з шумом, то відгук дискримінатора Δu в залежності від ступеня неузгодженості ε буде змінюватися і характер цієї залежності буде визначатися значенням відношення сигнал/шум. Якщо вважати, що ширина

спектру шуму більше ефективної смуги пропускання всієї замкнутої системи вимірювача і процеси в дискримінаторі протікають значно швидше, ніж у вимірювачі в цілому, то відгук дискримінатора Δu можна вважати що складається з двох складових: середнього значення Δu_c і деякого шуму Δu_n , який можна вважати білим з-за інерційності наступних ланцюгів. Спектральну щільність шуму слід вважати рівною спектральній щільності вихідних флуктуацій дискримінатора. Функцію Δu_c називають сигналом на виході дискримінатора.

На рис.2.5,а дана залежність сигналу від наявної часової неузгодженості. Крива 1 рис.2.5, а буде відповідати малим флуктуаціям, а крива 2 відповідає великим. Протяжність лінійної ділянки і крутизна отриманої функції з ростом флуктуацій зменшуються [5].

Величина флуктуацій на виході дискримінатора Δu_n в ще більшому ступені залежить від рівня і характеру перешкод (рис.2.5, б). Вихідні флуктуації дискримінатора складаються з декількох компонентів: биття компонент вхідних перешкод в нелінійному пристрої, яким є дискримінатор; биття компонент перешкоди з сигналом; биття компонент флуктуацій сигналу.

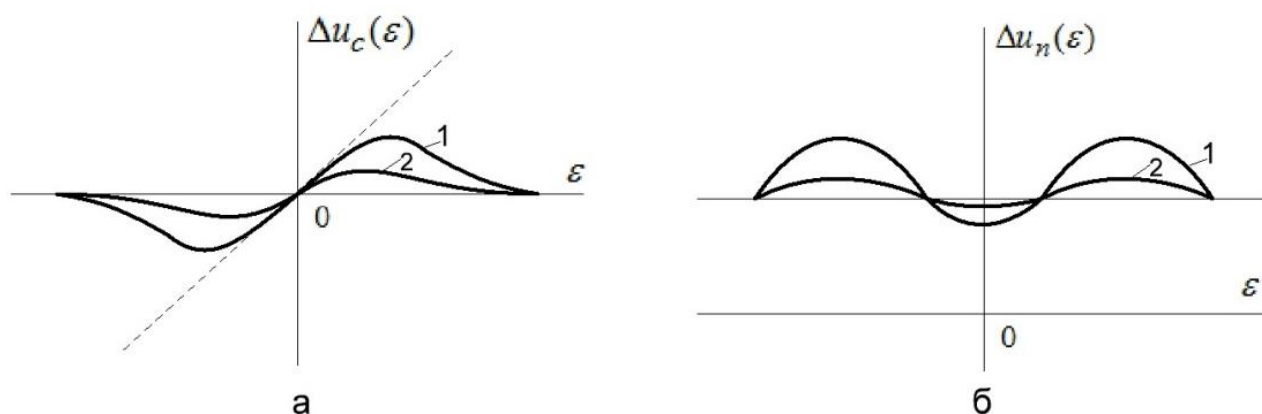


Рисунок. 2.5 — Дискримінаційні характеристики при наявності вхідного шуму

Інтенсивність розглянутих складових залежить від $|\varepsilon|$. Флуктуації сигналу як функція часової неузгодженості часто має вигляд двогорбої кривої з провалом біля точки $\varepsilon = 0$ (рис. 2.5, б), підйомом біля екстремумів Δu_c і при дуже великих значеннях ε мають постійний рівень. В процесі $\varepsilon \rightarrow \infty$ величина Δu_n визначається тільки внутрішнім шумом вимірювача [5].

2.2 Оптимальний радіолокаційний далекомір з нелінеаризованим дискримінатором

При синтезі оптимального радіолокаційного далекоміра з нелінеаризованим дискримінатором вважають, що далекомір працює в режимі автосупроводу, а спостережувана дальність D визначається рівнянням [2]

$$\dot{D} = -k_{\partial 1} D + \xi_{\partial}. \quad (2.2)$$

В останньому рівнянні $k_{\partial 1}$ - що не змінюється в часі коефіцієнт; ξ_{∂} - формуючий білий шум з рівним нулю математичним очікуванням і заданої односторонньої спектральної щільністю $G_{\xi_{\partial}}$. Дальність до об'єкта D в момент часу t_0 , коли починаються вимірювання, складає $D(t_0)$. Як впливає зі співвідношення (2.2), величина $T_{\partial} = 1/k_{\partial 1}$ характеризує постійну часу формуючого фільтру нижніх частот з входним і вихідним параметрами ξ_{∂} і D відповідно [2].

Якщо коефіцієнт $k_{\partial 1}$ в (2.2) покласти рівним нулю, то матимемо

$$\dot{D} = \xi_{\partial}. \quad (2.2.a)$$

Відповідно до виразу (2.2a) можна вважати, що оптимізується далекомір, якій забезпечує політ літального апарату по дузі окружності щодо

наземного радіомаяка-відповідача. При цьому буде витримуватися незмінною висота H польоту і необхідна похила дальність до радіомаяка становить $D(t_0)$. В наслідок впливу турбулентності атмосфери, помилок управління літаком і ряду інших чинників спостерігається похила дальність D від апарата до радіомаяка виявляється відмінною від величини $D(t_0)$ і є випадковою функцією часу. Випадковий характер зміни дальності D відображається наявністю в рівнянні (2.2а) шуму ξ_∂ . Оскільки рівняння (2.2а) є окремим випадком (2.2), в подальшому враховуємо також рівняння (2.2).

Розглянута частина синтезованого далекоміра є управитель, який вимірює значення керованого (відслідковує) параметра дальності D_y . По суті параметр D_y визначає положення стропа дальності, який повинен збігатися з прийнятим радіоімпульсом [2]. Вважається, що параметр D_y змінюється відповідно до рівняння

$$\dot{D}_y = b_{u\partial} + u_\partial, \quad (2.3)$$

де $b_{u\partial}$ — коефіцієнт пропорційності, що дорівнює швидкості зміни D_y при одиничному значенні напруги u_∂ .

У початковий момент часу t_0 дальність дорівнює $D_y = D_y(t_0)$. Дальність D_y і напруга u_∂ характеризують фазову координату і керуючий сигнал в представленому рівнянні (2.4), яке в даній задачі є скалярним [2].

$$\dot{x}_y = F_y x_y + B_u u + \xi_y. \quad (2.4)$$

У векторно-матричній формі замість рівнянь (2.2) і (2.3) виходить таке рівняння стану

$$\dot{x} = Fx + Bu + \xi_x, \quad (2.5)$$

де x містить компоненти дальності D і D_y ;

$$F = \begin{bmatrix} -k_{\partial 1} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} 0 \\ b_{u\partial} \end{bmatrix}, u = u_{\partial}, \xi_x^T = [\xi_{\partial} \quad 0].$$

Вважаємо, що приймаємий вхідний сигнал - це когерентні періодичні радіоімпульси з колоколообразною формою обвідної. Амплітуда U_{np} , період повторення T_u , еквівалентна тривалість τ_u і несуча частота ω цих прийнятих імпульсів покладаються відомими [2]. При цьому параметр τ_u відповідає тривалості прямокутного імпульсу з амплітудою U_{np} і площею, яка дорівнює площі прийнятого імпульсу колоколообразної форми. Приймається радіоімпульс з номером $i (i = 1, 2, \dots)$ при дальності до цілі D

$$u_{np1} = U_{np} \exp \left[-\frac{\pi}{2\tau_u^2} \left(t - iT_u - \frac{2D}{c} \right)^2 \right] \cos \left[\omega \left(t - \frac{2D}{c} \right) \right] + \xi_{u1}. \quad (2.6)$$

У рівнянні ξ_{u1} - це білий шум з рівним нулю математичним очікуванням і відомою односторонньою спектральною щільністю $G_{\xi_{u1}}$.

Передбачається також, що безінерційний вимірювач дальності D_y , виробляє напругу

$$u_{np2} = k_{\partial y} D_y + \xi_{\partial y}, \quad (2.7)$$

де $k_{\partial y}$ — коефіцієнт передачі вимірювача дальності D_y , а $\xi_{\partial y}$ — білий шум з рівним нулю математичним очікуванням і відомої

односторонньої спектральної щільністю $G_{\xi_{u1}}$. Даний вимірювач необхідний для виконання умови, що синтезується пристрій було керованим і контрольованим.

Напруги u_{np1} і u_{np2} утворюють вектор спостережень u_{np} . Оскільки завдання синтезу вимірювача дальності вирішується в гаусівському наближенні, залежність напруги u_{np1} від дальності D необхідно лінеаризувати щодо оціненого значення $\hat{D}$ дальності [2]. У лінеаризованій формі маємо

$$u_{np1} = u_{c1}(\hat{D}) + \frac{\partial u_{c1}(\hat{D})}{\partial \hat{D}} (D - \hat{D}) + \xi_{u1}. \quad (2.8)$$

Вхідні в (2.8) величини визначаються так

$$u_{c1}(\hat{D}) = U_{np} \exp \left[-\frac{\pi}{2\tau_u^2} \left(t - iT_u - \frac{2\hat{D}}{c} \right)^2 \right] \cos \left[\omega \left(t - \frac{2\hat{D}}{c} \right) \right]; \quad (2.9)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial u_{c1}(\hat{D})}{\partial \hat{D}} = \frac{\partial u_{np1}}{\partial D} \Big|_{(D = \hat{D})} = \frac{2U_{np}}{c} \exp \left[-\frac{\pi}{2\tau_u^2} \left(t - iT_u - \frac{2\hat{D}}{c} \right)^2 \right] & \left\{ \frac{\pi}{\tau_u^2} \left(t - iT_u - \frac{2\hat{D}}{c} \right) \times \right. \\ & \left. \times \cos \left[\omega \left(t - \frac{2\hat{D}}{c} \right) \right] + \omega \sin \left[\omega \left(t - \frac{2\hat{D}}{c} \right) \right] \right\}. \end{aligned} \quad (2.10)$$

Об'єднавши вирази (2.7) і (2.8), отримаємо лінеаризоване векторно-матричне рівняння спостережень у вигляді (1.5), де

$$u_c(\hat{x}) = \begin{bmatrix} u_{c1}(\hat{D}) \\ k_{\partial y} \hat{D}_y \end{bmatrix}; H = \begin{bmatrix} \frac{\partial u_{c1}(\hat{D})}{\partial \hat{D}} & 0 \\ 0 & k_{\partial y} \end{bmatrix} \text{ и } \xi_u^T = \begin{vmatrix} \xi_{u1} & \xi_{\partial y} \end{vmatrix}.$$

Хоча приймаємий вхідний радіосигнал є імпульсним, допустимо користуватися результатами теорії синтезу оптимальних аналогових стежачих вимірників. Ця обставина пояснюється тим, що, як правило, виконується умова $\tau_{xj} \gg T_u$ ($j=1,2,\dots,n$), де τ_{xj} - інтервал кореляції процесу xj . Коли виконується умова $\tau_{xj} \gg T_u$, замість різницевих рівнянь стану допустимо користуватися диференціальними рівняннями. З урахуванням наведеного тут і синтезуються аналогові системи, що стежать [2].

При синтезі розглянутого далекоміра із застосуванням лінійних рівнянь стану (2.2) і (2.3), а також рівнянь спостереження (2.7) і (2.8), де (2.8) - результат лінеаризації (2.6), будемо вважати, що реалізується локальне управління, яке використовує такий критерій якості

$$\hat{I} = M_y \left\{ x^T Q_1 x + \int_{t_0}^t x^T(t_1) L_1 x(t_1) dt_1 + \int_{t_0}^t u^T(t_1) K^{-1} u(t_1) dt_1 \right\}, \quad (2.11)$$

при параметрі $L_1 = 0$ і шумі ξ_∂ , ξ_{u1} і $\xi_{\partial y}$ являються взаємно некорельованими.

Оскільки в розглянутій задачі відстежуємий і керований параметри представляють дальності D і D_y відповідно, матрицю A , що входить до складу матриці $Q_1 = A^T Q A$, слід записати у вигляді $A = [1-1]$. Матриці $K^{-1} = 1/K$ і Q , що входять в (2.11), є скалярними величинами, що не залежать від часу; причому $Q=1$ [2].

З урахуванням сказаного на основі рівняння (2.11) отримуємо

$$\hat{I} = M_y \left\{ (\mathcal{D} - \mathcal{D}_y)^2 + \frac{1}{K} \int_{t_0}^t u_\partial^2(\tau) d\tau \right\}.$$

Оскільки вже визначені рівняння стану і спостережень, а також критерій якості $\hat{I}$, необхідно знайти такий керуючий сигнал u_∂ , при якому критерій $\hat{I}$ буде мінімальним. Поставленій вимоги буде задовольняти такий вектор управління

$$u = -KB^T Q_1 \hat{x} = -KB^T A^T Q(A_{от} \hat{x}_{от} - A_y \hat{x}_y) = -KB_u^T A_y^T Q(A_{от} \hat{x}_{от} - A_y \hat{x}_y). \quad (2.12)$$

З урахуванням введених матриць B , A и $\hat{x}^T = [\hat{\mathcal{D}} \quad \hat{\mathcal{D}}_y]$, на основі рівняння (2.12) отримаємо

$$u_\partial = Kb_{u\partial} (\hat{\mathcal{D}} - \hat{\mathcal{D}}_y). \quad (2.13)$$

Вхідні в (2.13) $\hat{\mathcal{D}}$ і $\hat{\mathcal{D}}_y$ — оцінені (виміряні) значення діяльності $\mathcal{D}$ і $\mathcal{D}_y$, які визначаються за допомогою рівнянь [2]

$$z_{\partial c} = \left[\frac{\partial l}{\partial x} \Big|_{(x = \hat{x})} \right]^T = 2 \left[\frac{\partial u_c(\hat{x}, t)}{\partial \hat{x}} \right] G_{\xi_u}^{-1} [u_{np}(t) - u_c(\hat{x}, t)], \quad (2.14)$$

і

$$\dot{\hat{x}} = F\hat{x} + D_{o\phi} z_{\partial c} + Bu. \quad (2.15)$$

Уявімо в даній задачі синтезу матрицю D_{of} дисперсій і взаємних дисперсій помилок фільтрації $\Delta\mathcal{D} = \mathcal{D} - \hat{\mathcal{D}}$ і $\Delta\mathcal{D}_y = \mathcal{D}_y - \hat{\mathcal{D}}_y$ у такому вигляді

$$D_{of} = \begin{bmatrix} D_{\partial} & D_{\partial\partial y} \\ D_{\partial\partial y} & D_{\partial y} \end{bmatrix}, \quad (2.16)$$

де D_{∂} і $D_{\partial y}$ — дисперсії помилок $\Delta\mathcal{D}$ і $\Delta\mathcal{D}_y$, а $D_{\partial\partial y}$ — їх взаємна дисперсія.

Відповідно до рівняння (2.14) знаходимо, що дискримінатор формує такі сигнали

$$z_{\partial c1} = \frac{2}{G_{\xi_u}} \frac{\partial u_{c1}(\hat{\mathcal{D}})}{\partial \hat{\mathcal{D}}} [u_{np1} - u_{c1}(\hat{\mathcal{D}})], \quad (2.17)$$

$$z_{\partial c2} = \frac{2}{G_{\xi_{\partial y}}} (u_{np2} - k_{\partial y} \hat{\mathcal{D}}_y). \quad (2.18)$$

Використовуючи вираз (2.15), отримуємо скалярні рівняння

$$\dot{\hat{\mathcal{D}}} = -k_{\partial 1} \hat{\mathcal{D}} + D_{\partial} z_{\partial c1} + D_{\partial\partial y} z_{\partial c2}, \quad (2.19)$$

$$\dot{\hat{\mathcal{D}}}_y = D_{\partial\partial y} z_{\partial c1} + D_{\partial y} z_{\partial c2} + b_{u\partial} u_{\partial}, \quad (2.20)$$

що дозволяють разом з (2.9), (2.10), (2.17) і (2.18) знаходити дальності $\mathcal{D}$ і $\mathcal{D}_y$.

У наведених рівняннях (2.19) і (2.20) невідомими є елементи матриці D_{of} [2]. Для їх знаходження використовують векторноматричне рівняння Риккати (1.12), з якого за умов даного завдання синтезу впливають такі скалярні диференціальні рівняння для дисперсій:

$$\dot{D}_\partial = -2k_{\partial 1}D_\partial - \frac{2}{G_{\xi_{u1}}} \left[\frac{\partial u_{c1}(\hat{D})}{\partial \hat{D}} \right]^2 D_\partial^2 - \frac{2k_{\partial y}^2}{G_{\xi_{\partial y}}} D_{\partial \partial y}^2 + 0,5G_{\xi_\partial}, \quad (2.21)$$

$$\dot{D}_{\partial \partial y} = -k_{\partial 1}D_{\partial \partial y} - \frac{2}{G_{\xi_{u1}}} \left[\frac{\partial u_{c1}(\hat{D})}{\partial \hat{D}} \right]^2 D_\partial D_{\partial \partial y} - \frac{2k_{\partial y}^2 D_{\partial y} D_{\partial \partial y}}{G_{\xi_{\partial y}}}, \quad (2.22)$$

$$\dot{D}_{\partial y} = -\frac{2}{G_{\xi_{u1}}} \left[\frac{\partial u_{c1}(\hat{D})}{\partial \hat{D}} \right]^2 D_{\partial \partial y} - \frac{2k_{\partial y}^2 D_{\partial y}^2}{G_{\xi_{\partial y}}}. \quad (2.23)$$

Аналіз отриманих рівнянь (2.21) — (2.23), де $\hat{D}$, $\hat{D}_y$, D_∂ , $D_{\partial y}$ і $D_{\partial \partial y}$ при $t = t_0$, складають $\hat{D}(t_0)$, $\hat{D}_y(t_0)$, $D_\partial(t_0)$, $D_{\partial y}(t_0)$ і $D_{\partial \partial y}(t_0)$ призводить до висновку, що дальності D_∂ , $D_{\partial y}$ і $D_{\partial \partial y}$ залежать від $\hat{D}$. В силу цього рівняння (2.19) - (2.23) необхідно буде далі вирішувати спільно. На підставі виразів (2.2), (2.3), (2.6), (2.13) і (2.17) - (2.20) виходить наведена на рис. 2.6 структурна схема синтезованого оптимального далекоміра разом з формувачами спостережуваного параметру D і корисною складовою

$$u_{c1}(D) = U_{np} \exp \left[-\frac{\pi}{2\tau_u^2} \left(t - iT_u - \frac{2D}{c} \right)^2 \right] \cos \left[\omega \left(t - \frac{2D}{c} \right) \right]$$

в складі прийнятого вхідного сигналу (2.6). При цьому напруги $u_{c1}(D)$ і $u_{c1}(\hat{D})$ виробляють модулятори D і $\hat{D}$, в котрі надходять модульовані радіоімпульси u_{zc} з генератора імпульсів високої частоти і модулюючі вплив D і $\hat{D}$. Амплітуда модулюємого імпульсу u_{zc} з номером $i(i=1,2,\dots)$

дорівнює U_{np} , а всі інші його параметри будуть такими ж, як і у зондуючого радіосигналу

$$u_{zc} = U_{np} \exp \left[-\frac{\pi}{2\tau_u^2} (t - iT_u)^2 \right] \cos \omega t .$$

Під дією процесів D і $\hat{D}$ радіоімпульси зміщуються в часі на величину $2D/c$ і $2\hat{D}/c$ відповідно [2]. Як випливає з рис.2.6 [2], синтезований далекомір представляє багатовимірну нелінійну систему, що стежить. Характерним для даної схеми є те, що при формуванні параметру бере участь не тільки сигнал u_{np1} , а й напруга u_{np2} .

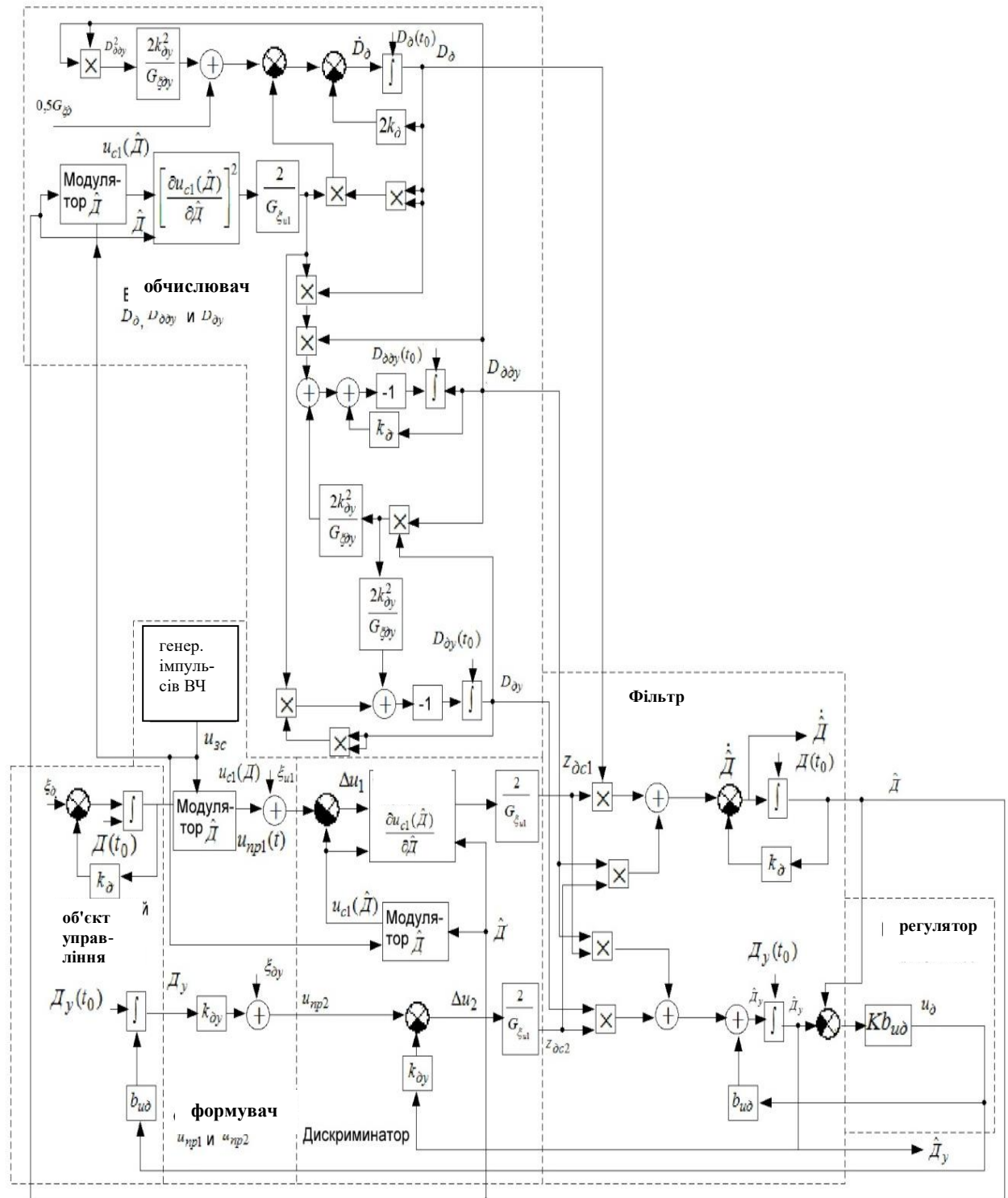


Рисунок 2.6 — Структурна схема синтезованого оптимального далекоміра інформаційної системи

3 ОПТИМАЛЬНИЙ ЛІНІЙНИЙ ФІЛЬТР

3.1 Огляд методів і моделей оптимальної лінійної фільтрації

Завдання синтезу алгоритму послідовної фільтрації сукупності (вектора) інформаційних параметрів ставиться таким чином. Нехай модель невозмущеної траєкторії переміщення об'єкту задана наступним різницеvim рівнянням [7]

$$\mathcal{G}_n = \Phi_n \mathcal{G}_{n-1},$$

а спостережувана випадкова векторна послідовність представлена рівнянням

$$Y_n = H_n \mathcal{G}_n + \Delta Y_n,$$

де $\mathcal{G}_n$ - $(s+l)$ -мірний вектор фільтруючих параметрів траєкторії об'єкту ;

Y_n - l -мірний вектор спостережуваних координат;

ΔY_n - l -мірний вектор похибок вимірювання координат;

Φ_n, H_n - відомі заздалегідь матриці.

Послідовність векторів похибок Y_n і ΔY_n є некорельованою випадковою послідовністю з математичним очікуванням, рівним нулю, і відомою заздалегідь кореляційною матрицею R_n .

Нехай $\hat{\mathcal{G}}_{n-1}$ - вектор оцінок значень параметрів траєкторії руху цілі, обчислений за результатами сукупності $n-1$ вимірів координат, а Ψ_{n-1} - відповідна виконаним вимірам кореляційна матриця помилок оцінювання [7].

Потрібно знайти вираження для вектора $\hat{\mathcal{G}}_n$ використовуючи при

цьому вектор $\hat{\vartheta}_{n-1}$ отриманих раніше оцінок і результати нового поточного вимірювання Y_n , а також вираз для кореляційної матриці похибок Ψ_n по відомим заздалегідь матрицями Ψ_{n-1} і R_n [7].

Як відомо із загальної теорії оцінювання, оптимальне рішення задачі послідовної фільтрації зводиться до визначення апостеріорної щільності ймовірності фільтрованих параметрів, так як вона містить всю інформацію, отриману раніше з апіорних джерел та результатів поточних спостережень. Диференціюючи отриману апостеріорну щільність ймовірності, можна отримати оптимальну оцінку інформативних параметрів за критерієм максимуму апостеріорної ймовірності. Саме так і розуміється оптимальна послідовна фільтрація далі в нашій роботі.

Вважаємо, що є оцінка $\hat{\vartheta}_{n-1}$ вектора інформативних параметрів $\hat{\vartheta}_n$, отримана за результатами попередніх $(n-1)$ результатів вимірювань координати. Розподіл вектора параметрів $\hat{\vartheta}_{n-1}$ передбачається гаусівським з математичним очікуванням ϑ_{n-1} і кореляційною матрицею Ψ_{n-1} . Вектор параметрів $\hat{\vartheta}_{n-1}$ екстраполюється на момент наступного (n-го) вимірювання відповідно до рівнянням [7]

$$\hat{\vartheta}_{n|n-1} = \vartheta_{\vartheta n} = \Phi_n \hat{\vartheta}_{n-1}. \quad (3.1)$$

Вид матриці екстраполяції Φ_n визначається безпосередньо моделлю траєкторії руху цілі. Наприклад, для однієї координати x_n , подається поліномом другого ступеня $\hat{\vartheta}_{n-1} = \|x_{n-1} \dot{x}_{n-1} \ddot{x}_{n-1}\|^T$, маємо

$$\Phi_n = \begin{bmatrix} 1 & \tau_{\vartheta} & \tau_{\vartheta}^2 / 2 \\ 0 & 1 & \tau_{\vartheta} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

а вираз (3.1) представляється в наступному вигляді

$$\mathcal{G}_{\varepsilon n} = \begin{bmatrix} \hat{\mathcal{X}}_{\varepsilon n} \\ \hat{\mathcal{X}}_{\varepsilon n} \\ \hat{\mathcal{X}}_{\varepsilon n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \tau_{\varepsilon} & \tau_{\varepsilon}^2 / 2 \\ 0 & 1 & \tau_{\varepsilon} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mathcal{X}}_{n-1} \\ \hat{\mathcal{X}}_{n-1} \\ \hat{\mathcal{X}}_{n-1} \end{bmatrix},$$

де $\tau_{\varepsilon} = t_n - t_{n-1}$.

Кореляційна матриця похибок Ψ_{n-1} також екстраполюється до поточного моменту часу t_n по формулі [7]

$$\Psi_{n|n-1} = \Psi_{\varepsilon n} = \Phi_n \Psi_{n-1} \Phi_n^T. \quad (3.2)$$

З урахуванням лінійності використовуваного оператора екстраполяції Φ_n розподіл вектора екстрапольованих параметрів буде також гаусівським:

$$\omega(\hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n}) = C_1 \exp \left[-0,5(\hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n} - \mathcal{G}_n)^T \Psi_{\varepsilon n}^{-1} (\hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n} - \mathcal{G}_n) \right], \quad (3.3)$$

де $\mathcal{G}_n$ - вектор дійсних значень інформативних параметрів в момент часу t_n ;

C_1 - нормуючий множник.

Щільність ймовірності розподілу (3.3) є апіорної щільністю ймовірності для вектора оцінюваних параметрів перед черговим (n-м) виміром. У момент t_n проводиться черговий вимір координат цілі. Для випадку трикоординатної РЛС маємо $Y_n = \|r_n \beta_n \varepsilon_n\|^T$. Вважається, що похибки вимірювання координат будуть нормально розподілені і не корельовані в сусідніх оглядах станції [7]. Отже, отримаємо

$$\omega(Y_n | \vartheta_n) = C_2 \exp \left[-0,5(Y_n - H_n \vartheta_n)^T R_n^{-1} (Y_n - H_n \vartheta_n) \right], \quad (3.4)$$

де R_n^{-1} - зворотна кореляційна матриця похибок результатів вимірювань.

При використанні прийнятих припущень про відсутність міжобзорної кореляції похибок результатів вимірювань апостеріорна щільність ймовірності для параметру ϑ_n після n вимірювань визначається за відомою формулою Байеса

$$\omega(\hat{\vartheta}_n | Y_n) = C_3 \omega(\hat{\vartheta}_{\vartheta n}) \omega(Y_n | \vartheta_n). \quad (3.5)$$

Оскільки розподіл складових нормальний, то апостеріорний розподіл (3.5) також буде нормальним:

$$\omega(\hat{\vartheta}_n | Y_n) = C_4 \exp \left[-0,5(\hat{\vartheta}_n - \vartheta_n)^T \Psi_n^{-1} (\hat{\vartheta}_n - \vartheta_n) \right], \quad (3.6)$$

де $\hat{\vartheta}_n$ вектор оцінюваних параметрів по n вимірам;

Ψ_n — кореляційна матриця похибок оцінки параметрів.

Для гаусівського розподілу $\max \omega(\hat{\vartheta}_n | Y_n)$ відповідає математичному очікуванню вектора оцінюваних параметрів [7].

Отже, завдання оцінки параметрів по максимуму апостеріорної ймовірності зводиться в розглянутому випадку до знаходження шуканих параметрів $\hat{\vartheta}_n$ і Ψ_n в виразі (3.6).

Використовуючи вирази (3.2) - (3.5) для щільності ймовірності, що входять в формулу (3.6), після логарифмування одержуємо

$$(\hat{\vartheta}_n - \vartheta_n)^T \Psi_n^{-1} (\hat{\vartheta}_n - \vartheta_n) = (\hat{\vartheta}_{\vartheta n} - \vartheta_n)^T \Psi_{\vartheta n}^{-1} (\hat{\vartheta}_{\vartheta n} - \vartheta_n) +$$

$$+ (Y_n - H_n \mathcal{G}_n)^T R_n^{-1} (Y_n - H_n \mathcal{G}_n) + const.$$

З цього рівняння знаходимо такі співвідношення

$$\Psi_n^{-1} = \Psi_{\varepsilon n}^{-1} + H_n^T R_n^{-1} H_n; \quad (3.7)$$

$$\hat{\mathcal{G}}_n = \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n} + \Psi_n H_n^T R_n^{-1} (Y_n - H_n \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n}).$$

При виразах (3.1) і (3.2) для $\hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n}$ і $\Psi_{\varepsilon n}$, основні співвідношення оптимального алгоритму послідовної фільтрації результатів вимірювань можна уявити в такому вигляді [7]

$$\begin{aligned} 1. \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n} &= \Phi_n \mathcal{G}_{n-1}. \\ 2. \Psi_{\varepsilon n} &= \Phi_n \Psi_{\varepsilon n-1} \Phi_n^T. \\ 3. \Psi_n^{-1} &= \Psi_{\varepsilon n}^{-1} + H_n^T R_n^{-1} H_n. \\ 4. K_n &= \Psi_n H_n^T R_n^{-1}. \\ 5. \hat{\mathcal{G}}_n &= \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n} + K_n (Y_n - H_n \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n}). \end{aligned} \quad (3.8)$$

Система отриманих рівнянь (3.8) являє собою алгоритм оптимального рекурентного лінійного фільтру і зазвичай називається в літературі рівняннями фільтра Калмана. Ці рівняння можуть бути перетворені до більш зручного для реалізації на практиці вигляду [7]:

$$\begin{aligned} 1. \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n} &= \Phi_n \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n-1}. \\ 2. \Psi_{\varepsilon n} &= \Phi_n \Psi_{\varepsilon n-1} \Phi_n^T. \\ 3. K_n &= \Psi_{\varepsilon n} H_n^T (H_n \Psi_{\varepsilon n} H_n^T + R_n)^{-1}. \\ 4. \hat{\mathcal{G}}_n &= \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n} + K_n (Y_n - H_n \hat{\mathcal{G}}_{\varepsilon n}) \end{aligned} \quad (3.8a)$$

$$5. \Psi_n = \Psi_{\text{зн}} - K_n H_n \Psi_{\text{зн}}.$$

Загальна структурна схема лінійного фільтра, що реалізує рівняння (3.8а), представлена на рис.3.1.

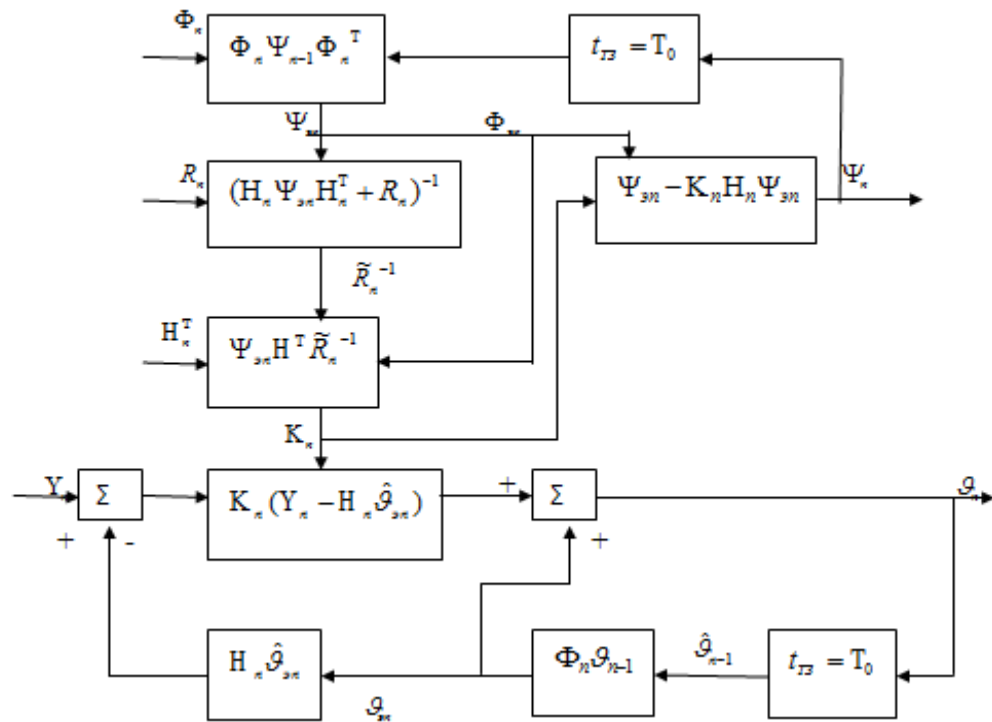


Рисунок 3.1 — Структурна схема лінійного фільтра

Дискретний оптимальний рекурентний лінійний фільтр має такі властивості:

- вираз отриманого фільтра має рекурентну форму і добре підходить для реалізації на ЦВМ;
- вираз фільтра одночасно є описом способу реалізації фільтра;
- кореляційна матриця помилок оцінки параметрів Ψ_n обчислюється незалежно від результатів одержуваних вимірів Y_n .

Отже, якщо задані в експерименті статистичні характеристики похибок вимірювання, то результуючу кореляційну матрицю Ψ_n можна обчислити заздалегідь і зберігати в ЗУ, що дозволяє значно

скоротити час реалізації фільтрації інформаційних параметрів.

3.2. Детерміновані і стохастичні моделі корисних сигналів

Моделі зміни інформаційних параметрів поділяються на детерміновані і випадкові, або стохастичні.

Детермінованими вважаються такі моделі, система рівнянь яких не має випадкових складових, і тому кожні майбутні значення процесу визначаються однозначно при вирішенні системи [8].

Розглянемо оптимальні алгоритми оцінки параметрів координати деякого об'єкту $x(t)$, що лінійно змінюється, за результатами дискретних змін $x_{i_{м.мз}}(i=1,2,\dots,N)$, які характеризуються похибками $\sigma_{x_{i_{м.мз}}}^2$ [9]. У якості оцінюваних параметрів приймемо координату об'єкту x_N і його приріст $\Delta_1 x_N$ в крайній точці спостереження t_N . Будемо для простоти вважати, що зміни виробляються в рівновіддалені моменти часу з інтервалом T_o , а похибки вимірювання не корельовані від одного виміру до іншого виміру [9].

Закон зміни координати представимо у наступному вигляді [9]

$$x(t_i) = x_i = x_N - (N - i)\Delta_1 x_N, i = 1, 2, \dots, N, \quad (3.9)$$

де $\Delta_1 x_N = T_o \dot{x}_N$ – приріст координати.

Таким чином, в даному випадку вектор оцінюваних параметрів матиме такий вигляд

$$\bar{\vartheta}_N = \begin{bmatrix} \hat{\theta}_{ON} \\ \hat{\theta}_{1N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{x}_N \\ \Delta_1 \hat{x}_N \end{bmatrix},$$

а транспонована матриця диференціальних операторів виглядає

$$A_N^T = \begin{bmatrix} \frac{d\hat{x}(t_1)}{d\hat{x}_N} & \frac{d\hat{x}(t_2)}{d\hat{x}_N} & \dots & \frac{d\hat{x}(t_N)}{d\hat{x}_N} \\ \frac{d\hat{x}(t_1)}{d\Delta_1\hat{x}_N} & \frac{d\hat{x}(t_2)}{d\Delta_1\hat{x}_N} & \dots & \frac{d\hat{x}(t_N)}{d\Delta_1\hat{x}_N} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ N-1 & N-2 & \dots & 0 \end{bmatrix}.$$

Кореляційна матриця похибок отриманих вимірювань буде в даному випадку діагональною [9]. Відповідно до цього зворотна кореляційна матриця похибок може бути представлена у вигляді

$$R_N^{-1} = \|w_i \delta_{ij}\|,$$

де $w_i = 1/\sigma_{x_{i_{uzm}}}^2$; $\delta_{ij} = 1$ при $i = j$ і $\delta_{ij} = 0$ при $i \neq j$.

Векторне рівняння правдоподібності в цьому випадку

$$A_N^T R_N^{-1} \left\| Y_i - \sum_{l=0}^s \hat{\theta}_l \frac{\tau_i^l}{l!} \right\| = 0. \quad (3.10)$$

Підставляючи вирази для A_N^T і R_N^{-1} в загальне векторне рівняння правдоподібності, отримаємо систему з двох рівнянь для оцінки параметрів використовуваної лінійної траєкторії:

$$f_N \hat{x}_N - g_N \Delta_1 \hat{x}_N = \sum_{i=1}^N w_i x_{i_{uzm}}, \quad (3.11)$$

$$g_N \hat{x}_N - h_N \Delta_1 \hat{x}_N = \sum_{i=1}^N w_i (N-i) x_{i_{uzm}},$$

де

$$f_N = \sum_{i=1}^N w_i; \quad g_N = \sum_{i=1}^N (N-i) w_i; \quad h_N = \sum_{i=1}^N (N-i)^2 w_i. \quad (3.12)$$

Вирішення цієї системи рівнянь можна отримати у вигляді [9]

$$\hat{x}_N = \frac{h_N \sum_{i=1}^N w_i x_{i_{uzm}} - g_N \sum_{i=1}^N w_i (N-i) x_{i_{uzm}}}{K_N};$$

$$\Delta_1 \hat{x}_N = \frac{g_N \sum_{i=1}^N w_i x_{i_{uzm}} - f_N \sum_{i=1}^N w_i (N-i) x_{i_{uzm}}}{K_N},$$

$$K_N = f_N h_n - g_N^2.$$

Математичну модель 3.9 зобразимо на графіку, зображеному на рис.3.2.

Розглянемо далі алгоритм оптимальної оцінки параметрів траєкторії цілі, представлений поліномом другого ступеня [9]. В цьому випадку, при поданні процесу поліномом другого ступеня в якості основних параметрів розглядається координата $\hat{x}_N$, перший приріст координати $\Delta_1 \hat{x}_N$ і другий приріст координати $\Delta_2 \hat{x}_N$. Як і в разі лінійного уявлення приймається, що вимірювання будуть рівнодіскретні з інтервалом T_o , а похибки вимірів не корельовані між собою. У цьому випадку закон зміни спостерігаємої координати представляється у такому вигляді [9]

$$x_i = x(t_i) = x_N - (N-i)\Delta_1 x_N - (N-i)^2 \Delta_2 x_N, i = 1, 2, \dots, N, \quad (3.13)$$

де $\Delta_1 x_N = T_o \dot{x}_N$, $\Delta_2 x_N = (T_o^2 / 2) \ddot{x}_N$ - перше і друге збільшення координати x ($\dot{x}_N$ - швидкість зміни координати x , $\ddot{x}_N$ - прискорення по спостережуваній координаті).

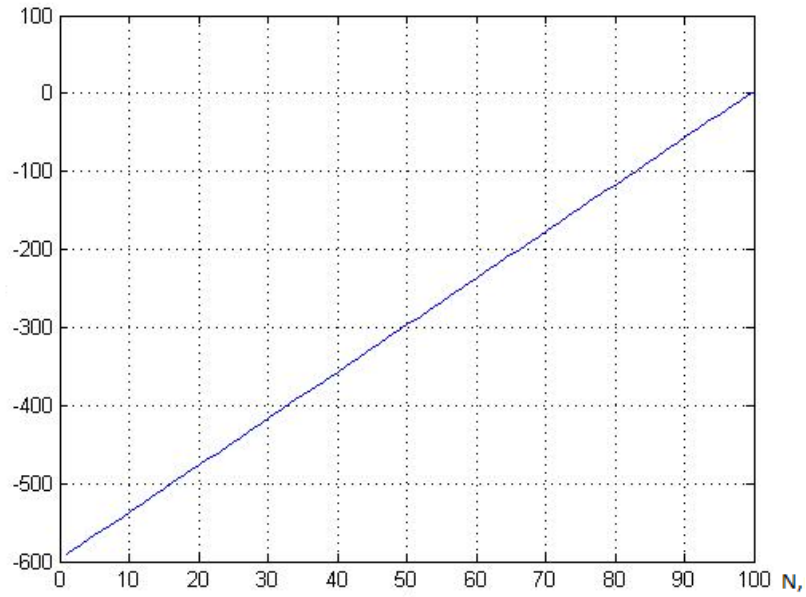


Рисунок 3.2 — Процес реалізований з використанням моделі (3.9)

Послідовність виведення конкретних виразів для оцінок параметрів квадратичної траєкторії не відрізняється від розглянутого вище випадку лінійної траєкторії. Опускаючи проміжні математичні викладки, запишемо ці рівняння в такому остаточному вигляді [9]:

$$\begin{aligned}\hat{x}_N &= \frac{1}{I_N} \left(\alpha_N \sum_{i=1}^N w_i x_{i_{u3M}} - \gamma_N \sum_{i=1}^N w_i (N-i) x_{i_{u3M}} + \delta_N \sum_{i=1}^N w_i (N-i)^2 x_{i_{u3M}} \right); \\ \Delta_1 \hat{x}_N &= \frac{1}{I_N} \left(\gamma_N \sum_{i=1}^N w_i x_{i_{u3M}} - \xi_N \sum_{i=1}^N w_i (N-i) x_{i_{u3M}} + \eta_N \sum_{i=1}^N w_i (N-i)^2 x_{i_{u3M}} \right),\end{aligned}\tag{3.14}$$

$$\Delta_2 \hat{x}_N = \frac{1}{I_N} \left(\delta_N \sum_{i=1}^N w_i x_{i_{u3M}} - \eta_N \sum_{i=1}^N w_i (N-i) x_{i_{u3M}} + x_N \sum_{i=1}^N w_i (n-i)^2 x_{i_{u3M}} \right)$$

де

$$\alpha_N = h_N e_N - d_N^2; \gamma_N = g_N e_N - h_N d_N; \delta_N = g_N d_N - h_N^2;$$

$$\xi_N = f_N e_N - h_N^2; \eta_N = f_N d_N - g_N h_N; x_N = f_N h_N - g_N^2;$$

$$d_N = \sum_{i=1}^N w_i (N-i)^3; e_N = \sum_{i=1}^N w_i (N-i)^4, \quad (3.15)$$

$$I_N = \left[e_N (f_N h_N - g_N^2) + d_N (g_N h_N - f_N d_N) + h_N (g_N d_N - h_N^2) \right] \quad (3.16)$$

Кореляційна матриця помилок оцінки інформативних параметрів [9] має вигляд

$$\psi_N = B_N^{-1} = \frac{1}{I_N} \begin{bmatrix} \alpha_N & -\gamma_N & \delta_N \\ -\gamma_N & \xi_N & -\eta_N \\ \delta_N & -\eta_N & x_N \end{bmatrix}.$$

Модель траєкторії 3.13 зображена на графіку, зображеному на рис.3.3.

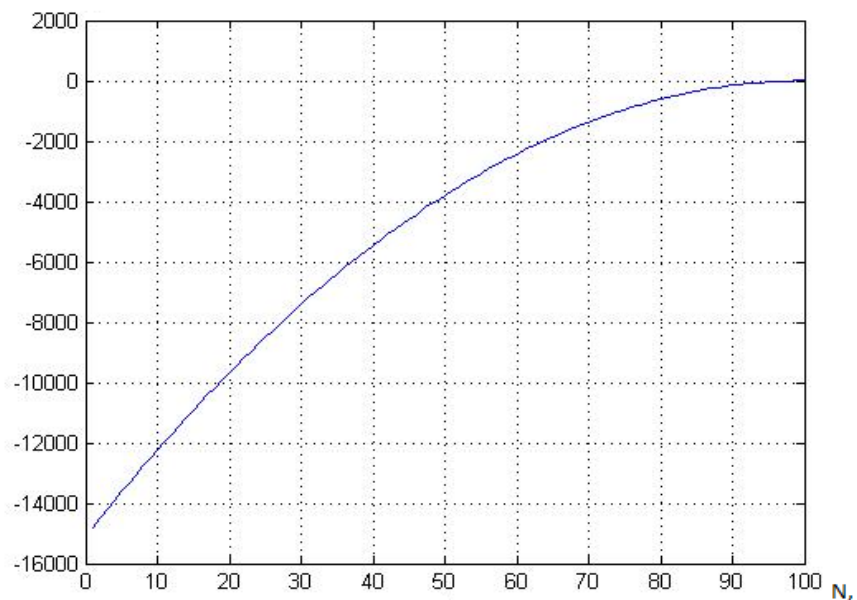


Рисунок 3.3 — Процес, реалізований з використанням моделі (3.13)

Стохастичними моделями руху вважаються моделі, що описуються рівняннями, в які входять випадкові величини, і відповідно до цього

майбутні значення процесу визначаються з певною ймовірністю [8]. Наприклад, модель зміни деякого параметру, може бути описана лінійним рівнянням

$$\alpha_{k+1} = c\alpha_k + \mu_k. \quad (3.17)$$

Вона є стохастичною, оскільки в рівняння входить випадкова величина μ_k , ймовірний розподіл якої визначає ймовірності появи значень описуваного інформаційного параметру α .

Математична модель (3.17) називається моделлю з незалежними першими приростами, де незалежними першими приростами є значення $\mu_{(k)}$, що характеризують швидкість зміни інформаційного параметра, середню за час між двома відліками [10]. Для даної моделі (3.17) можливі реалізації зміни деякого інформативного параметру α показані на рис.3.4. [8].

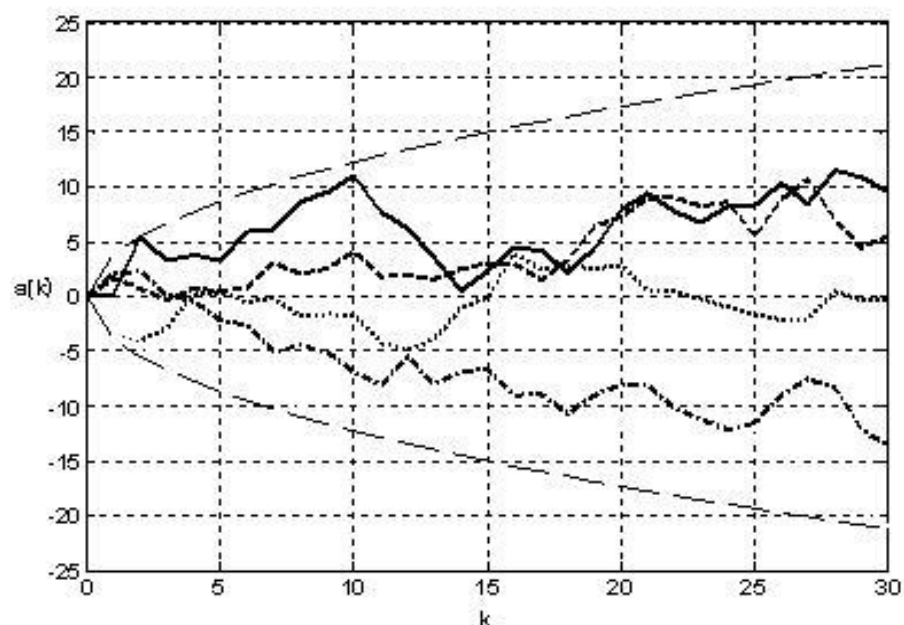


Рисунок 3.4 — Можливі реалізації процесу, отриманого з використанням моделі (3.17)

Штриховою лінією на рисунку 3.4 відзначені кордони області, що охоплюють можливі значення параметра α_k з ймовірністю 0,8. З рисунка 3.4

видно, що представлені реалізації процесу мають різноманітний, переважно стрибкоподібний характер. Отже, якщо необхідно передбачати поведінку сильно маневруючого спостережуваного об'єкту, то користуватися для цього слід моделлю (3.17).

Ще один наочний приклад випадкової моделі зміни параметра - модель, яка описується наступною системою рівнянь [8]

$$\left. \begin{aligned} \alpha_{1(k+1)} &= c\alpha_{1(k)} + \alpha_{2(k)} \\ \alpha_{2(k+1)} &= \alpha_{2(k)} + \mu_k \end{aligned} \right\}, \quad (3.18)$$

чи у матричному вигляді

$$\alpha_{k+1} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{1k} \\ \alpha_{2k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \mu_{1k} \end{bmatrix} = B \vec{\alpha}_k + \vec{\mu}_k,$$

де $\vec{\alpha}_k = \begin{bmatrix} \alpha_{1k} & \alpha_{2k} \end{bmatrix}^T$ – векторний параметр, який складається зі скалярного параметру α_{1k} і швидкості зміни цього параметра α_{2k} ;

$\vec{\mu}_k$ – вектор випадкового маневру цілі;

$B = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$ – матриця чисел.

Розглянута модель (3.18) називається моделлю з незалежними другими приростами. Незалежними другими приростами тут є значення $\mu_{(k)}$, які характеризують прискорення зміни спостережуваного параметра [10]. Для моделі (3.18) можливі реалізації послідовності α_1 показані на рис. 3.5. [8]. Штриховою лінією відзначені кордони області, що охоплюють можливі значення параметра α_{1k} з ймовірністю 0,8. З наведеного рисунку видно, що дані реалізації процесу, на відміну від моделі (3.17), мають більш монотонний характер [10].

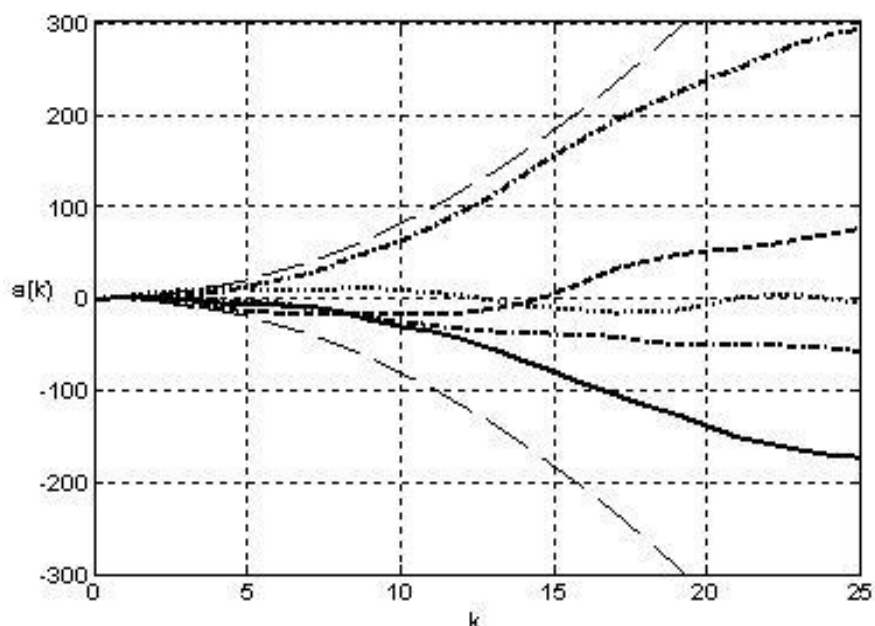


Рисунок 3.5 — Можливі реалізації процесу отриманого з використанням моделі (3.18)

При зміні дисперсії величини маневру μ_k буде змінюватися гладкість реалізацій, отриманих за допомогою моделей (3.17) і (3.18). Підбираючи дисперсію випадкової величини μ_k , можна добиватися більшої схожості характеристик процесу, отриманого моделюванням, і реального.

Маючи деякий набір математичних стохастичних моделей, що описують зміни параметра, і вибираючи з них найбільш підходящу модель для кожного конкретного типу реального випадкового процесу, можна із заданою точністю здійснювати передбачення поведінки спостережуваного інформативного процесу [8].

У системах зондування атмосфери інформаційний процес, який необхідно оцінити - це процес зміни швидкості звуку в залежності від висоти. Спостережувані процеси зміни швидкості звуку в силу турбулентних процесів, що відбуваються в атмосфері, є випадковими процесами. Отже, для лінійної обробки інформації, отриманої за допомогою радіоакустичних систем, доцільно користуватися стохастичними моделями. Залежно від стану

атмосфери слід вибирати, наприклад, модель (3.17) або (3.18), або використовувати якусь іншу стохастичну модель [8].

3.3. Моделювання сигналів, шумів і алгоритмів фільтрації

В даному підрозділі ми виконаємо моделювання сигналів, шумів і розглянемо алгоритм фільтрації. Алгоритм фільтрації зображений на рис. 3.6. Для реалізації алгоритму фільтрації ми використовували програму MatLab. Фільтрація сигналів здійснювалася за допомогою фільтра Калмана.

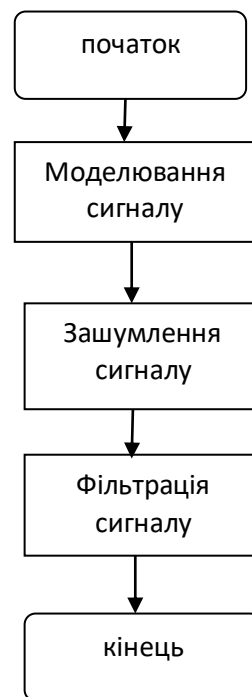


Рисунок 3.6 — Алгоритм моделювання і фільтрації

Побудуємо модель детермінованого процесу у вигляді лінійно змінюючої координати. У програмі 1 (додаток А) приведена написана програма моделювання сигналу (рис 3.7) і його зашумлення (рис.3.8), в другій програмі (додаток А) - фільтрація сигналу (рис.3.9). У підпрограмі 2.1 (додаток А) описується функцій здійснення фільтрації, в підпрограмі 2.2 (додаток А) - функція здійснення зашумлення.

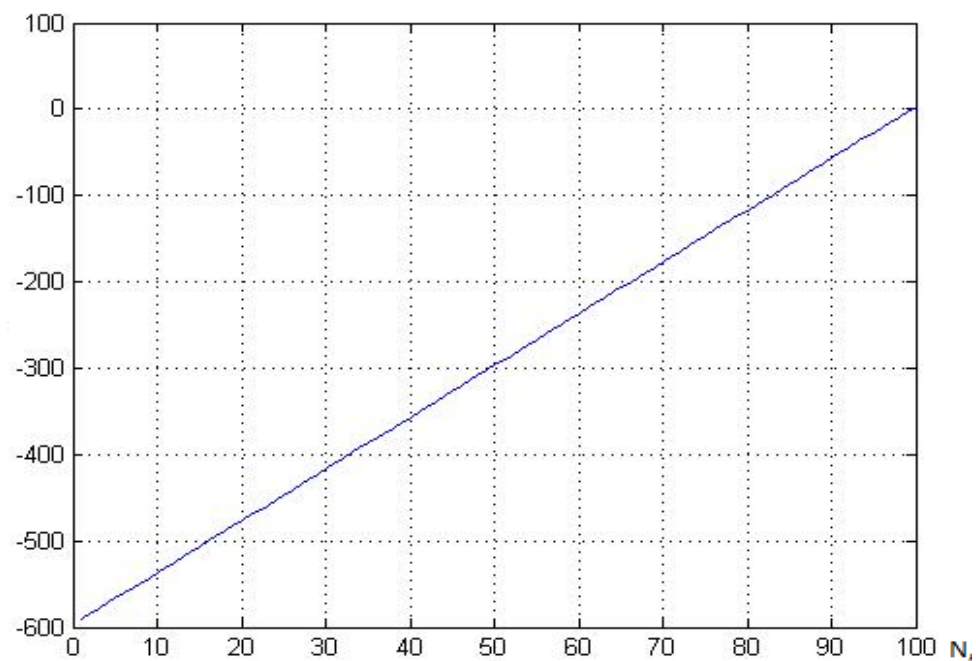


Рисунок 3.7 — Реалізація процесу, отриманного з використанням моделі (3.9)

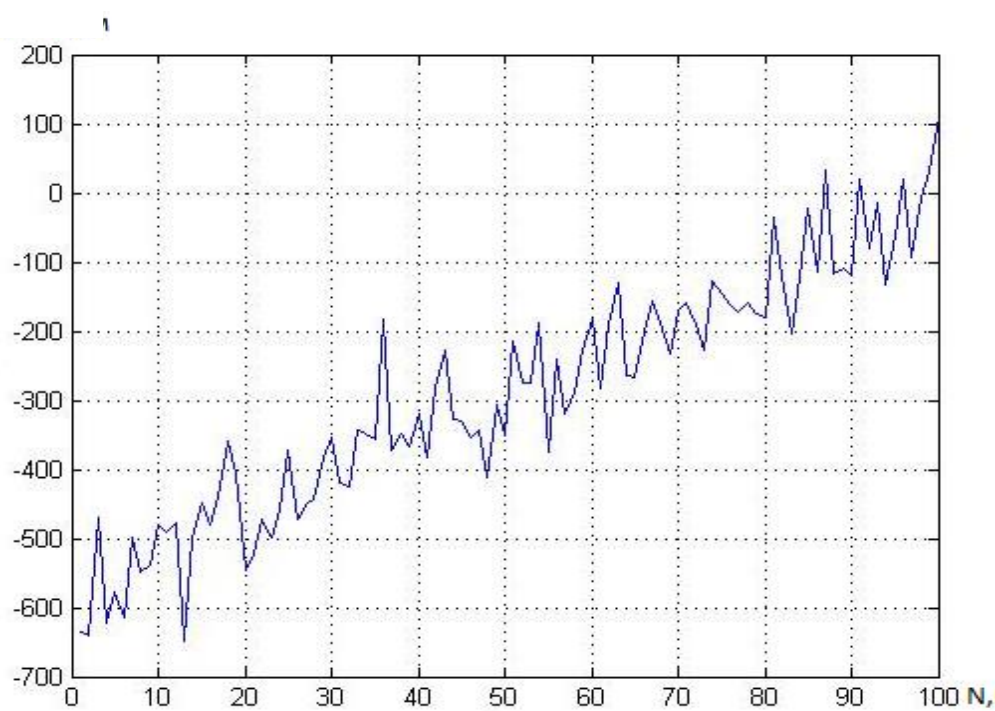


Рисунок 3.8 — Зашумлений (перешкодовий) сигнал

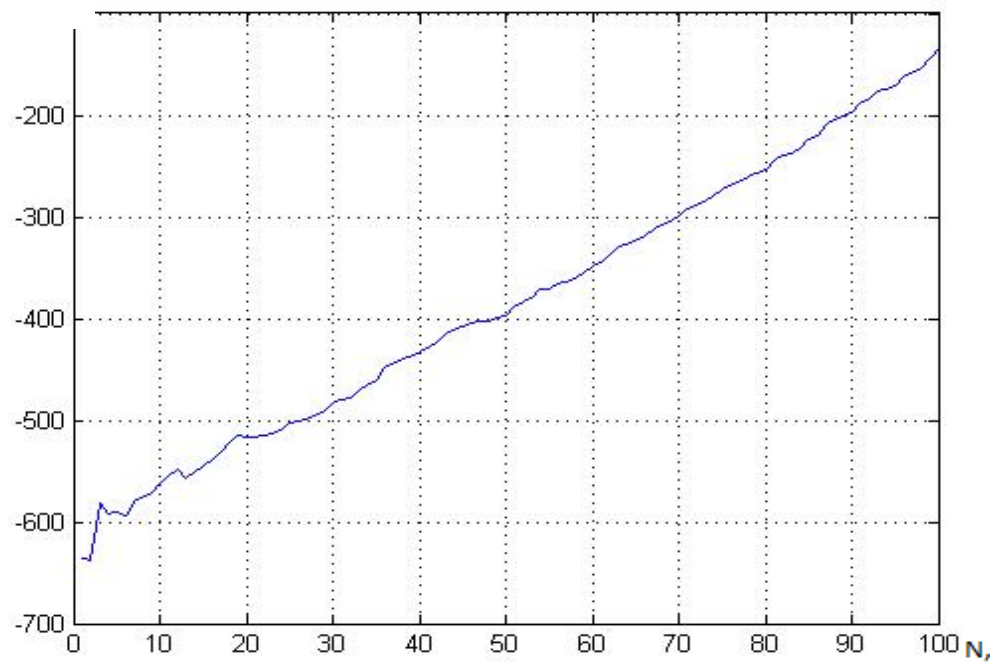


Рисунок 3.9 — Відфільтрований сигнал

Уявімо модель детермінованого процесу у вигляді полінома другого ступеня. У програмі 3 (додаток А) написана програма моделювання сигналу (рис.3.10) і його зашумлення (рис.3.11), в програмі 4 (додаток А) - фільтрація сигналу (рис.3.12). У підпрограмі 4.1 (додаток А) Використання функцій здійснення фільтрації, в підпрограмі 4.2 (додаток А) - функція здійснення зашумлення.

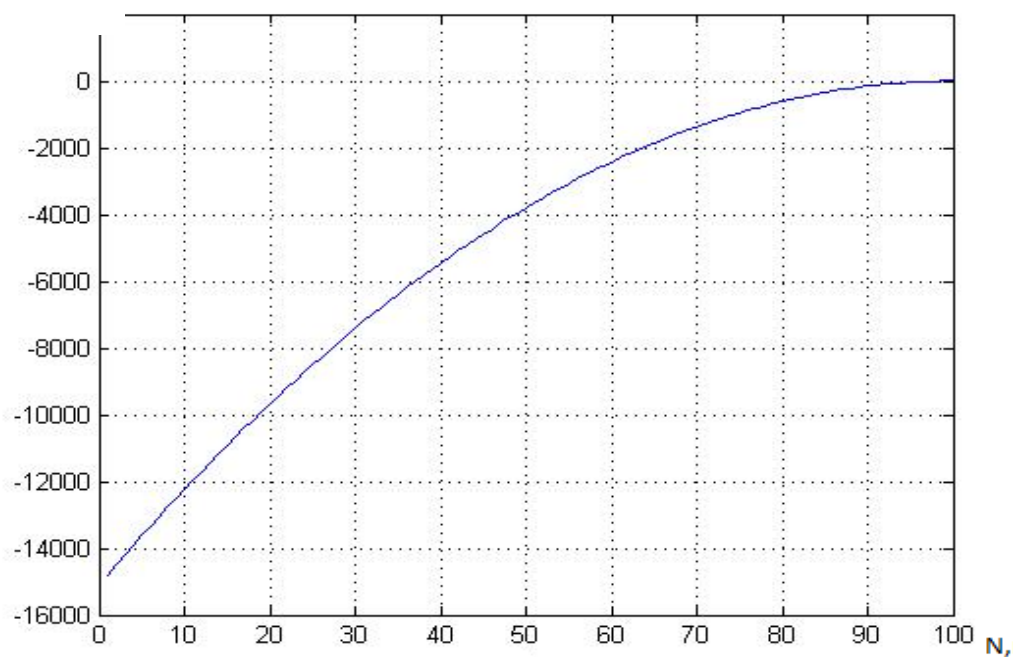


Рисунок 3.10 — Реалізація процесу отриманого з використанням моделі (3.13)

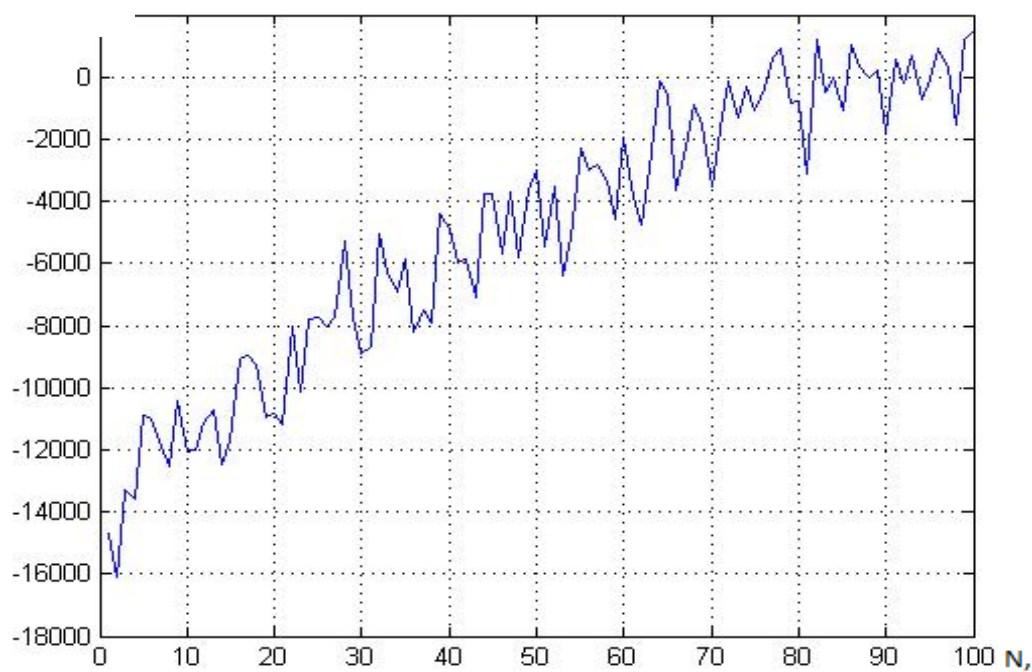


Рисунок 3.11 — Зашумлений сигнал

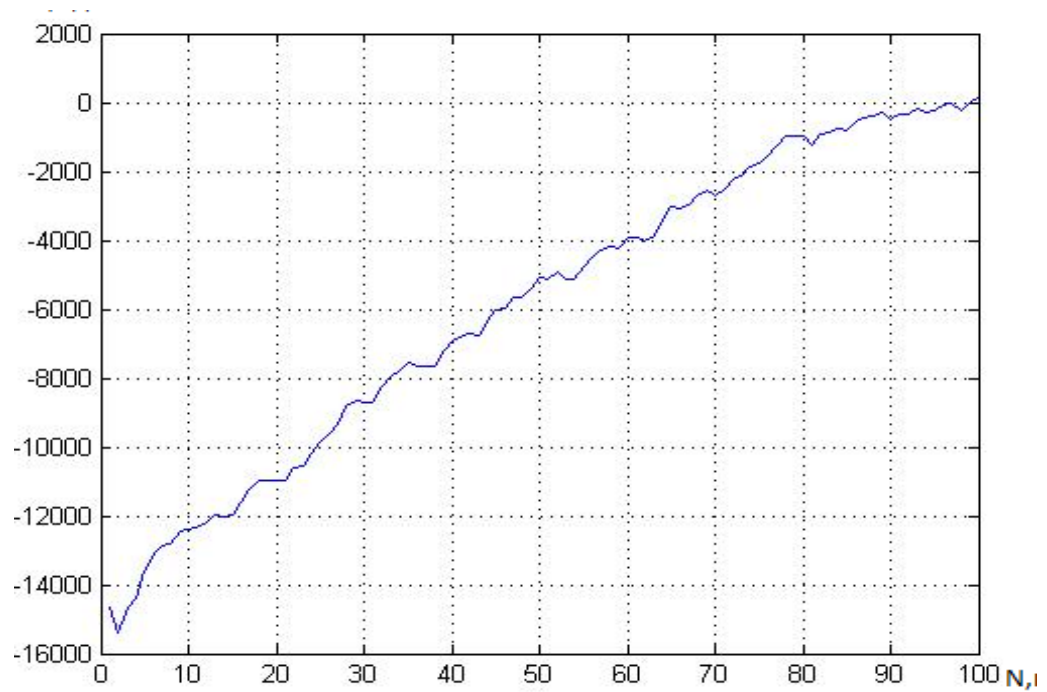


Рисунок 3.12 — Відфільтрований сигнал

Модель отримання деякої траєкторії руху, що виникає за рахунок випадкових перших збільшень (де перше приріст - це різниця між поточним і попереднім відліком) і його зашумлення описується в програмі 5 (додаток А). Фільтрація моделі описується в програмі 6 (додаток А). На рисунках 3.13 - 3.15 зображені графіки моделі, її зашумлення і фільтрація відповідно.

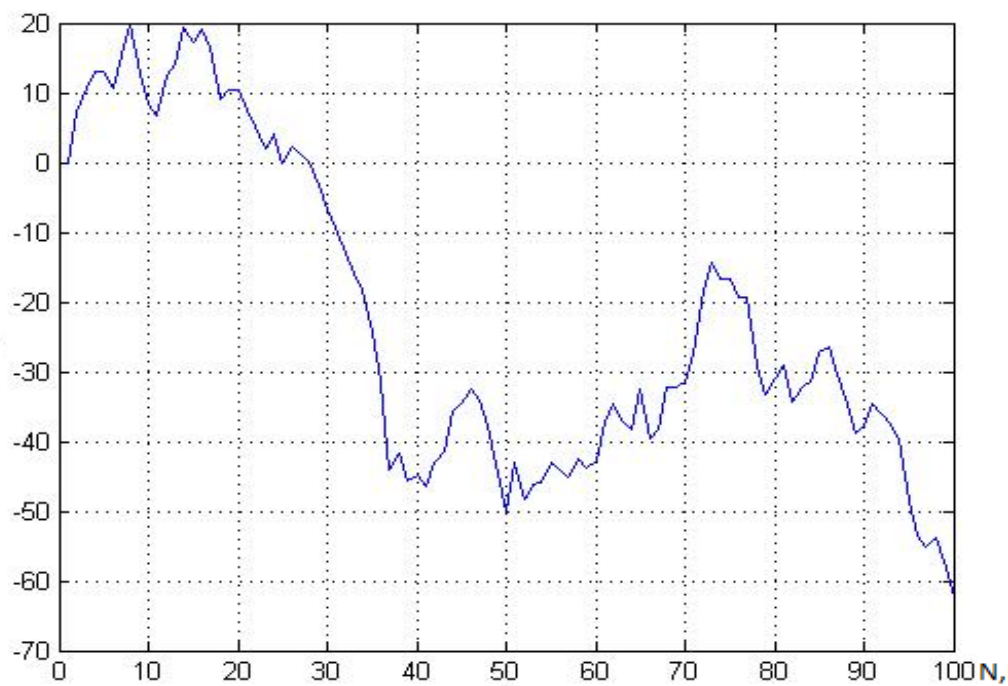


Рисунок 3.13 — Реалізація процесу отриманого з використанням моделі (3.17)

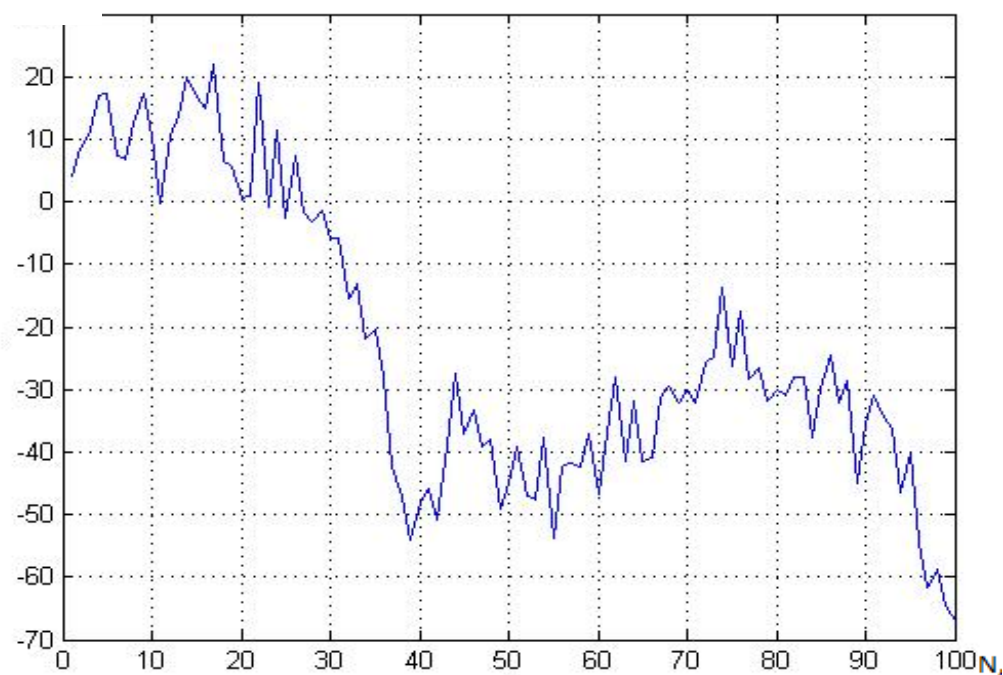


Рисунок 3.14 — Зашумлений сигнал

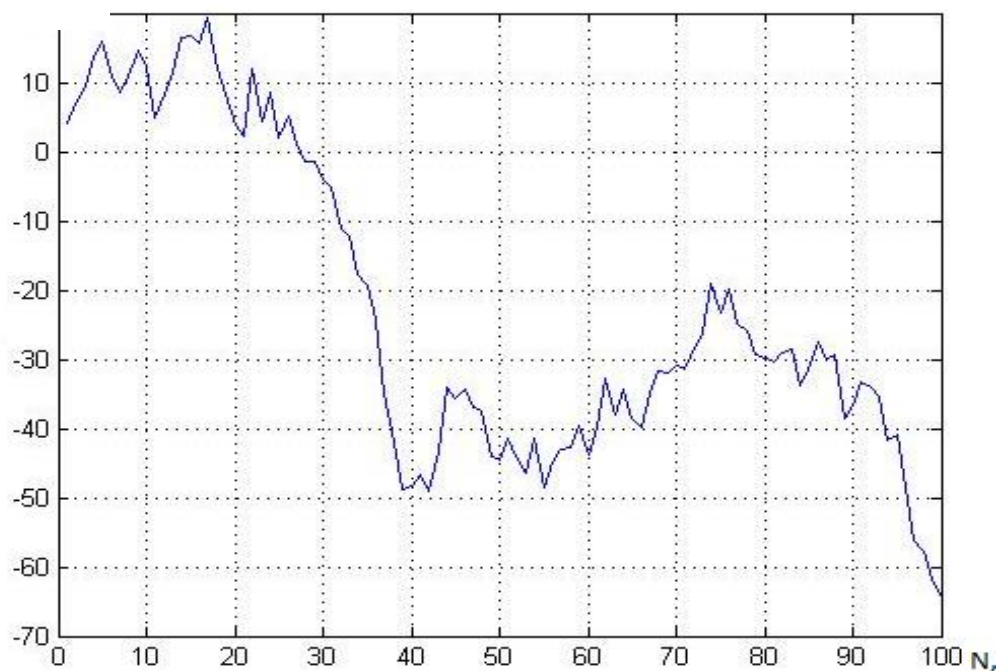


Рисунок 3.15 — Відфільтрований сигнал

Модель отримання деякої траєкторії руху, що виникає за рахунок випадкових других збільшень (де другий приріст - це різниця між першими приростами поточного і попереднього відліків) і його зашумлення описується в програмі 7 (додаток А). Фільтрація траєкторії моделі описується в програмі 8 (додаток А). На рисунках 3.16-3.18 зображені графіки моделі, її зашумлення і фільтрація відповідно.

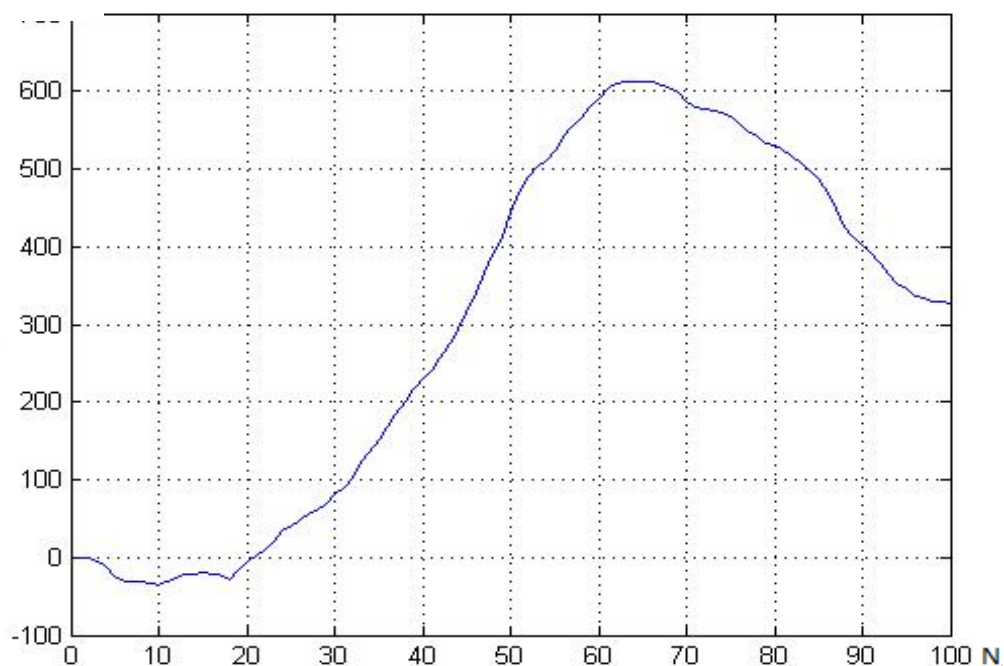


Рисунок 3.16 - Реалізація процесу отриманого з використанням моделі (3.18)

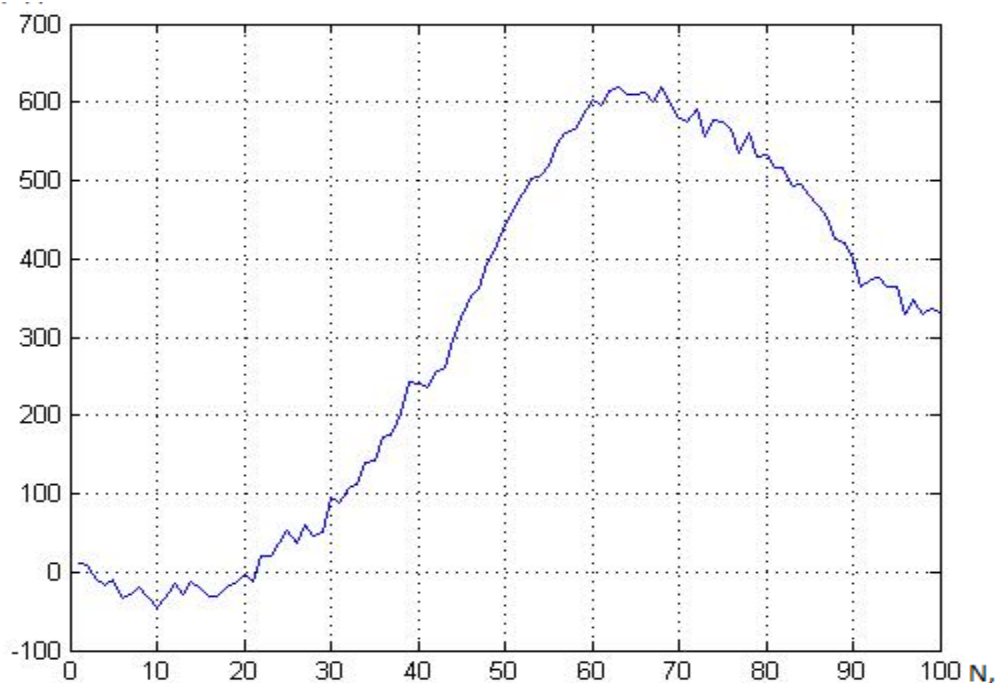


Рисунок 3.17 — Зашумлений сигнал

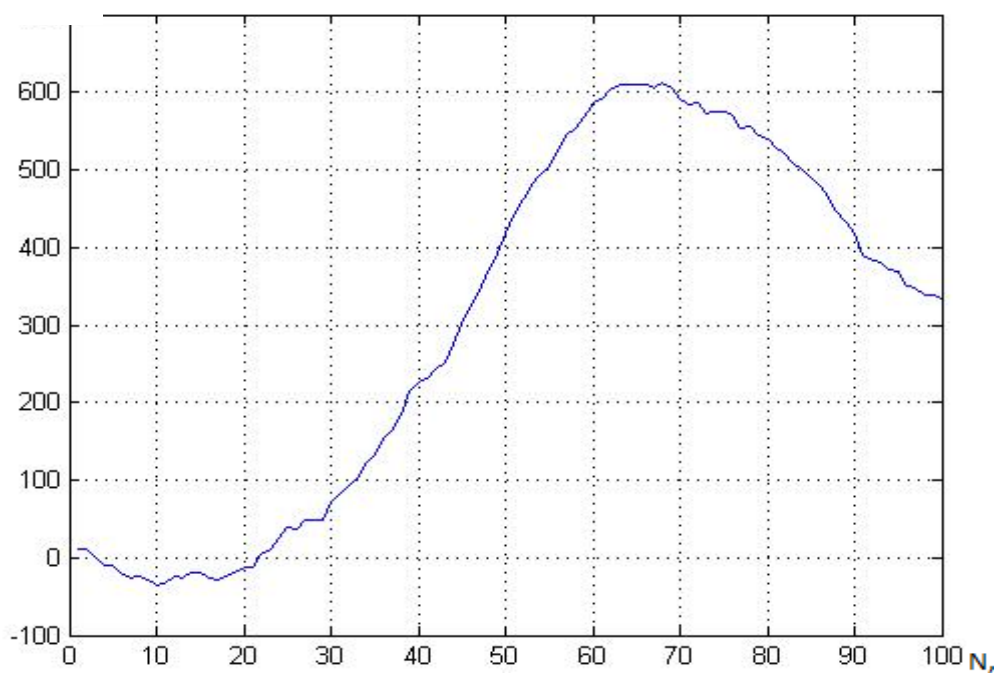


Рисунок 3.18 — Відфільтрований сигнал

Таким чином, розроблені методи і моделі лінійної фільтрації сигналів на фоні завад дозволяють виконувати фільтрацію інформаційних процесів при використанні різних видів математичних моделей інформаційних процесів, як детермінованих та і стохастичних з високими показниками якості.

ВИСНОВКИ

У магістерській кваліфікаційній роботі розглянуті основні положення теорії нелінійної фільтрації інформаційних процесів і на підставі викладених основних співвідношень виконаний синтез оптимального радіолокаційного вимірювача дальності. При синтезі фільтраційної частини інформаційної системи, наступною після дискримінатора, застосовувався також методи теорії лінійної фільтрації.

У даній роботі ми використовували результати теорії синтезу оптимальних аналогових вимірників, що стежать, хоча система є імпульсною. Підставою для цього є той факт, що інтервал кореляції процесу набагато більше періоду слідування зондуєчого імпульсу. При синтезі далекоміра з урахуванням лінійних рівнянь стану, а також рівняння спостереження, ми вважали, що реалізується локальне управління і використовується квадратичний критерій якості функціонування системи, що стежить.

Таким чином, синтезована структурна схема в значній мірі буде відрізнятися від поширеної на практиці схеми квазіоптимального вимірювача. Слід очікувати значного поліпшення точності спостереження фільтрованих інформаційних параметрів.

Виконано моделювання інформаційних процесів у вигляді стохастичних різницевих диференціальних рівнянь. Дослідження ефективності фільтрації здійснювалося при різних моделях корисного сигналу, і параметрів на які вона безпосередньо впливає. Було з'ясовано, що для детермінованої моделі корисного сигналу на практиці в більшості випадків доцільно застосовувати лінійну модель. Якщо лінійна модель не дає достатнього виграшу при фільтрації, то слід зменшувати період дискретизації T_0 . Стохастичні моделі корисного сигналу доцільно застосовувати, коли необхідно врахувати елементи невизначеності в спостережуваному процесі.

Наприклад, вплив турбулентності, вітру на об'єкт, що рухається і інші випадкові обурення.

Таким чином, розроблені методи і моделі лінійної фільтрації сигналів на фоні завад дозволяють виконувати фільтрацію інформаційних процесів при використанні різних видів математичних моделей інформаційних процесів, як детермінованих та і стохастичних, з високими показниками якості.

Використання строгих наукових методів при синтезі структури інформаційних радіоелектронних систем дозволяє істотно підвищити точність оцінювання інформаційних параметрів вхідного сигналу, що змінюються в часі, і це можна бачити на фоні різноманітних по походженню і структурі шумів і перешкод.

ПЕРЕЛІК ДЖЕРЕЛ ПОСИЛАННЯ

1. Первачев, С.В. Статистическая динамика радиотехнических следящих систем [Текст]: учеб. пособие / С.В. Первачев, А.А. Валуев, В.М. Чиликин. – М.: Сов. радио, 1973. – 488 с.
2. Максимов, М.В. Радиоэлектронные следящие системы. (Синтез методами теории оптимального управления) [Текст]: учеб./М.В.Максимов, В.И. Меркулов. - М.: Радио и связь, 1990. – 256 с.
3. Казаков, В.А. Введение в теорию марковских процессов и некоторые радиотехнические задачи [Текст] / В.А. Казаков. – М.: «Сов. радио», 1973. - 232 с.;
4. Ярлыков, М.С. Марковская теория оценивания случайных процес сов [Текст]:учеб. / М.С. Ярлыков, М.А. Миронов. - М.: Радио и связь, 1993. – 256 с.
5. Дымова, А.И. Радиотехнические системы [Текст]: учеб. Пособие / А.И. Дымова, М.Е. Альбац, А.М. Бонч-Бруевич; под ред. А.И. Дымовой. - М.: «Сов. радио», 1975.-440 с.
6. Чердынцев, В.А. Радиотехнические системы [Текст] / В.А. Чердынцев. – Мн.: Выш. Шк., 1988. – 369с.
7. Кузьмин, С.З. Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации [Текст] / С.З. Кузьмин. - М.: «Сов. радио», 1974.-432 с.
8. Карташов, В.М. Выбор модели измерения скорости звука для оптимального линейного фильтра систем радиоакустического зондирования атмосферы [Текст] / В.М. Карташов, Д.Н. Куля, М.В.Кушнир, Е.Г.Толстых // Радиотехника. Всеукр. межвед. науч. – техн. сб. – Харьков, 2013, №173 - с. 63-69
9. Кузьмин, С.З. Основы проектирования систем цифровой обработки радиолокационной информации [Текст] / С.З. Кузьмин. - М.: Радио и связь, 1986.-352 с.

- 10.Ширман, Я.Д. Теоретические основы радиолокации. Учебное пособие для вузов [Текст] / Я.Д. Ширман. - М.: изд-во «Советское радио», 1970- 560с.
- 11.Коростелев, А.А. Пространственно-временная теория радиосистем [Текст] / А.А. Коростелев. – М.: Радио и связь, 1987. – 320 с.
- 12.Карташов В.М., Куля Д.Н., Кушнир М.В., Толстых Е.Г. Выбор модели изменения скорости звука для оптимального линейного фильтра систем радиоакустического зондирования атмосферы// Радиотехника. Харьков, 2013, №173; С. 63–78.
13. Карташов В.М., Куля Д.Н., Пащенко С.В. Алгоритм автосопровождения изменений информационного параметра сигнала радиоакустических систем// Восточно-европейский журнал передовых технологий, Харьков, 2012, №4/9(58); С. 57-61.
- 14.Карташов В.М. Функции рассеяния сигналов систем зондирования атмосферы //Радиотехника. - Харьков. - 2001.- №118.- С.61-65.
- 15.Дистанционные методы и средства исследования процессов в атмосфере Земли /Под ред. Б.Л. Кашеева, Е.Г. Прошкина, М.Ф. Лагутина; Харьков: Бизнес Информ, 2002; 426 с.
- 16.Карташов В.М. Модели и методы обработки сигналов систем радиоакустического и акустического зондирования атмосферы; Харьков: ХНУРЭ, 2011. 234 с.
- 17.Сосулин Ю.Г. Теоретические основы радиолокации и радионавигации. Уч. Пос. для вузов. М: Радио и связь, 1992. 304 с.
- 18.Карташов В.М. и др. Обработка сигналов в радиоэлектронных системах дистанционного мониторинга атмосферы; Харьков: ХНУРЭ, 2014. 312 с.
- 19.Kartashov, V.M., Oleynikov V.N, Zubkov, O.V., Korytsev I.V., Babkin, S. I., Sheiko, S.A., Kolendovskaya, M.M. Spatial-temporal Processing of acoustic Signals of Unmanned Aerial Vehicles; Telecommunications and Radio Engineering, V. 79, №9. 2020, pp.769–780. DOI: 10.1615/TelecomRadEng.v79.i9.40.

20. В.М. Карташов, В.Н. Олейников, В.И. Леонидов, В.В. Воронин, А.И. Капуста, И.С. Селезнев, Е.В. Першин/ Комплексная обработка сигналов интегрированной системы наблюдения беспилотных летательных аппаратов с использованием целеуказания// Радіотехніка (Харків). — 2020. — Вип. 203. — С. 148-161.
21. Карташов В.М., Олейников В.Н., Воронин В.В., Рябуха В.П., Капуста А.И., Рыбников Н.В., Селезнев И.С. Методы комплексной обработки и интерпретации радиолокационных, акустических, оптических и инфракрасных сигналов беспилотных летательных аппаратов // Радиотехника. (Харьков). — 2020. — Вып. 202. — С. 173-182-. DOI:10.30837/rt.2020.3.202.19
22. Карташов В.М., Тихонов В.А., Воронин В.В., Тимошенко Л.П. Комплексные модели случайных сигналов в задачах акустического зондирования атмосферы // Радиотехника. (Харьков), 2016, Вып. 185, С. 81–86.
23. Ситнік О.В., Карташов В.М. Радіотехнічні системи. Навч. посібник. Х.: Сміт, 2009. 448 с.
24. Shirman Y.D., Manzhos V.N. The theory and technique of processing radar information against the background of interference. М .: Radio and communications, 1981. 416p.
25. Oleksandr Sotnikov, Vladimir Kartashov, Oleksandr Tymochko, Oleg Sergiyenko, Vera Tyrsa, Paolo Mercorelli, Wendy Flores-Fuentes. Methods for Ensuring the Accuracy of Radiometric and Optoelectronic Navigation Systems of Flying Robots in a Developed Infrastructure. Chapter 16// Machine Vision and Navigation; Springer, Cham. pp.537–578. Editors: Sergiyenko, Oleg, Flores-Fuentes, Wendy, Mercorelli, Paolo. DOI: 10.1007/978-3-030-22587-2_16.
26. Optical detection of unmanned air vehicles on a video stream in a real-time/Kartashov, V., Oleynikov, V., Zubkov, O., Sheiko, S.// 2019 International Conference on Information and Telecommunication Technologies and Radio Electronics, UkrMiCo 2019 - Proceedings, 2019, 9165362/

27. Principles Of Construction And Assessment Of Technical Characteristics Of Multi-Frequency Atmospheric Sodar In The Humidity Measurement Mode / Kartashov, V.M., Sidorov, G.I., Sheiko, S.A., Kolendovskaya, M.M., Sergienko, O.Yu. // Telecommunications And Radio Engineering (English Translation Of Elektrosvyaz And Radiotekhnika), 2020, ISSN Print: 0040-2508, ISSN Online: 1943-6009, DOI: 10.1615/TelecomRadEng.v79.i4.50, p. 323-333/
28. Research Of The Uncertainty Of Measurement Frequencies And Definitions Of The Frequency Signal In The Waveguide With Respect To Power / Semenets, V.Zakharov, I. Serhiienko, M., Kartashov, V.M, , Kolendovska, M., Hernandez, W., Hipolito, J.I.N., , Tyrsa, V.// 45th Annual Conference of the IEEE Industrial Electronics Society, IECON 2019; Lisbon Congress CenterLisbon; Portugal; 14 October 2019 до 17 October 2019; CFP19IEC-ART; Код 155980, Volume 2019-October, October 2019, № 8927203, Pages 4674-4679
29. Spatial-Temporal Processing Of Acoustic Signals Of Unmanned Aerial Vehicles /Kartashov V.M., Oleinikov V.N., Zubkov O.V., Sheiko S.A., Kolendovska M.M.// Telecommunications And Radio Engineering (English Translation Of Elektrosvyaz And Radiotekhnika), 2020, ISSN Print: 0040-2508, ISSN Online: 1943-6009, DOI: 10.1615/Telecomradeng.v79.i9.40, p. 769-780
30. Stereoscopic Vision Systems In Machine Vision, Models, And Applications (Book Chapter)/ Ramírez-Hernández, L.R., Rodríguez-Quinonez, J.C., Castro-Toscano, M.J., Kolendovska, M., Murrieta-Rico, F.N.// Machine Vision And Navigation, 2019 Machine Vision and Navigation30 September 2019, Pages 241-265
31. StrelkovaT., KartashovV., Lytyuga A., Strelkov A. Theoretical Methods of Images Processing in Optoelectronic Systems. Chapter 16. // Biometrics: Concepts, Methodologies, Tools, and Applications; Oleg Sergiyenko and Julio C. Rodriguez-Quinonez. (341p.), IGI Global, 2017; pp. 361-381. DOI: 10.4018/978-1-5225-0983-7.ch016.

32. Sytnik O., Kartashov V. Methods and Algorithms for Technical Vision in Radar Introspection. Chapter 13// Optoelectronics in Machine Vision-Based Theories and Applications. IGI Global, 2019; pp. 373-391.
33. The Use of Factorization and Multimode Parametric Spectra in Estimating Frequency and Spectral Parameters of Signal/Semenets, V., Kartashov, V., Sergiyenko, O., ...Rodriguez-Quinonez, J.C., Flores-Fuentes, W.//IEEE International Symposium on Industrial Electronics, 2020, 2020-June, p. 215-219
34. Unda, O.F., Hernandez, W., Vargas, O., Mendez, A., Sergiyenko, O., Tyrsa, V. Construction of a robotic platform of differential type for first-year students of electronic engineering, 2020 International Symposium on Power Electronics, Electrical Drives, Automation and Motion, SPEEDAM 2020, 24-26 de junio de 2020, Sorrento, Italia, pp. 538-543, 9161870, DOI: 10.1109/SPEEDAM48782.2020.9161870
35. Use of Acoustic Signature for Detection, Recognition and Direction Finding of Small Unmanned Aerial Vehicles/Kartashov, V., Oleynikov, V., Koryttsev, I., ...Babkin, S., Selieznov, I.//Proceedings - 15th International Conference on Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunications and Computer Engineering, TCSET 2020, 2020, p. 377-380/
36. V. Semenets; Vladimir Kartashov ; Oleg Sergiyenko; Vyacheslav Tikhonov; Paolo Mercorelli ; Sergiy Sheiko ; Nataliya Chmelarova. "The Use of Factorization and Multimode Parametric Spectra in Estimating Frequency and Spectral Parameters of Signal," 2020 IEEE 29th International Symposium on Industrial Electronics (ISIE), Delft, Netherlands, 17-19 of June 2020, pp. 215-219, doi: 10.1109/ISIE45063.2020.9152238.

<https://ieeexplore.ieee.org/abstract/document/9152238>
37. Wilmar Hernandez ; Alfredo Mendez ; Omar Flor-Unda ; Vicente Gonzalez-Posada ; Jose Luis Jimenez ; Oleg Sergiyenko ; Julio C. Rodriguez-Quinonez ; Mykhailo Ivanov ; Ivan Menes Camejo ; Marina Kolendovska. "A comparative example between the use of PCA and MDS for image classification," 2020 IEEE 29th International Symposium on Industrial Electronics (ISIE), Delft, Netherlands,

- 17-19 of June 2020, pp. 1353-1358, doi: 10.1109/ISIE45063.2020.9152565.
<https://ieeexplore.ieee.org/abstract/document/9152565>
38. Карташов В.М. и др. Обработка сигналов в радиоэлектронных системах дистанционного мониторинга атмосферы; Харьков: ХНУРЭ, 2014. 312 с.
39. Карташов В.М., Олейников В.Н., Колендовская М.М., Тимошенко Л.П., Капуста А.И., Рыбников Н.В. Комплексирование изображений при обнаружении беспилотных летательных аппаратов// Радиотехника. (Харьков). 2020. Вып. 201; С.120-129.
40. Карташов В.М., Посошенко В.А., Цехмистро Р.И., Тимошенко Л.П., Колендовская М.М. Методы ориентации, навигации и контроля мобильных робототехнических платформ// Радиотехника. (Харьков). 2019. Вып. 199. С. 38-44.