

В.П. ХАРЧЕНКО НЕЛІНІЙНЕ ТА БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНЕ МОДЕЛЮВАННЯ
О.О. ПИСАРЧУК ПРОЦЕСІВ У СИСТЕМАХ КЕРУВАННЯ РУХОМ

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
НАЦІОНАЛЬНИЙ АВІАЦІЙНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

В.П. ХАРЧЕНКО, О.О. ПИСАРЧУК

НЕЛІНІЙНЕ ТА БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНЕ
МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ
У СИСТЕМАХ КЕРУВАННЯ РУХОМ

МОНОГРАФІЯ



Національний авіаційний університет
Міністерство освіти і науки України

УДК 004.9:629.7:519.711.3

В.П. ХАРЧЕНКО, О.О. ПИСАРЧУК

**НЕЛІНІЙНЕ ТА БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНЕ
МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ У СИСТЕМАХ
КЕРУВАННЯ РУХОМ**

МОНОГРАФІЯ

Київ – 2014 рік

ЗМІСТ

ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ СКОРОЧЕНЬ	5
ВСТУП	7
РОЗДІЛ 1 ІСНУЮЧІ МЕТОДИ ПОБУДОВИ НЕЛІНІЙНИХ ТА БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ СИСТЕМ І ПРОЦЕСІВ КЕРУВАННЯ РУХОМ	13
1.1. Аналіз відомих підходів до побудови нелінійних моделей систем і процесів керування рухом динамічних об'єктів за експериментальними даними	17
1.2. Відомі підходи до визначення параметрів руху динамічних об'єктів за надмірною або недостатньою вимірюваною інформацією	29
1.3. Структурний та параметричний синтез складних інформаційно-керувальних систем навігації та керування рухом	39
1.3.1. Традиційне розв'язання задачі визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи	40
1.3.2. Традиційні підходи до структурного та параметричного синтезу складних інформаційних систем	42
1.4. Існуючі підходи до вироблення рішень в ергатичних інформаційно-керувальних системах навігації та керування рухом	54
Висновки за першим розділом.....	69
РОЗДІЛ 2. МЕТОД ПОБУДОВИ НЕЛІНІЙНИХ МОДЕЛЕЙ РУХУ ДИНАМІЧНИХ ОБ'ЄКТІВ ЗА ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИМИ ДАНИМИ НА БАЗІ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ ПЕРЕТВОРЕНЬ	75
2.1. Методологічні засади побудови нелінійних моделей руху динамічних об'єктів за експериментальними даними на базі диференціальних перетворень	75
2.2. Основні властивості диференціальних перетворень для матричних операцій	79

2.3. Алгоритм визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу	90
2.4. Методика рекурентного згладжування досліджуваних процесів з використанням нелінійних за параметрами моделей	99
2.5. Методика побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів за нагромадженою вибіркою з використанням методу балансу диференціальних спектрів.....	110
2.6. Методика побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів з використанням інтегральної форми МНК у схемі диференціально-нетейлорівських перетворень	118
2.7. Методика побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів з використанням методу рівних площ у зміщених диференціально-нетейлорівських перетвореннях	127
Висновки за другим розділом.....	141
РОЗДІЛ 3. МЕТОД ВИЗНАЧЕННЯ ПРОСТОРОВИХ КООРДИНАТ ДИНАМІЧНИХ ОБ'ЄКТІВ НА ОСНОВІ ПОРІВНЯНЬ ОРТОГОНАЛЬНИХ ВІДОБРАЖЕНЬ ТЕОРЕТИЧНОЇ ТА ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЇ МОДЕЛЕЙ ЇХ РУХУ	146
3.1. Методологічні засади визначення просторових координат динамічних об'єктів на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху.....	146
3.2. Методика визначення параметрів руху динамічних об'єктів у багатопозиційних інформаційних системах за умов некогерентної роботи вимірювачів	156
3.2.1. Алгоритм визначення параметрів орбіт космічних апаратів системою некогерентних доплерівських вимірювачів	166
3.3. Методика визначення параметрів руху динамічних об'єктів в однопозиційній інформаційній системі за обмеженого складу вимірюваних координат	172

3.3.1. Алгоритм визначення початкових умов руху космічних апаратів за вимірами кутових координат в однопозиційній інформаційній системі	181
Висновки за третім розділом.....	187
РОЗДІЛ 4. БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНИЙ СТРУКТУРНИЙ ТА ПАРАМЕТРИЧНИЙ СИНТЕЗ СКЛАДНИХ ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУВАЛЬНИХ СИСТЕМ	190
4.1. Багатокритеріальна математична модель визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи	190
4.1.1. Методика визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи з активних вимірювачів	208
4.1.2. Методика визначення оптимізації просторової структури багатопозиційної інформаційної системи з пасивних вимірювачів	228
4.2. Багатокритеріальна математична модель структурного та параметричного синтезу складної інформаційної системи	242
Висновки за четвертим розділом.....	266
РОЗДІЛ 5. БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНІ МЕТОДИКИ ВИРОБЛЕННЯ РІШЕНЬ В ЕРГАТИЧНИХ ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУВАЛЬНИХ СИСТЕМАХ НАВІГАЦІЇ ТА КЕРУВАННЯ РУХОМ	269
5.1. Багатокритеріальна методика оптимального розподілу обмежених ресурсів	269
5.2. Методика багатокритеріального оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних інформаційно-керувальних систем	289
5.3. Багатокритеріальна методика ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак	323
Висновки за п'ятим розділом.....	341
ВИСНОВКИ.....	344
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	349

ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ СКОРОЧЕНЬ

- АО – аеродинамічний об'єкт
- АРМ – автоматизоване робоче місце
- БДС – баланс диференціальних спектрів
- БПС – багатопозиційна інформаційна система
- ГАСК – геоцентрична абсолютна система координат
- ГАСК – геоцентрична абсолютна система координат
- ГВСК – геоцентрична відносна система координат
- ГСК – геоцентрична система координат
- ДВ – дальнє виявлення
- ДЗЗ – дистанційне зондування Землі
- ДНП – диференціально-нетейлорівські перетворення
- ДО – динамічний об'єкт
- ДП – диференціальні перетворення
- ДРВ – джерело радіовипромінювань
- ДС – диференціальний спектр
- ЕМД – електромагнітна доступність
- ІКС – інформаційно-керувальна система
- ІС – інформаційна система
- КА – космічний апарат
- КВС – командно-вимірювальна система
- КМП – кореляційна матриця похибок
- КО – космічний об'єкт
- КОС – квантово-оптична система
- ММП – метод максимальної правдоподібності
- МНК – метод найменших квадратів
- МРП – метод рівних площ
- МСК – місцева система координат

НДР – науково-дослідна робота

ОЗП – оперативний запам'ятовувальний пристрій

ОІ – об'єкт ідентифікації

ОК – об'єкт керування

ОС – об'єкт спостереження

ПСК – пунктова система координат

ПУ – початкові умови

РЛС – радіолокаційна станція

РЛСК – радіолокаційна система координат

РП – радіопеленгатор

РПМ – радіопеленгаторна мережа

СА – система архівації

СЄЧ – система єдиного часу

СКВ – середньоквадратичне відхилення

СКОТ – синусно-косинусний обертовий трансформатор

СКТРЛ – суміщена командно-траєкторна радіолінія

СППР – система підтримки прийняття рішень

ТЗ – технічні засоби

ТР – технічна реалізація

ТХ – технічні характеристики

ВСТУП

У сучасних умовах розвитку науково-технічного прогресу навігація та керування рухом динамічних об'єктів (ДО), такими як космічні апарати (КА), відбувається за швидкоплинної зміни внутрішніх процесів та зовнішньої обстановки. При цьому ставляться жорсткі вимоги до оперативності, точності та достовірності команд керування ДО. Це досягається за допомогою ергатичних інформаційно-керувальних систем (ІКС) навігації та керування рухом із спеціалізованим програмним забезпеченням – системами підтримання прийняття рішень (СППР). Прикладом таких систем є космічні системи контролю космічного простору та керування польотом КА. У свою чергу забезпечення високих вимог до вихідної інформації в ІКС досягається: ефективним обробленням у них первинної інформації, зокрема під час побудови моделей досліджуваних систем і процесів за експериментальними даними та комплексування інформації в багатопозиційних інформаційних системах (БПС); застосуванням адекватних багатокритеріальних моделей для розв'язання задач структурного та параметричного синтезу ІКС, оптимального розподілу обмежених ресурсів, оцінювання ефективності ІКС та ідентифікації технічних засобів (ТЗ) і контрольованих (конфліктних) ситуацій.

Проблема побудови математичних моделей досліджуваних процесів і систем за експериментальними даними досліджувалася в працях С.З. Кузьміна, В.Л. Баранова, Є.М. Львовського, Ю.В. Лінника, В.І. Мудрова, В.Л. Кушка, В.М. Кунцевича, О.Г. Кукуша, Р. Калмана, Е. Сейджа, Дж. Мелса, В. Медича, І. Шапіро, Д. Каханера [6; 17; 60; 84; 87; 90; 93; 95; 99; 147; 179; 200–204] та інших учених. При цьому відтворення нелінійності досліджуваних процесів досягається використанням високоступеневого поліноміального згладжування, нелінійних за параметрами моделей з подальшою їх лінеаризацією або числового розв'язання утворених нелінійних рівнянь. Однак поліноміальне згладжування не враховує

апріорної інформації про вигляд нелінійної моделі досліджуваного процесу. Традиційним підходам до побудови нелінійних моделей властиві недоліки, які знижують точність вихідної інформації. Так, недостатньо уваги приділено питанню зменшення впливу випадкових та динамічних похибок лінеаризованих моделей на нелінійну за параметрами модель. Відзначається значна обчислювальна складність процедур пошуку параметрів нелінійних моделей з використанням числових розв'язків та залежність точності отримуваних результатів від можливостей застосовуваних числових методів. При цьому без скінченних аналітичних алгоритмів згладжування не можна сформувати уніфіковану форму побудови нелінійних математичних моделей. Крім того, існуючі підходи до побудови нелінійних за параметрами моделей складно застосовувати для форм зі значними нелійнностями, наприклад, заданих диференціальними рівняннями. Визначення параметрів руху ДО у просторі висвітлено у працях Б.Ф. Жданюка, Ю.С. Саврасова, В.С. Кондратьєва, О.В. Белавіна, І. Шапіро, В.П. Харченка [12; 14; 55; 80; 98; 144; 155; 157; 167] і передбачає використання або окремо або одночасно часової чи параметричної надмірності виміряних даних, отриманих у межах одного вимірювача або об'єднаних у БПС. При цьому існуючі підходи потребують великого рознесення у часі та просторі моментів вимірювання координат або довгострокового накопичення вимірів, що знижує оперативність отримання оцінок; базуються на поданні траєкторії руху ДО спрощеною моделлю, що знижує точність визначення їх координат; потребують когерентності роботи вимірювачів у часі (просторі), що не дозволяє використовувати доступні вимірювальні засоби для підвищення точності.

Синтез складних багатопозиційних ІКС та систем накопичення, архівації (СА) цільової інформації (інформаційних систем (ІС)) передбачає визначення їх структури та параметрів, що розглядалися у працях А.Д. Цвіркуна, І.В. Кузьміна, Ю.К. Зіатдінова, Г.Л. Баранова, Т.Р. Брахмана, М.П. Бусленка, А.М. Вороніна, В.С. Черняка, Є.П. Чурова, Ю.Х. Вермішева, Г.С. Антушева [4; 9; 18; 30; 36–39; 104; 172; 173; 176; 178] та ін. Традиційно під час синтезу структури БПС оптимізаційна

задача формалізується в однокритеріальній формі або не передбачає отримання аналітичного розв'язку, що не забезпечує врахування зовнішніх умов та гнучкого об'єднання вимірювачів в єдину систему. На практиці процедури оптимізації структури систем нагромадження цільової інформації (вихідної інформації під час здійснення навігації та керування рухом ДО), наприклад даних дистанційного зондування Землі (ДЗЗ) із космосу, та визначення її параметрів реалізуються здебільшого за однокритеріальними моделями, що знижує адекватність відображення задачі й ефективність рішень. Оптимізації розподілу обмежених ресурсів, оцінювання ефективності та ідентифікації технічних засобів і контрольованих ситуацій присвячено праці Ю.П. Зайченка, Б.М. Герасимова, В.П. Харченка, О.П. Ротштейна, В.В. Розена, Р.Л. Кіні, Х. Райфі [1; 41–43; 55; 61; 105; 141; 142; 156; 158; 159; 163]. Традиційно розподіл обмежених ресурсів реалізується з використанням відомих методів теорії операцій. При цьому початкова задача формалізується у вигляді однокритеріальної моделі. Оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС традиційно здійснюються або за домінуючим показником, або за вектором показників чи критеріїв. Найчастіше результат формується за однокритеріальною моделлю, що знижує його адекватність. Існуючі підходи до ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій ґрунтуються на використанні методів теорії розпізнавання образів. Однак неврахування багатокритеріальності критеріїв ідентифікації, необхідність отримання статистичних даних для розпізнавання знижує якість результатів розрахунків.

Таким чином, актуальним є розроблення й удосконалення методів побудови складних нелінійних та багатокритеріальних моделей для систем і процесів керування рухом динамічних об'єктів.

У монографії розглядається нове вирішення науково-прикладної проблеми розроблення й удосконалення методів побудови нелінійних та багатокритеріальних

моделей для систем і процесів керування рухом з використанням диференціальних перетворень та нелінійної схеми компромісів.

Монографія складається зі вступу і п'яти розділів.

У першому розділі наведено аналіз сучасного стану розв'язання задач побудови нелінійних моделей досліджуваних систем і процесів за експериментальними даними та застосування багатокритеріальних моделей для вироблення рішень в ергатичних ІКС навігації та керування рухом.

У другому розділі для підвищення точності керування розроблено метод побудови нелінійних моделей руху ДО за експериментальними даними на базі ДП. В основу методу покладено перенесення властивостей спрощеної моделі досліджуваного процесу, отриманої шляхом обробки експериментальної вибірки з використанням статистичних алгоритмів (експериментальна модель), на складну нелінійну за параметрами модель, яка адекватно описує досліджуваний процес (теоретична модель) і є відомою за формою. Це реалізується при мінімізації нев'язки між експериментальною і теоретичною моделями в схемі диференціально-нетейлорівських перетворень (ДНП), що знижує вплив випадкових похибок та неадекватності поліноміальної моделі на результати моделювання. Метод вирізняється можливістю отримання за експериментальними даними аналітичних нелінійних за параметрами моделей будь-якої складності, що забезпечує підвищення динамічної точності та прогностичних властивостей моделей. Уведення нелінійних операцій дозволяє зменшувати кількість визначальних параметрів моделі, що знижує вплив на результати моделювання похибок експериментальних даних.

У третьому розділі для високоточного та оперативного визначення початкових умов руху ДО окремим вимірювачем або в БПС розроблено метод визначення просторових координат ДО на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху. Метод базується на визначенні повного вектора параметрів руху ДО шляхом об'єднання властивостей теоретичної

моделі та експериментальної, отриманої при обробленні часової і параметричної надмірностей вимірюваних даних.

У четвертому розділі розроблено багатокритеріальну математичну модель визначення оптимальної просторової структури БПС і удосконалено багатокритеріальну оптимізаційну математичну модель структурного та параметричного синтезу складної інформаційної системи. Багатокритеріальна математична модель визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної ІКС базується на врахуванні суперечливих частинних критеріїв при визначенні оптимальної кількості вимірювачів, установлених для використання стаціонарних та координат дислокації додаткових інформаційних засобів і відзначається застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дає змогу підвищити точність визначення координат об'єкта спостереження. Багатокритеріальна оптимізаційна математична модель структурного та параметричного синтезу складної ІС (для прикладу СА даних ДЗЗ) на етапі структурного синтезу враховує обсяг збережуваної інформації, продуктивність системи, оперативність маніпулювання і надійність зберігання даних, вартість системи та відзначається угрупованням частинних критеріїв відповідно функціональної належності складових структури системи із застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дає змогу сформулювати інтегрований критерій оптимальності. Параметрична оптимізаційна модель відзначається одночасним застосуванням дискретних та аналогових моделей опису зміни частинних критеріїв, що забезпечує розв'язання задачі у полі наявних та прогнозованих параметрів дискретних пристроїв системи.

У п'ятому розділі розроблено методики вироблення рішень в ІКС з використанням багатокритеріальних моделей, які забезпечують розв'язання задач оптимального розподілу обмежених ресурсів, оцінювання ефективності досліджуваних процесів та систем, ідентифікацію технічних засобів і контрольованих ситуацій за сукупністю ознак. Багатокритеріальна методика

оптимального розподілу обмежених ресурсів базується на поданні задачі в багатокритеріальній формі за ефективнісно-вартісною моделлю із застосуванням нелінійної схеми компромісів і відрізняється аналоговим описом частинних критеріїв оптимальності, що дозволяє уникнути необхідності перебирати всі можливі варіанти розподілу і зменшити кількість розрахункових операцій. Урахування при розподілі ряду суперечливих частинних критеріїв забезпечує підвищення достовірності рішень. Методика оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС базується на застосуванні методів багатокритеріального аналізу для отримання із сукупності частинних критеріїв ефективності інтегрованої оцінки за нелінійною схемою компромісів і зведенні її до лінгвістичної категорії якості, що відзначається використанням ієрархічної моделі функцій, факторів, показників та критеріїв ефективності за технічною ергономічною і економічною категоріями та забезпечує розв'язання задачі оцінювання як для одного об'єкта, так і встановлення порівняльної оцінки низки аналогів. Методика ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак полягає у формалізації задачі в багатокритеріальній формі і формуванні узагальненої оцінки відповідності об'єкта ідентифікації встановленому образу за нелінійною схемою компромісів із сукупності показників або вектором критеріальних вимог, що забезпечує формування лінгвістичного рішення про ідентифікацію у разі незбіжності за складом значень ознак об'єкта ідентифікації та образу.

Монографія буде корисна науковцям, аспірантам та студентам, які працюють у галузі науки, що охоплює проблеми розроблення й удосконалення математичного та інформаційного забезпечення систем навігації та керування рухом.

РОЗДІЛ 1

ІСНУЮЧІ МЕТОДИ ПОБУДОВИ НЕЛІНІЙНИХ ТА БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ СИСТЕМ І ПРОЦЕСІВ КЕРУВАННЯ РУХОМ

У класичному розумінні система керування рухом ДО має забезпечувати вирішення таких завдань: спостереження і навігація ДО з визначенням координат його місцеположення; безперервний контроль параметрів руху об'єктів керування для забезпечення безпеки руху та якісного виконання цільових завдань ДО; планування руху об'єкта керування, формування та доведення командної інформації для ДО [11; 13; 24; 25; 79; 104; 139; 158; 180; 186]. При цьому процес керування ДО передбачає реалізацію таких основних операцій (процесів): збирання (отримання) інформації, необхідної для керування рухом; оброблення отриманої інформації та її відображення, проведення додаткових розрахунків для якісної реалізації цільових завдань ДО; аналіз цільової обстановки; формування рішень (команд) керування та передавання їх об'єкту керування. У свою чергу до якості керування і реалізації складових його процесів ставляться жорсткі вимоги відносно оперативності, безперервності та надійності. Це досягається забезпеченням високої оперативності, точності та достовірності формування команд керування в ергатичних ІКС навігації та керування рухом із спеціалізованим математичним та програмним забезпеченням використовуваних у них СППР.

Типовим прикладом сучасних ІКС навігації та керування рухом є космічні системи [13; 149]. Їх застосування знайшло відображення майже в усіх сферах діяльності суспільства, зокрема для забезпечення: телекомунікації і зв'язку; отримання метеорологічної інформації і даних ДЗЗ; навігації наземних об'єктів, повітряних і морських суден та ін. Отже, пріоритетним стає розгляд космічних систем для забезпечення високих вимог до якості процесу керування. У цьому разі об'єктом керування є КА різного призначення (зв'язку, навігації,

метеорологічні, ДЗЗ та спеціальні), а засобами керування – елементи наземної інфраструктури космічних систем (засоби вимірювання координат КА та спеціальні наземні комплекси керування КА) – рис. 1.1.

Натепер в Україні існує наземний сегмент космічних систем, які потенційно можна використовувати як інформаційні засоби визначення координат КА, а саме: радіолокаційні станції (РЛС) надобрійного (дальнього) виявлення КО; квантово-оптичні системи (КОС) спостереження за КО; командно-вимірювальні системи (КВС) керування польотом КА; засоби вимірювання координат КО Національної академії наук України. Одним з перспективних напрямів забезпечення високої оперативності, точності та достовірності формування команд керування в космічних системах є об'єднання і сумісне оброблення траєкторної інформації про КО від доступних для використання інформаційних засобів. Тобто реалізація гнучкого інформаційного об'єднання різнотипних існуючих і перспективних вимірювачів, через зону яких проходить траєкторія руху обраного КО. Проте реалізація процедури інформаційного об'єднання таких вимірювальних засобів ускладнюється низкою чинників, пов'язаних із специфікою їх окремого функціонування, зокрема такими як різнорідний склад вимірюваних параметрів, що характеризують місцеположення або параметри руху ДО; різні, іноді низькі точнісні характеристики окремих вимірювачів; відмінності в принципах функціонування й отримання вторинних параметрів, що характеризують місцеположення або параметри руху об'єктів спостереження; просторова і часова некогерентність у функціонуванні інформаційних засобів; необхідність формування гнучкої багатопозиційної структури вимірювачів з урахуванням типу об'єкта спостереження і його розташування відносно окремих інформаційних засобів.

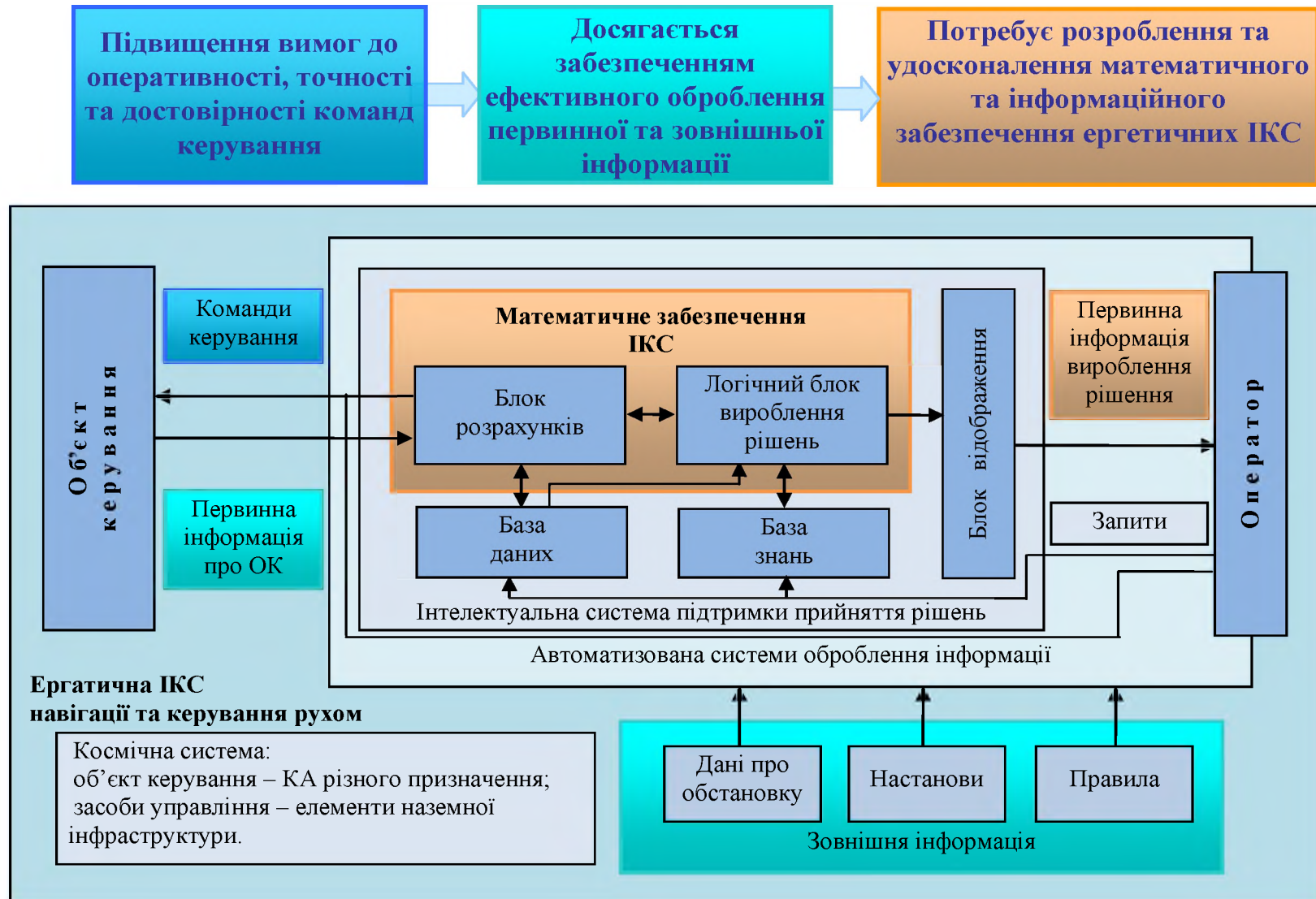


Рис.1.1. Структурна схема ергетичної ІКС навігації та керування рухом.

Подолати зазначені чинники можна шляхом розроблення та впровадження ефективного математичного й інформаційного забезпечення ІКС навігації та керування рухом КО, а саме: ефективного оброблення в них первинної інформації, зокрема при побудові моделей досліджуваних систем і процесів за експериментальними даними та комплексуванні інформації в БПС, а також визначення їх оптимальних (раціональних) просторових структур. Це забезпечить високоточне й оперативне визначення параметрів руху КО для якісного керування ними, ефективного розв'язання космічними системами цільових задач, каталогізації КО з метою забезпечення безпеки запуску і навігації КА, контролю надійності та якості вихідної інформації космічних систем навігації, зв'язку, ДЗЗ та ін.

Якісне виконання навігаційних та цільових функцій об'єктами керування – КО в космічних системах, зокрема оптимального розподілу обмежених ресурсів при здійсненні спостереження за об'єктами керування, контролю дотримання вимог радіочастотного режиму, оцінювання ефективності ІКС та ідентифікації технічних засобів і контрольованих (конфліктних) ситуацій потребує якісного математичного забезпечення, що складатиме основу блоку розрахунків СППР як складової таких ІКС. Саме якість математичного забезпечення алгоритмів блоку розрахунків (рис.1.1), адекватність прийнятих моделей реальній обстановці, повнота врахування специфіки завдань галузі застосовується СППР, визначають якість її вихідної інформації та ефективність системи керування в цілому. У зв'язку із зазначеним необхідним є розроблення і застосування адекватних багатокритеріальних моделей для розв'язання задач структурного та параметричного синтезу ІС накопичення цільової інформації (вихідної інформації під час здійснення навігації та керування рухом ДО, наприклад даних ДЗЗ), оптимального розподілу обмежених ресурсів, оцінювання ефективності ІКС та ідентифікації технічних засобів і контрольованих (конфліктних) ситуацій.

У контексті зазначених науково-прикладних завдань необхідним є аналіз існуючих підходів до ефективного їх вирішення.

1.1. Аналіз відомих підходів до побудови нелінійних моделей систем і процесів керування рухом динамічних об'єктів за експериментальними даними

Задача побудови математичних моделей систем і процесів керування рухом ДО за експериментальними даними залежно від складу вимірювальної інформації та прикладного її спрямування класифікується як задача оцінювання, згладжування чи апроксимації [84; 95; 147] і полягає в знаходженні параметрів моделі, які безпосередньо не спостерігаються. У загальному випадку такі задачі належать до класу некоректних. Для їх розв'язання необхідно використовувати ідеї і способи знаходження стійких алгоритмів, наприклад, шляхом регуляризації або редукції вимірювань [152; 216]. На практиці це виражається у висуванні гіпотези про загальний вигляд аналітичного опису досліджуваного процесу, який формується на підставі аналізу результатів теоретичних досліджень. За експериментальними даними здійснюється пошук параметрів сформованої аналітичної моделі. Неадекватне формування вигляду апроксимуючої функції, що може бути зумовлено недостатнім теоретичним вивченням предметної галузі, для якої будується модель; обмеженою або надмірною деталізацією теоретичної моделі; обмеженням на складність використовуваної аналітичної моделі, обумовленими можливостями обчислювальних алгоритмів пошуку їх параметрів за експериментальними даними, призводить до появи похибок моделі (динамічної похибки), спричиненої невідповідністю обраної аналітичної моделі реальному процесу.

Будь-якому процесу вимірювання властива поява похибок, які необхідно враховувати під час побудови моделей за експериментальними даними. Надалі розглядатиме лише випадкову складову похибок вимірювання, оскільки вплив на результати моделювання інших видів похибок (аномальні та систематичні) знижується, як правило, на етапі попереднього оброблення результатів вимірювання (до побудови математичних моделей).

У загальному випадку задача побудови математичних моделей досліджуваних процесів (систем) за експериментальними даними полягає у визначенні параметрів апроксимуючої функції $f(t, c)$ (t – аргумент функції, $c = \{c_i\}, i = 1..m$ – множина параметрів моделі) за сукупністю виміряних дискретних значень параметрів досліджуваних процесів $y = \{y_j\}, j = 1..n$. При цьому особливо значущою є адекватність апроксимуючої функції $f(t, c)$ реальної поведінки досліджуваного процесу. Саме складний характер досліджуваних процесів, що властиво математичному опису динаміки зміни параметрів траєкторії руху КА загалом, під час здійснення маневру, або на ділянках апогею (перигею) зумовлює потребу у використанні складних нелінійних залежностей як апроксимуючих функцій, або опису їх диференціальними рівняннями. У свою чергу, комплексне розв'язання задачі побудови математичної моделі за експериментальними даними зі зниженням випадкової та динамічної складових похибок забезпечує якісне відтворення поведінки досліджуваного процесу з мінімальною загальною похибкою і, як наслідок, забезпечує підвищення ефективності керування КА та виконання ними завдань за призначенням.

Побудовою математичних моделей досліджуваних процесів і систем за експериментальними даними займалися багато вчених. Зокрема відомі праці С.З. Кузьміна, В.Л. Баранова, Б.Ф.Жданка, Є.М. Львовського, Ю.В. Лінника, В.І. Мудрова, В.Л. Кушка, В.М. Кунцевича, О.Г. Кукуша, Р. Калмана, Е. Сейджа, Дж. Мелса, В. Медича, І. Шапіро, Д. Каханера [55; 60; 81–85; 87; 90; 93; 95; 99; 147; 179; 200–204] та багатьох інших.

Для оцінювання (згладжування) експериментальної вибірки застосовуються добре відомі та досліджені статистичні методи оцінювання – рекурентного згладжування (наприклад із застосуванням фільтра Калмана, його часткових скалярних форм $\alpha - \beta$, $\alpha - \beta - \gamma$ фільтрів тощо [17; 81–85; 95; 211] або методи згладжування за нагромадженою вибіркою (метод найменших квадратів (МНК),

метод максимальної правдоподібності (ММП) тощо [44; 67; 75; 76; 90; 93; 99; 147; 187]). Характерною ознакою цих підходів є використання заздалегідь заданої поліноміальної моделі досліджуваного процесу (в алгебраїчному, тригонометричному або іншому базисах) [53; 81–85; 93; 99; 147; 187; 207] у формі

$$y(x) = \sum_{i=1}^m c_i \varphi_i(x_i), \quad (1.1)$$

де c_i – вільні коефіцієнти полінома;

$\varphi_i(x_i)$ – базисні функції полінома.

Нелінійність досліджуваного процесу відтворюється додаванням до поліноміальної моделі (1.1) додаткових складових – збільшенням розмірності полінома. Основною вимогою до базисних функцій поліноміальних моделей є відсутність вільних коефіцієнтів (шуканих параметрів моделі) в аргументі базисної функції. По суті поліноміальні моделі є лінійними за параметрами і хоча й забезпечують досить точне відтворення динаміки зміни нелінійного процесу у межах інтервалу його спостереження, однак не мають високих прогностичних властивостей. Тобто їх використання для реалізації етапів екстраполяції та інтерполяції, для чого найчастіше і будуються математичні моделі, зумовлює різке зростання як динамічних, так і випадкових похибок. Окрім того, намагання точно відтворити складний нелінійний досліджуваний процес на ділянці його спостереження через включення до складу полінома додаткових компонент призводить до збільшення випадкових похибок у результатах моделювання через збільшення кількості визначених з похибкою вільних коефіцієнтів c_i . Тому використання поліноміальних моделей завжди пов'язане з дуалізмом в досягненні необхідної точності результатів оцінювання за динамічною або стохастичною складовими похибок. Не зважаючи на недоліки поліноміальних моделей, їх широке

застосування пояснюється відносною простотою синтезу й отриманням аналітичних форм алгоритмів згладжування.

Більш перспективним для точного відтворення досліджуваних процесів як на ділянці їх спостереження, так і за її межами є математичні моделі, нелінійні за параметрами [87; 88; 93], або математичні моделі, задані диференціальними рівняннями [7]. Їх перевага полягає в тому, що за рахунок внесення до моделі послідовності нелінійних операцій з її параметрами можна досить точно відтворити складний нелінійний процес, іноді зі значно меншою кількістю задіяних параметрів моделі. Тим самим досягається підвищення точності відтворення досліджуваних процесів як за випадковою, так і за динамічними складовими похибок. Однак у цьому разі ускладнюються обчислювальні процедури алгоритмів згладжування.

У разі використання як лінійних, так і нелінійних за параметрами моделей ефективність застосування алгоритмів згладжування потребує попереднього визначення порядку кривої, що описуватиме досліджуваний процес. Для поліноміальної моделі це означає дії з визначення порядку алгебраїчного багаточлена. Для нелінійних за параметрами моделей – це перевірка доцільності використання на малому інтервалі спостереження процесу (без здійснення подальшої екстраполяції або інтерполяції) складних процедур побудови нелінійних моделей або правильності висунутих гіпотез про обраний вигляд математичної моделі. Для визначення порядку кривої, що описуватиме зміну досліджуваного процесу, відома низка підходів [53; 144; 203]. У праці [53] розглядається типовий з відомих підхід, що ґрунтується на одночасному аналізі трьох різних критеріїв, які полягають у прийнятті тим або іншим способом рішення про включення кожного з ортогональних поліномів до складу апроксимуючого багаточлена. Недоліками такого підходу є: значні обчислювальні витрати під час його реалізації, зумовлені необхідністю отримання набору поліномів різного ступеня для перевірки гіпотез про порядок апроксимуючої кривої; поява зміщеності у результатах згладжування, спричиненої перевагою критерію мінімуму дисперсії згладжування при виборі

оптимального порядку апроксимуючого полінома. Ці недоліки не дозволяють використовувати традиційний підхід для реалізації процесу побудови складних нелінійних математичних моделей досліджуваних процесів у випадках, коли ставляться жорсткі вимоги до точності та оперативності отримання результатів моделювання. Таким чином, необхідно розробляти нові процедури щодо визначення порядку кривої для адекватного опису досліджуваного процесу.

Загалом для побудови нелінійних моделей досліджуваних процесів можна застосовувати декілька класів відомих підходів [17; 34; 53; 58; 82; 84; 90; 91; 93; 139; 147; 179; 189; 198; 205; 208; 211; 217]. Перший з них полягає у згладжуванні експериментальних даних з використанням високоступеневих лінійних за параметрами поліноміальних моделей, який надалі називатимемо *поліноміальним згладжуванням* [34; 53; 82; 84; 90; 93; 139; 147; 179]. Другий клас підходів ґрунтується на використанні нелінійних за параметрами моделей з подальшою їх лінеаризацією обраним способом, далі називатимемо *згладжуванням з лінеаризованими моделями* [17; 58; 91]. Третій клас базується на використанні нелінійних за параметрами моделей із визначенням їх параметрів шляхом числового розв'язання утворених нелінійних рівнянь, далі називатимемо *згладжуванням з використанням числових розв'язків* [93].

Застосування *поліноміального згладжування* для дослідження нелінійних процесів розглядалось у працях [17; 27; 33; 57; 58; 82; 91; 97], у яких наведено низку результатів оброблення вимірювальних даних про параметри нелінійних процесів з використанням рекурентних алгоритмів. У цьому випадку нелінійність вихідних даних враховується класично через включення до згладжувального полінома обмеженої кількості високоступеневих компонент. При цьому в книзі [82] високоступеневий поліном використовується для всього інтервалу спостереження досліджуваного процесу, а в працях [57; 143] ускладнення поліноміальної моделі реалізується адаптивно до динаміки зміни вихідної інформації. В обох випадках не враховуються апріорні відомості про вигляд моделі досліджуваного процесу.

Згладжування з лінеаризованими моделями найбільш характерно подано працями [17; 27; 58; 91; 97]. Відновлення досліджуваного процесу запропоновано здійснювати як у кінцевому лінеаризованому базисі [17; 58; 91], так і шляхом повернення до нелінійної за параметрами моделі [27; 97]. У працях [58; 91] подано підходи, де враховується апріорна інформація про вигляд моделей досліджуваних процесів, однак для спрощення розрахункових алгоритмів проводиться лінеаризація нелінійних моделей через подання їх обмеженим рядом Тейлора. Істотним недоліком підходів, заснованих на поданні нелінійних функцій у вигляді лінеаризуючого полінома або ряду, є досить малий інтервал точного відтворення нелінійностей, що зумовлює низькі прогностичні властивості таких моделей. Наслідком цього є розбіжність моделей – зниження точності згладжування зі збільшенням обсягу аналізованої інформації. У працях [27; 97] пропонується визначати параметри апріорно заданих нелінійних моделей за коефіцієнтами апроксимуючих поліномів шляхом порівняння їх подань рядом Тейлора. Запропонований підхід ґрунтується на апостеріорному згладжуванні нагромаджених експериментальних вибірок, при цьому не вирішене питання вибору центра розкладу апроксимуючого полінома і нелінійної моделі в ряд, що не дозволяє отримати високих точнісних характеристик остаточного результату.

Згладжування з використанням числових розв'язків найбільш показово подається у праці [93] і полягає в такому. Нелінійна за параметрами модель призводить до труднощів у визначенні її параметрів за експериментальними даними через нелінійний характер нормальних рівнянь алгоритмів згладжування. Тоді розв'язати їх щодо шуканих параметрів моделей можна із застосуванням добре відомих числових методів розв'язання систем нелінійних рівнянь [34; 79; 145; 148; 170]. Так, як приклад в навчальному посібнику [93] наведено визначення параметрів нелінійних моделей досліджуваних процесів з використанням числового методу Ньютона – Рафсона. Недоліками такого згладжування є значна обчислювальна складність процедури пошуку параметрів нелінійних моделей та залежність точності

отримуваних розв'язань як від можливостей застосовуваних числових методів, так і від обсягу експериментальних вибірок. Крім того, відсутність формалізованих аналітичних алгоритмів згладжування не дозволяє сформулювати уніфікований порядок побудови нелінійних математичних моделей досліджуваних процесів.

Переваги використання нелінійних за параметрами математичних моделей досліджуваних процесів підштовхнули до появи в останні роки робіт з розроблення оригінальних підходів до визначення параметрів такого класу моделей за експериментальними даними [27; 87; 88]. У статті [27] запропоновано методику синтезу рекурентних фільтрів для згладжування нелінійних аналогових сигналів з урахуванням апріорно заданої нелінійної моделі досліджуваного процесу. Наведені результати показують ефективність запропонованої методики, однак такий підхід не можна застосовувати для згладжування дискретних даних. У працях [87; 88] запропоновано підхід до побудови певних класів математичних моделей нелінійних за параметрами. Він ґрунтується на введенні певної нелінійної операції, яка б спростила або лінеаризувала початкову модель. Такий підхід, по суті, полягає у перенесенні нелінійної операції з параметрами апроксимуючої залежності на виміряні значення. Недоліки запропонованого підходу полягають у такому. Операція спрощення нелінійної за параметрами моделі призводить до ускладнень через значні нелінійності використовуваної апроксимуючої моделі в алгоритмах згладжування. Крім того, такий підхід складно застосовувати для формування моделі досліджуваного процесу, заданої у вигляді диференціальних рівнянь. Для дослідження процесів за експериментальними даними слід враховувати випадкові похибки вимірювання. Однак застосування обернених нелінійних операцій над моделями і відповідно над вимірами для деяких класів функцій може призводити до зменшення абсолютних значень вимірної інформації. За таких умов вплив на кінцеві результати оброблення похибок вимірювання зростатиме і призведе до недостатньої обумовленості системи рівнянь, складеної для пошуку нелінійних параметрів моделей.

Таким чином, недоліки існуючих підходів потребують вироблення нових рішень щодо побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів і систем для рекурентного та нагромаджуваного згладжування експериментальних даних.

Загалом можна виокремити два основні підходи до дослідження процесів і систем методом моделювання: суто теоретичний і суто емпіричний (експериментальний) [9; 16; 37]. *Суто теоретичний підхід* використовує аналітичні методи для дослідження складних динамічних систем і процесів, застосовується, коли встановлено закони, які описують перебіг того або іншого явища. В цьому випадку забезпечується висока достовірність загальних висновків про досліджувані процеси шляхом побудови їх детальних математичних моделей. Однак відсутність зв'язку з конкретними процесами, в тому числі через складність аналітичної форми моделей, не забезпечує їх ефективного застосування в сучасних ІКС. Тому не випадковим є поширення і розвиток тепер методів математичної статистики, факторного і регресійного аналізу, планування експерименту та інших методів, для яких характерне використання експериментальних даних. Водночас *суто емпіричний підхід* до вивчення явищ і процесів в ІКС наближує отримані результати до конкретної системи і не містить прогностичних властивостей. Отже, найбільш доцільна така процедура побудови математичних моделей ІКС і процесів, за якої раціонально поєднуються універсальність аналітичного розрахунку і достовірність експерименту, тобто певний *теоретико-експериментальний підхід*, що враховує, за наявності, інформацію про аналітичний опис досліджуваного процесу і експериментальні дані для визначення параметрів цих моделей.

Теоретико-експериментальний підхід дослідження процесів і систем полягає у достовірній інтерпретації вимірної інформації на етапі розв'язання некоректної задачі та точній апроксимації параметрів нелінійної моделі при її аналітичному описі. Для пошуку кількісного опису досліджуваного процесу або системи зазвичай розглядають деяку сукупність інтегродиференціальних рівнянь, на яку в загальному

випадку накладаються певні межові умови. На цій стадії для практичного застосування моделей достатньо знайти розв'язок інтегродиференціального рівняння для конкретної множини числових даних. Тут виникають основні труднощі, оскільки із застосуванням існуючих математичних методів можна розв'язувати лише рівняння найпростішого вигляду. Щоб подолати ці труднощі і мати можливість скористатися обчислювальними засобами для розрахунків, необхідно надати завданню алгебричної форми, яка складатиметься лише з основних арифметичних операцій. Для цього можна використовувати різні числові методи дискретизації безперервної задачі, визначеної інтегродиференціальними рівняннями. За такої дискретизації нескінченна множина чисел, що являють собою невідому функцію або функції, замінюється, виходячи з обраної форми апроксимації скінченною кількістю невідомих параметрів [80; 145].

Є велика кількість числових методів розв'язання інтегродиференціальних рівнянь [148]. Істотним їх недоліком є значна обчислювальна складність або неможливість отримання остаточних результатів в аналітичному вигляді. Позбавитись таких недоліків можна за допомогою математичного апарату ДП [8; 132 – 135].

Диференціальні перетворення – це операційний метод, основи якого закладені академіком Національної академії наук України Г.Є. Пуховим, полягає в переведенні оригіналів в область зображень за допомогою операції диференціювання. Порівняно з відомими інтегральними перетвореннями Лапласа і Фур'є метод ДП базується на операції диференціювання оригіналу. Такий підхід для багатьох практичних задач спрощує процес моделювання складних нелінійних об'єктів (процесів) і дозволяє отримати числові, аналітичні або числоаналітичні розв'язки у тих випадках, де безсилі традиційні підходи [148].

Диференціальні перетворення в загальному випадку – це функціональні перетворення вигляду [8; 132 – 135]:

$$Z(k) = P\{z(t)\}_{t^*} = \frac{H^k}{k!} \left[\frac{d^k z(t)}{dt^k} \right]_{t^*}, \quad (1.2)$$

$$z(t) = P^{-1}\{Z(k)\} = f(t, c), \quad (1.3)$$

де t^* – значення аргумента, за якого виконується перетворення;

$Z(k)$ – дискретна функція цілочислового аргумента $k = 0, 1, 2, \dots$;

H – відрізок аргумента, на якому розглядається функція $z(t)$;

$f(t, c)$ – відновлювальна або апроксимуюча функція;

c – сукупність вільних коефіцієнтів c_i .

Вираз (1.2) визначає пряме перетворення, яке дозволяє за оригіналом $z(t)$ знайти зображення $Z(k)$. Обернене перетворення, що відновлює оригінал $z(t)$ у вигляді апроксимуючої функції, визначається виразом (1.3). Відповідно позначення $P\{..\}_{t^*}$, $P^{-1}\{..\}_{t^*}$ характеризують пряме й обернене ДП функції, що забезпечують отримання її прямих і обернених Р-моделей. Диференціальне зображення $Z(k)$ називають диференціальним спектром або Р-спектром, а значення функції $Z(k)$ за конкретних значень аргумента k – дискретами диференціального спектра або Р-дискретами. У найпростішому випадку відновна функція $f(t, c)$ має вигляд багаточлена, а відновлення оригіналу зводиться до підсумовування дискрет Р-спектра у вигляді відрізка ряду Тейлора. Диференціальні перетворення в цьому випадку називають основними, або диференціально-тейлорівськими [132; 133]. Недоліком їх є невеликий інтервал точного відновлення досліджуваного процесу через обмежений радіус збіжності ряду Тейлора. Для розширення можливостей використання, отриманих методом ДП розв'язків у книзі [134] запроваджено відновлення оригіналів у вигляді довільних апроксимуючих функцій. У такому разі ДП називають нетейлорівськими (ДНП). Для ДНП вільні коефіцієнти c_i відновної функції $f(t, c)$ можуть визначатися двома способами: методом балансу

диференціальних спектрів (БДС) та методом мінімізації нев'язки [134]. Метод БДС полягає в розв'язанні системи рівнянь шляхом прирівнювання однойменних дискрет початкової $z(t)$ та апроксимуючої $f(t, c)$ функцій:

$$P\{z(t)\}_i^* \Rightarrow Z(k) = F(k, c) \Leftarrow P\{f(t, c)\}_i^*, \quad (1.4)$$

де $F(k, c)$ – ДС апроксимуючої функції, а символи \Leftarrow, \Rightarrow тут і надалі позначають відповідність між оригіналом та зображенням функції.

Визначення вільних коефіцієнтів c_i методом мінімізації нев'язки $\varepsilon(t)$ між початковою й апроксимуючою функціями за обраним критерієм має вигляд:

$$([P\{z(t)\}_i^* \Rightarrow Z(k)] - [P\{f(t, c)\} \Rightarrow F(k, c)]) = [P\{\varepsilon(t)\}_i^* \Rightarrow E(k)] \rightarrow \min, \quad (1.5)$$

де $E(k) = Z(k) - F(k, c)$ характеризує ДС нев'язки.

Із погляду перенесення властивостей моделі $z(t)$ на апроксимуючу функцію $f(t, c)$ метод БДС можна назвати критерієм «сильного» наближення, тобто повне перенесення властивостей початкової моделі на апроксимуючу. На відміну від БДС вираз (1.5) є критерієм «м'якої» апроксимації. Загалом для відновлення оригіналу у формі нетейлорівської функції $f(t, c)$ достатньо мати $i = 0..n$ (за кількістю вільних коефіцієнтів c_i) ненульових дискрет скінченної залежності. Дискрети апроксимуючої функції, які використовуються для визначення вільних коефіцієнтів c_i за Р-спектром початкової функції, називають визначальними [134]. Натепер застосування методу ДП для побудови математичних моделей досліджуваних процесів майже повністю обмежується суто *теоретичним підходом*, тобто застосовується лише для визначення теоретичних аналітичних моделей досліджуваних процесів. Винятком є лише один приклад оброблення

експериментальних даних за тейлорівським базисом, наведений у праці [133]. Тому важливим є розширення можливостей ДП щодо побудови математичних моделей досліджуваних процесів за експериментальними даними за нетейлорівським базисом методом мінімізації нев'язки між експериментальною і теоретичною функціями.

Для основних ДП Р-спектр визначається за виразом (1.2) для нульових значень аргумента t^* . З одного боку, це спрощує подальші перетворення, а з другого – знижує прогностичні властивості отримуваних моделей з прив'язкою розв'язку до нульової точки. Для розширення властивостей отримуваних методом ДП моделей досліджуваних процесів у праці [135] запропоновано зміщені ДП, які забезпечують отримання точного розв'язку для довільного значення аргумента функцій. Зміщені ДП являють собою трансформовані базові перетворення (1.2) і (1.3) до вигляду

$$Z(k, t_v) = P\{z(t_v + \tau)\}_{\tau} = \frac{H^k}{k!} \left[\frac{d^k z(t_v + \tau)}{d\tau^k} \right]_{\tau}; \quad (1.6)$$

$$\bar{Z}(k, t_v) = P\{z(t_v - \tau)\}_{\tau} = \frac{(-H)^k}{k!} \left[\frac{d^k z(t_v - \tau)}{d\tau^k} \right]_{\tau};$$

$$z(t_v + \tau) = f(t_v + \tau, c), \quad \bar{z}(t_v - \tau) = f(t_v - \tau, c), \quad (1.7)$$

де $Z(k, t_v), \bar{Z}(k, t_v)$ – відповідно прямий і обернений Р-спектри початкової функції;

τ – локальний аргумент, значення якого обирається в межах $H \geq \tau \geq 0$;

$z(t_v + \tau), \bar{z}(t_v - \tau)$ – пряма й обернена моделі.

Одночасне використання прямих й обернених Р-моделей (1.6), (1.7) для визначення параметрів математичних моделей досліджуваних процесів у схемі ДНП забезпечує певну компенсацію недоліків спрощених апроксимуючих функцій. Отже, для визначення параметрів нелінійних моделей за експериментальними даними з метою зниження впливу похибок вимірювання на результати моделювання важливим є використання зміщених ДП у нетейлорівському базисі.

Для зручності застосування на практиці диференціальних перетворень відповідно до базових виразів (1.2) і (1.3) сформовано властивості ДП – перелік (таблиця) відповідності оригіналу спектра низки типових математичних залежностей, установлені правила застосування основних математичних операцій, виконуваних зі спектрами [132–135]. Уведені правила розширили можливості апарату ДП. Однак всі властивості отримано для скалярних величин і не можуть бути використані у явному вигляді для матричних обчислень, які необхідно виконувати для синтезу алгоритмів оброблення експериментальних даних. Тому потрібно узагальнити основні властивості ДП для відповідних операцій над матрицями з метою автоматизації відповідних розрахунків.

Отже, для ефективної реалізації цільових завдань за допомогою ІКС навігації та керування рухом необхідно розробити підхід до побудови нелінійних математичних моделей руху ДО за експериментальними даними з використанням ДП для рекурентного і нагромадженого згладжування з урахуванням наявної інформації про вигляд аналітичних моделей досліджуваних процесів, що потребує:

- розширення можливостей ДП щодо побудови математичних моделей досліджуваних процесів за експериментальними даними з урахуванням переваги нетейлорівського базису та зміщених ДП;

- розроблення алгоритму визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу;

- розширення властивостей ДП для матричних операцій.

1.2. Відомі підходи до визначення параметрів руху динамічних об'єктів за надмірною або недостатньою вимірюваною інформацією

Положення будь-якого ДО у просторі, у тому числі і КА, характеризується початковими умовами його руху – вектором шести параметрів (трьома

координатами та швидкостями їх зміни), що для геоцентричної системи координат (ГСК) має вигляд [11; 56; 171; 183]:

$$\bar{b} = (x_0 \ x_1 \ y_0 \ y_1 \ z_0 \ z_1)^T, \quad (1.8)$$

де x_0, y_0, z_0 – координати ДО;

x_1, y_1, z_1 – швидкості зміни відповідних координат.

Специфіка прикладних завдань навігації та керування рухом ДО може зумовлювати розгляд трансформованого (скороченого) вектора (1.8) до трьох параметрів

$$\bar{b}_S = (x_0 \ y_0 \ z_0)^T. \quad (1.9)$$

Надалі поняття координат об'єкта керування (спостереження) будемо застосовувати до вектора (1.8), а також (1.9). Традиційно координати об'єкта спостереження визначаються шляхом статистичного оброблення вимірних параметрів траєкторії його руху. Для однозначного визначення вектора координат в ідеальному випадку необхідно мати шість (або три) вимірних параметрів. Однак специфіка реалізації технічних засобів вимірювання параметрів руху (координат) об'єкта спостереження обумовлює отримання вимірюваних параметрів, що характеризують його положення, які можуть не збігатися за кількістю із шуканими координатами (не відповідати за складом та фізичним навантаженням з компонентами векторів (1.8), (1.9)). У цьому випадку можлива поява трьох ситуацій щодо визначення параметрів руху об'єкта спостереження: параметрична обмеженість даних; параметрична достатність даних; параметрична надмірність даних. *Параметрична обмеженість* вимірних даних полягає у наявності менших за необхідну кількість параметрів, що характеризуватимуть рух ДО у просторі. Така

ситуація характерна, наприклад, для станцій оптико-електронного спостереження за рухом КО, коли вимірюються кутові координати об'єкта, а траєкторія його руху характеризується вектором шести параметрів (1.8). *Параметрична достатність* даних полягає у відповідності кількості та фізичного навантаження вимірних параметрів, що характеризують положення та рух певного об'єкта у просторі, кількості параметрів, які підлягають визначенню. Така ситуація є досить рідкісною через значні труднощі щодо практичної реалізації. *Параметрична надмірність* даних характеризується надмірною кількістю вимірних параметрів руху ДО стосовно тих, що визначаються. Це може бути наслідком застосування БПС для визначення положення об'єкта спостереження у просторі.

Для побудови траєкторії руху ДО з метою вирішення цільових завдань навігації та керування рухом, а також для зменшення впливу похибок експериментальних даних на результати визначення початкових умов руху об'єкта спостереження реалізується *часова надмірність* аналізованої інформації. Часова надмірність даних характеризує зміну в часі параметрів руху ДО і використовується надалі для їх статистичного оброблення, а також компенсує параметричну обмеженість вимірюваних параметрів.

Узагальнюючи викладене можна виділити три класи відомих способів визначення параметрів руху ДО за отримуваними первинними даними – вимірними параметрами, що характеризують його положення та рух у просторі: за *параметричною надмірністю вимірних даних* (характерна для БПС визначення місцеположення статичних об'єктів – далі детально не розглядається); за *часовою надмірністю даних* (застосовується в межах одного вимірювача параметрів руху ДО); за *параметричною і часовою надмірністю вимірних параметрів* (відображує процес визначення параметрів руху ДО в БПС).

Узявши за базове положення гнучке інформаційне об'єднання різнотипних існуючих і перспективних вимірювачів параметрів руху КО в БПС для забезпечення високої оперативності, точності та достовірності формування команд керування в

космічних системах, можна відзначити такі особливості реалізації цього процесу. В єдиній БПС передбачається інформаційне об'єднання різних за своїм призначенням, складом вимірюваних параметрів і точністю їх отримання вимірювачів. Єдиною у них є лише потенційна можливість визначення координат КО. За таких умов найчастіше немає загальної просторової зони супроводу ДО, для якого визначаються координати, і відповідно єдиної часової прив'язки (синхронізації) вимірів. Тобто виміри параметрів руху ДО від різних вимірювачів характеризують різні ділянки його руху. Зазначену просторову та часову несинхронність роботи вимірювачів називатимемо *просторовою та часовою некогерентністю* роботи вимірювачів, що інформаційно об'єднані в БПС. Разом з тим інформаційне об'єднання різнорідних вимірювачів у єдину БПС має декілька позитивних факторів, а саме: збільшується загальний час спостереження за ДО, що дозволяє одержувати додаткову часову надмірність експериментальних даних; спостерігається параметрична надмірність даних – вимірювання додаткових або одних і тих самих параметрів траєкторії руху ДО декількома вимірювачами; спрощується технічна реалізація такої БПС через зниження вимог до часової та просторової синхронізації їх роботи за умов урахування цих факторів на етапі оброблення інформаційних масивів. У свою чергу, в математичному забезпеченні процесу сумісного оброблення вимірювальної інформації від різнорідних, некогерентних у часі і просторі вимірювачів, має якісно використовуватись надмірність експериментальних даних. При цьому належить враховувати ряд особливостей: різнорідність вимірювачів зумовлює різнорідність за складом вимірюваних параметрів експериментальних вибірок, що характеризують траєкторію руху ДО; експериментальні вибірки мають різні статистичні характеристики; при обробленні отриманих даних слід враховувати часову та просторову некогерентність роботи вимірювачів. Саме з огляду на зазначені особливості будуть розглянуті традиційні підходи до визначення параметрів руху ДО за різним складом отримуваної інформації.

Завдання визначення параметрів руху ДО у просторі розглядалось у багатьох працях відомих вітчизняних та зарубіжних учених. Зокрема можна відзначити праці Б.Ф. Жданюка, Ю.С. Саврасова, В.С.Кондратьєва, О.В.Белавіна, І. Шапіро, В.С. Черняка, Л.С. Беляєвського, В.П. Харченко та ін.

Вирішенню завдання визначення параметрів руху ДО лише за *часовою надмірністю виміряних даних* присвячено праці [11; 128; 144; 98]. У праці [128] розглянуті процедури визначення параметрів орбіти КО за обмеженим складом вимірюваних параметрів ґрунтуються на отриманні і використанні надлишкової інформації шляхом вимірювання обраних координат на початку і на кінці інтервалу спостереження ДО. Недоліком такого підходу є необхідність великого рознесення у часі і просторі ділянок вимірювання координат. У навчальному посібнику [11] розглядається варіант визначення повного вектора параметрів траєкторії КА за обмеженими даними з використанням МНК. Такий підхід характерно акумулює низку алгоритмів визначення параметрів руху ДО за часовою надмірністю даних у разі неповного складу вимірюваних параметрів [144]. Він полягає у визначенні аналітичної моделі траєкторії руху ДО за вибіркою експериментальних даних та подальшого її диференціювання з метою визначення швидкостей зміни координат. Найбільший недолік такого підходу – це неможливість його застосування для визначення повного вектора параметрів руху ДО (див. вираз (1.8)) без вимірювання певної координати.

Характерним для визначення параметрів руху ДО за *часовою надмірністю даних* є знаходження повного вектора координат КА за вимірами частоти Доплера [45; 137]. У книзі [45] розглянуто диференціальний доплерівський спосіб визначення координат КА за даними одного доплерівського вимірювача. Спосіб ґрунтується на використанні диференціальних зв'язків між швидкістю КА та її радіальною складовою і відповідних геометричних залежностей, отриманих для декількох положень об'єкта спостереження у просторі. Недоліками підходу, розглянутого в [45], є необхідність довгострокового (декілька прольотів КА) накопичення

експериментальних даних для високоточного визначення параметрів траєкторії, що знижує оперативність їх отримання. У статті [137] викладено підхід до визначення повного вектора координат КА системою доплерівських вимірювачів, який базується на визначенні траверсної відстані і розрахунку повного вектора координат КА при розв'язанні просторової геометричної задачі. Основним недоліком зазначеного підходу є складність точного визначення траверсної відстані, що знижує якість остаточного результату.

У працях [20; 21] наведено два різні підходи до визначення координат об'єкта спостереження за даними одного вимірювача пеленгу (радіопеленгатора (РП)) на об'єкт спостереження, які базуються на схожому принципі використання інформації, що додатково виникає під час руху вимірювача (часова надмірність даних). Запропонований у працях [20; 21] підхід забезпечує визначення усіх параметрів руху об'єкта спостереження за виміряною вибіркою значень кутового параметра, отриманою з рухомого РП. Підхід ґрунтується на формуванні моделей руху об'єкта спостереження і РП та використанні наявного зв'язку між параметрами, що характеризують взаємний рух цілі та вимірювача. Недоліком цього підходу є складності, пов'язані з визначенням поточних координат рухомого РП та часової прив'язки виміряних первинних параметрів.

У праці [150] розглянуто алгоритм оцінювання координат об'єкта спостереження за вимірами пеленга, отриманими в процесі руху одного РП. Запропонований алгоритм базується на використанні динамічних нейронних мереж. Однак, не зважаючи на вказані в роботі переваги запропонованого підходу, зокрема зниження витрат на створення й обслуговування БПС із впровадженням у ній запропонованого алгоритму оцінювання координат об'єкта спостереження, є низка недоліків. Перш за все, рухомий РП потребує додаткового устаткування для визначення свого місцеположення. Окрім того, рух РП для отримання надмірності виміряних даних значно впливає на точність виміру первинних параметрів. Тобто необхідно виконувати умови електромагнітної доступності об'єкта спостереження з

контролем відстані до нього, заздалегідь планувати маршрути руху РП для заданого контрольованого району і динамічно формувати оптимальну структуру уявної РП мережі для досягнення більшої точності результатів розрахунків.

У працях [12; 22; 62; 69; 129; 149; 151] розглянуто підходи, що дозволяють враховувати при визначенні параметрів руху ДО *параметричну і часову надмірність вимірних параметрів*, зумовлену об'єднанням декількох вимірювачів у єдину БПС. Проте всі вони орієнтовані на створення класичної БПС із синхронізованими у часі, узгодженими за зонами відповідальності однотипними вимірювачами. Тому викладені в працях [12; 22; 62; 69; 129; 149; 151] підходи не дозволяють використовувати надмірний обсяг інформації при об'єднанні різнорідних некогерентних у часі і просторі вимірювачів координат ДО.

У праці [54] розглядається задача оцінювання параметрів руху повітряних об'єктів у єдиній прямокутній системі координат при обробленні сигналів від некогерентної багатопозиційної системи з активними вимірювачами (РЛС) з несинхронним оглядом простору та нерівноточними вимірами і різним темпом оновлення інформації. Сутність розв'язання полягає у зведенні інформаційних параметрів до єдиного моменту часу на етапі первинного оброблення сигналів. Надалі з використанням відомих залежностей щодо переходу від геоцентричних до пунктових координат повітряних об'єктів за класичним МНК розраховуються оцінки координат цілі. Підхід є критичним до наявності спільної зони огляду багатопозиційного радіолокаційного комплексу. На етапі оцінювання використовується поліноміальна модель руху об'єкта спостереження і розглядається відносно малий інтервал його супроводу (10–15 с, 1–5 оглядів простору (вимірів)). Зазначене є недоліками запропонованого в роботі [54] підходу і унеможлиблює його використання в БПС спостереження за КО із складним нелінійним характером їх руху, з рознесеними у просторі зонами огляду окремих вимірювачів за наявності великих (до 100 і більше вимірів) обсягів експериментальних даних про траєкторії руху об'єктів спостереження.

У праці [14] реалізується об'єднання вимірів параметрів траєкторії руху аеродинамічної цілі в багатопозиційній радіолокаційній системі. Як вимірювачі розглядаються РЛС ППО – метрового, сантиметрового і дециметрового діапазонів (комплексів С-300В та РЛС «Противник–ГЕ» – універсальна мобільна чотирикоординатна станція п'ятого покоління). В основу операції об'єднання вимірів покладено розширений алгоритм фільтра Калмана. При цьому ставляться вимоги синхронізації і рівноточності вимірів, що об'єднуються. Використовується традиційна для випадку супроводження аеродинамічних цілей лінійна або квадратична поліноміальна модель траєкторії. Особливість підходу полягає у застосуванні штучних нейронних мереж на етапі розрахунку екстрапольованих оцінок координат об'єкта спостереження. Недоліком підходу є вимога отримання синхронізованих у часі вимірів (наявність спільної зони огляду РЛС). Окрім того, використання фільтра Калмана як базового алгоритму оцінювання вимірів значно обмежує можливості підходу щодо застосування складних нелінійних моделей руху цілі. Зазначені обставини не дозволяють використовувати розроблений у статті [14] підхід для багатопозиційних систем з несинхронним у часі та просторі вимірюванням параметрів руху ДО. На схожих із запропонованими в цій праці принципах побудовано децентралізоване оброблення інформації в багатопозиційній радіолокаційній системі із зовнішнім центром оброблення даних про траєкторію цілі [180]. Особливість підходу полягає у використанні як прогнозних оцінок для згладжувального рекурентного фільтра кожної окремої РЛС значень, отриманих після сумісного оброблення вимірів у зовнішньому центрі. Однак запропонований в [180] підхід має недоліки, аналогічні до алгоритму, наведеному в [14]. У праці [40] також розглядається об'єднання вимірів у багатопозиційній радіолокаційній системі в центрі оброблення інформації. Пропонуються варіанти порядку об'єднання оцінок і вимірів та місця їх оброблення. За базовий алгоритм оцінювання обрано рекурентний фільтр Калмана. Відповідно запропонований в [40] алгоритм має недоліки, аналогічні викладеним у працях [14; 180] підходам.

У статті [19] запропоновано метод оцінювання місцеположення об'єкта за вимірними значеннями кута місця від стаціонарного РП за початковим значенням відстані для випадку часової надмірності даних про переміщення об'єкта спостереження. Початкове значення похилої відстані вважається відомим. Суть цього методу полягає у визначенні параметрів моделі руху цілі

$$y = BQ, \quad z = CQ, \quad (1.10)$$

де $y = y(t), z = z(t)$ – декартові координати об'єкта спостереження;

$B = \{b_i, i = 0, 1..k\}$ і $C = \{c_i, i = 0, 1..k\}$ – вектори-рядки коефіцієнтів моделей руху цілі;

$Q = \{q_i, i = 0, 1..k\}^T$ – вектор-стовпчик лінійно незалежних функцій, складений із розв'язків системи лінійних алгебраїчних рівнянь, сформованих на підставі зв'язку між декартовими та вимірними полярними координатами об'єкта спостереження,

$$y = r \cos \beta, \quad z = r \sin \beta, \quad (1.11)$$

де r – похила відстань до цілі;

β – кут місця цілі з урахуванням вибірки значень $\beta = \{\beta_i, i = 1..N\}$ та початкового значення r .

Недоліком методу, запропонованого у праці [19], і який базується на використанні виразів (1.10), (1.11), є слабка обумовленість вибору значення параметрів початкової відстані, особливо в умовах апіорної невизначеності про місцеположення об'єкта спостереження.

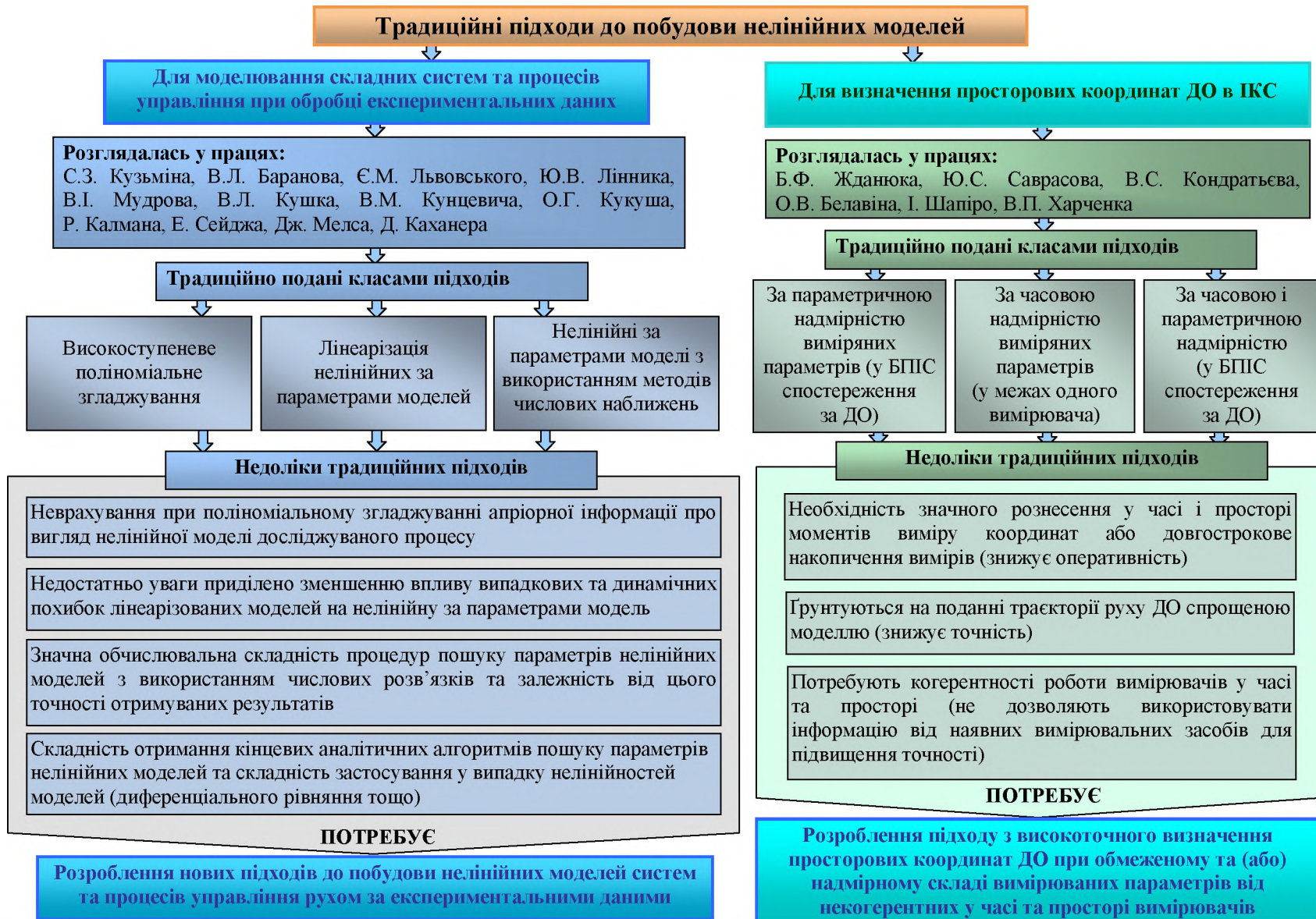


Рис.1.2. Традиційні підходи до побудови нелінійних моделей

Отже, узагальнюючи результати проведеного аналізу, традиційні підходи до побудови нелінійних моделей для моделювання складних систем і процесів та для визначення просторових координат ДО можна подати у вигляді структурної схеми (рис.1.2).

Таким чином, виникає потреба в розробленні підходу високоточного визначення параметрів руху ДО як за обмеженим складом вимірюваних даних, так і за їх параметричною або часовою надмірністю, отримуваною від об'єднаних у БПС різнорідних за точнісними характеристиками і складом вимірюваних параметрів інформаційних засобів, що функціонують некогерентно у часі та просторі.

1.3. Структурний та параметричний синтез складних інформаційно-керувальних систем навігації та керування рухом

Будь-яка складна система, у тому числі й ІКС навігації та керування рухом, визначається трьома категоріями: елементами, відношеннями, властивостями. Однозначний і повний опис цих категорій визначають систему, її структуру, параметри та ефективність. Метою синтезу системи є конкретизація і визначення оптимальних (раціональних) рішень для указаних категорій. У свою чергу синтез складної системи передбачає розв'язання задач структурного та параметричного синтезу.

Структурний синтез складної системи розглядався у працях А.Д. Цвіркуна, І.В. Кузьміна, А.М. Вороніна, Ю.К. Зіатдінова, Г.Л. Баранова, Т.Р. Брахмана та інших, зокрема етапи формування вимог до системи; вибір складових системи, рівня їх деталізації, формування варіантів побудови системи та опис взаємодії їх компонент; вибір оптимального варіанта побудови системи [9; 18; 35–39; 103; 172; 173]. Розв'язанню задачі параметричного синтезу складних систем присвячено значну кількість робіт, найбільш показовими з яких є праці Т.Р. Брахмана, А.М. Вороніна, Ю.Х. Вермішева, Г.С. Антушева [4; 18; 35–39]. За класичним

трактуванням задача параметричного синтезу складної системи полягає у визначенні параметрів елементів заданої структури [4], зокрема у виборі числових характеристик або системи в цілому, або окремих її компонент.

Безперечно, ефективність будь-якої складної системи незалежно від призначення й особливостей закладається на етапі її розроблення і залежить від використовуваних математичних методів, моделей, їх адекватності реальним процесам при розв'язанні задач структурного та параметричного синтезу. Для космічних систем навігації та керування рухом ефективність спостереження і навігації КО, контроль параметрів їх орбіт визначаються просторовою структурою БПС. Ефективність цільового застосування ДО, наприклад КА ДЗЗ, планування їх функціонування та оперативність, точність і достовірність команд керування значною мірою залежать від способів накопичення оброблення й аналізу даних ДЗЗ. Архівування даних ДЗЗ виконують відповідні ІС, ефективність яких визначається етапами структурного та параметричного синтезу. Тому особливо важливо проаналізувати сучасні підходи до структурного та параметричного синтезу складних ІКС.

1.3.1. Традиційне розв'язання задачі визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи

Ефективність функціонування БПС, під якою розумітимемо точність визначення параметрів руху ДО, залежить від багатьох факторів, основними з яких є кількість вимірювачів у складі системи та їх взаємне розташування; точнісні характеристики кожного вимірювача; алгоритм об'єднання інформації від окремих вимірювачів у складі системи; ракурс на ДО відносно спільної зони спостереження вимірювачів. Аналіз цих факторів показує, що за інших рівних умов на точність визначення параметрів руху об'єктів спостереження найбільше впливають кількість вимірювачів, їх взаємне розташування і ракурс на ДО. Отже, оптимізувати у

першому наближенні під час побудови БПС необхідно її кількісний склад та просторову структуру, тобто реалізувати етап структурного синтезу багатопозиційної ІС.

Питанню формування оптимальної структури БПС присвячено праці В.С. Черняка, В.С. Кондратьєва, Є.П. Чурова, Л.С. Беляєвського, Харченка В.П. та інших авторів [13; 78; 164; 167; 176; 178]. Так, у праці [48] розглянуто підхід до побудови радіопеленгаторної мережі, який базується на максимізації імовірності перекриття заданого контрольованого району зоною пеленгації, сформованою декількома пеленгаторними постами. Недолік підходу полягає в припущенні про наявність апріорних даних про можливе розташування об'єкта спостереження, що не завжди відповідає реальним умовам. Слід відзначити ще декілька недоліків цього підходу. По-перше, заздалегідь не визначено оптимальну кількість вимірювачів у БПС, а невизначення цього параметра не дозволяє отримати вирази для цільової функції ефективності та підвищує кількість задіяних інформаційних засобів. По-друге, підхід спирається на вираження оптимізації структури радіопеленгаторної мережі однокритеріальною моделлю. Це не є адекватним поданням задачі оптимізації, оскільки вторинні показники точності місцевизначення характеризуються рядом первинних, часто суперечливих показників, що є ознакою багатокритеріальності розв'язуваної задачі. Тому неадекватний опис задачі оптимізації структури радіопеленгаторної мережі призводить до зниження точності остаточного рішення. По-третє, у підході [48] передбачається застосування числових методів для визначення оптимальних параметрів структури системи, що значно ускладнює його застосування для розроблення спеціалізованих розрахункових програм.

Відомі також підходи до розв'язання задачі оптимізації структури БПС, які базуються на результатах статистичного моделювання. Так, у праці [176] отримані результати моделювання для когерентного малобазового пасивного радіолокаційного комплексу показують, що оптимальна кількість приймальних

пунктів має бути $n=6$ при їх розміщенні у вершинах правильного шестикутника. Цей же висновок без детального обґрунтування переноситься на малобазовий активний комплекс. У праці [72] наведено результати імітаційного моделювання при розгляді великобазового некогерентного активного радіолокаційного комплексу і зроблено висновок, у якому за критерієм «ефективність – вартість» оптимальним вважається варіант використання $n=3$ у разі розміщення автономних РЛС у вершинах рівностороннього трикутника. Питання формування аналітичної моделі (аналітичного розв’язання) для структурного синтезу БПС не знайшло вирішення у відомій літературі. Без такої аналітичної моделі розв’язувати задачі, властиві методам моделювання (оцінювання проектної ефективності системи, дослідження впливу структури БПС або її елементів на параметри системи тощо), неможливо особливо при необхідності гнучко змінювати структуру БПС залежно від зовнішніх умов. У зв’язку із цим постає потреба в розробленні математичної моделі та методики побудови оптимальної просторової структури БПС з розглядом суперечливих критеріїв оптимальності.

1.3.2 Традиційні підходи до структурного та параметричного синтезу складних інформаційних систем

Задача синтезу ІС архівації даних ДЗЗ належить до класу задач аналізу та синтезу складних систем [3; 9; 18; 30; 36; 37; 50; 52; 77; 89; 102; 103; 172; 173]. Метою проектування (синтезу) системи в загальному випадку є конкретизація та визначення раціонального складу її структурних елементів, відношень між ними та параметрів [103]. Таким чином, загальну методологію синтезу складної ІС можна викласти такими етапами:

- 1) формування властивостей системи, вимог до неї та виконуваних функцій;
- 2) структурний синтез системи – формування елементів системи;

3) параметричний синтез системи – визначення параметрів елементів структури.

Формування властивостей системи, вимог до неї та виконуваних функцій здійснюється на підставі аналізу особливостей застосовності розроблюваної системи та виконуваних з її використанням завдань. Традиційні підходи до реалізації структурного синтезу складної системи можна умовно поділити на два класи. Перший з них полягає в евристичному синтезі структури, який базується на визначенні складових системи та відношень між ними на підставі аналізу виконуваних функцій та вимог до неї. Результатом такого підходу є суто суб'єктивні рішення про склад та структуру системи у вигляді одного безальтернативного варіанта. Такий підхід застосовується, як правило, у випадку складного математичного опису (формалізації) задачі синтезу, а етап формування структури найчастіше називають розробкою [3; 103; 173]. Другий варіант реалізації процесу побудови (синтезу) структури складної системи базується на використанні методів оптимізації і полягає у виборі із надмірної кількості варіантів побудови системи оптимальної структури за обраним критерієм, або системою критеріїв. Альтернативні варіанти побудови системи можна формувати як евристичними методами, так і з використанням методів математичного синтезу. В свою чергу, процедуру вибору оптимальної структури системи із сукупності альтернатив можна реалізувати з використанням оптимізаційних методів як за однокритеріальною, так і за багатокритеріальною моделлю [9; 18; 36; 52]. Однокритеріальні оптимізаційні моделі мають відносну простоту реалізації етапів структурного синтезу, однак порівняно із багатокритеріальними моделями не забезпечують всебічного врахування в остаточних результатах синтезу усієї сукупності суперечливих вимог до неї.

Для багатокритеріальних задач властиве застосування низки (вектора) суперечливих критеріїв. Саме наявність суперечності між частинними критеріями оптимальності системи не дозволяє розв'язувати задачу синтезу підходами,

характерними для однокритеріальних задач. Суперечливість частинних критеріїв оптимальності проявляється в тому, що не можливо досягти оптимуму за усіма критеріями одночасно. Тобто поліпшення одного критерію призводить до погіршення (іноді значного) інших критеріїв. У цьому разі застосовуються спеціальні методи розв'язання багатокритеріальних задач [4; 18; 36]. Загалом можна виділити чотири класи основних методів розв'язання задач векторної оптимізації [4]: оптимізація послідовності частинних критеріїв при введенні пріоритетів і призначенні поступок; виділення парето-оптимальних рішень; оптимізація на основі компромісних відношень; наближення до певного ідеального значення. Методи зазначених класів відрізняються кількістю додаткової інформації щодо розв'язання оптимізаційної задачі, а також складністю обчислювальних процедур.

Перевагою методів першого класу є упорядкування критеріїв за значущістю і побудова процедур послідовної оптимізації за кожним частинним критерієм. Недоліком цього можна вважати складності в обґрунтованості ранжування частинних критеріїв, що іноді переростає в окрему проблему.

Оптимізація з виділенням області Парето полягає у визначенні сукупності рішень їй належних з подальшим наданням права вибору єдиного з них особі, що приймає рішення. Методи цього класу мають досить значну обчислювальну складність, а необхідність прийняття остаточного рішення із сукупності альтернатив, що належать області Парето, накладає додаткові обмеження на його використання. Особливо це проявляється саме у виборі оптимальних структур складних систем.

Третій клас методів – оптимізація на основі компромісних відношень – полягає у визначенні певного оптимального розв'язку з відомою поступкою між частинними критеріями оптимальності. У цьому разі формується узагальнений критерій оптимальності із сукупності частинних за певним правилом і визначається його екстремум відносно шуканого параметра оптимізації. Тобто фактично багатокритеріальна задача зводиться до однокритеріальної форми. Існує велика кількість способів формування узагальненого критерію, зокрема адитивні,

мультиплікативні критерії із зваженими і незваженими частинними критеріями, критерії згортки тощо [4; 18; 36]. Перевагою цього класу методів є належність розв'язку області Парето. Саме ці методи широко застосовують для аналізу складних систем. До складностей методів третьої групи слід віднести обмеження, пов'язані із визначенням вагових коефіцієнтів частинних критеріїв.

Методи четвертого класу полягають у введенні певної ідеальної точки, що належить області Парето, і наближенні оптимальних значень шуканих параметрів до неї за всіма частинними критеріями. Тобто оптимізаційна задача зводиться до отримання сукупності розв'язків, наближених до ідеальної точки, і вибір з них того, який за встановленим критерієм є найбільш наближеним до ідеального значення. Різноманітність критеріїв наближення породжує відповідно різноманітність існуючих методів цього класу – за квадратичною, лінійною нормою та ін. [4; 18]. Основним недоліком таких методів є невизначеність або складності у формуванні ідеальної точки.

Аналіз показує, що найбільшого поширення набули методи багатокритеріальної оптимізації, що належать до третього і четвертого класів, однак у кожному випадку вибір для використання певного методу залежить від специфіки та особливостей конкретної задачі.

Практичній реалізації процесу структурного синтезу складних систем присвячено значну кількість робіт, які тією або іншою мірою реалізують використання існуючих підходів. Найбільш показові результати цього процесу подано в працях [3; 4; 36; 37; 41; 49; 52; 62; 136; 151].

У книзі [3] викладено логіко-комбінаторний підхід до синтезу структури складної системи. Підхід ґрунтується на використанні морфологічного підходу до опису альтернативних варіантів побудови складної системи, зокрема його розвитку шляхом застосування графового подання з максимально надмірною структурою. Як базовий математичний апарат застосовуються комбінаторні методи з поданням

альтернатив з використанням булевих функцій. Основним недоліком підходу є невикористання багатокритеріальної моделі, хоча можливість такого зазначена [3].

Як розвиток морфологічного підходу щодо структурного синтезу складних систем у праці [4] розглядаються комплексне вирішення завдань формування вимог до системи, визначення альтернатив її побудови з використанням методу морфологічного «ящика» (зі складанням морфологічної таблиці) та вибір оптимального варіанта побудови системи. На відміну від праці [3] як основну обрано багатокритеріальну модель вибору зі зведенням сукупності показників, що характеризують функціонування варіанта системи, до адитивної моделі. У цьому випадку недостатньо враховано багатокритеріальність суперечливих критеріїв, зокрема їх різну розмірність, фізичну сутність та напрям екстримізації, що є недоліком описаного у праці [4] підходу.

У монографії [41] та навчальному посібнику [42] розглянуто проектування оптимальної структури розподіленої СППР. Як етапи структурного синтезу (без розподілу функцій між вузлами системи та алгоритму оптимального функціонування) виділено розв'язання двох підзадач: синтез оптимальної структури розподіленої СППР; вибір її технічних засобів. Для синтезу оптимальної структури СППР застосовано багатокритеріальну вартісну модель, для опису взаємодії розподілених компонент – графову модель. Відповідно загальна критеріальна функція формується за адитивним правилом. При цьому не враховані критерії ефективності СППР, що є недоліком запропонованого підходу. Для вибору технічних засобів системи (обчислювальних засобів) використано вектор критеріїв оптимальності у складі кількісних та якісних критеріїв. При цьому ставляться вимоги до технічних засобів – системної єдності, сумісності та стандартизації. Це зумовлює вибір технічних засобів зі складу серійних з мінімальним використанням нестандартних пристроїв, що, у свою чергу, є економічно і технічно обумовленим. Для вибору оптимального складу технічних засобів використовується нечітка багатокритеріальна модель з подальшим використанням лексографічного методу.

Нечітка модель є наслідком використання якісних критеріїв оптимальності, що, на наш погляд, є певним недоліком запропонованого в монографії [41] підходу. Крім того, сутність лексографічного підходу до розв'язання багатокритеріальної задачі та залучення особи, що приймає рішення, до формування розв'язків, знижує рівень обумовленості результатів застосування запропонованого підходу, що також є його недоліком.

У праці [18] викладено теоретичні основи застосування методу багатокритеріального аналізу для вибору оптимальних або раціональних варіантів побудови складних радіотехнічних систем, розглянуто один спосіб розв'язання багатокритеріальної задачі – зведення сукупності (вектора) частинних критеріїв до єдиного функціонала – функції корисності з подальшим визначенням його екстремуму відносно оптимізованого параметра. Для отримання узагальненого функціонала використовується низка критеріїв: адитивний, мультиплікативний, їх зважені форми та комбінації, різноманітні варіанти згорток частинних критеріїв (див. вирази (1.12) – (1.14)).

Мультиплікативний критерій має вигляд

$$X = \prod_{i=1}^n x_i, \quad (1.12)$$

де $i = 1..n$ – кількість частинних критеріїв;

x_i – частинний критерій оптимальності;

X – узагальнений критерій.

Зважений мультиплікативний критерій має форму

$$X = \prod_{i=1}^n x_i^{\lambda_i}, \quad (1.13)$$

де λ_i – ваговий коефіцієнт значущості частинного критерію.

Адитивний критерій записується у вигляді

$$\text{opt } X \rightarrow \sum_{i=1}^n x_i. \quad (1.14)$$

Значна кількість прикладів застосування викладеного у праці [18] підходу з детальним описом кожного етапу розв'язання багатокритеріальної задачі свідчить про його ефективність. Так, базовими етапами розв'язання багатокритеріальної задачі є формування частинних критеріїв, їх опис, формування узагальненого функціонала та розв'язання оптимізаційної задачі щодо оптимізованих параметрів. Однак усі приклади стосуються передусім етапу параметричного синтезу системи і відповідно не можуть бути використані у явному вигляді для розв'язання задачі структурного синтезу ІС накопичення цільової інформації.

Проблемі застосування методів багатокритеріального аналізу для синтезу складних систем присвячено також монографію [37]. У зазначеній роботі висвітлено теоретичні основи багатокритеріального структурного та параметричного синтезу складної ергатичної космічної системи. Для розв'язання багатокритеріальної задачі методом зведення вектора частинних критеріїв до єдиного функціонала запропоновано застосувати нелінійну схему компромісів – згортку професора А.М. Вороніна. Розглянуто можливість опису частинних критеріїв у аналітичному та дискретному вигляді. Висвітлено теоретичні основи структурного синтезу складної системи та детально розглянуто порядок параметричного синтезу системи з використанням нелінійної схеми компромісів. Наведені переваги застосування розглянутого в праці [37] підходу до розв'язання задачі параметричного синтезу системи, а також переваги нелінійної схеми компромісів, використаної для отримання результуючого функціонала ефективності, роблять необхідним розширення його можливостей для розв'язання задачі структурного синтезу ІС.

У праці [10] розглянуто структурно-параметричний синтез систем розпізнавання сигналів для розв'язання задач радіоконтролю. Етап синтезу

тракується як оптимізаційна задача вибору оптимальної структури та параметрів системи з множини альтернатив. Послідовно розглядається порядок опису вимог та функцій системи, взаємодії елементів з використанням графової моделі та теорії множин; формування критеріїв оптимальності системи у вигляді ефективнісно-вартісної моделі, узагальненого функціонала оптимальності та розв'язання оптимізаційної задачі. Значну увагу приділено використанню багатокритеріальної моделі розв'язання задачі структурно-параметричного синтезу системи. Перевага запропонованих у праці [10] підходів полягає у розв'язанні задачі синтезу як невід'ємних складових – структурно-параметрична оптимізація системи розпізнавання. Проте в явному вигляді отримані результати не можуть бути застосовані для синтезу структури ІС архівації. Це зумовлено особливостями призначення системи архівації, вимог до неї і відповідно різним складом критеріїв оптимальності структури системи, відмінностями між вхідною та вихідною інформацією, принципами функціонування ІС та ін.

У статті [62] запропоновано підхід до синтезу архітектури програмно-технічного комплексу автоматизованої системи моніторингу повітряного, наземного і надводного простору, у тому числі з використанням даних ДЗЗ. Підхід базується на використанні при синтезі структури системи базових модулів, що реалізують у повному обсязі функції системи. Послідовно розглядаються такі етапи, як підготовка початкових даних, формування альтернативних варіантів побудови структури та вибір базової з них. Відмітною ознакою запропонованого підходу є застосування кластерного аналізу для формування базової структури системи (еталона), відповідно до якого обирається найближчий аналог з альтернативних, що і є результатом розв'язання задачі синтезу структури системи. Недоліком підходу є відхід від оптимізаційної моделі розв'язання задачі вибору раціональної структури системи із сукупності альтернатив, що призводить до зниження ефективності її функціонування.

У працях [49; 136] висвітлено класичні етапи синтезу структур складних систем: побудову альтернативних варіантів структури; аналіз, пов'язаний з вивченням властивостей і поведінки системи; задачі синтезу, які зводяться до вибору структури системи, виходячи із властивостей альтернативних варіантів її побудови. Для кожного із зазначених етапів виділено особливості синтезу автоматизованої системи оброблення інформації і керування. Однак конкретних процедур синтезу альтернативних варіантів структури системи, математичних моделей вибору оптимального варіанта побудови не пропонується, що ускладнює використання запропонованих рішень для практичного синтезу складних систем.

У праці [151] на основі аналізу специфіки організації документообігу запропоновано графову модель інформаційно-аналітичної системи. Як недоліки цієї моделі слід відзначити необґрунтованість альтернативних варіантів побудови системи і відхід від використання оптимізаційних моделей для синтезу структури системи загалом.

Параметричний синтез складної системи полягає у визначенні параметрів елементів заданої структури [4; 173]. Розв'язання задачі параметричного синтезу потребує встановлення показників або критеріїв ефективності, формування оптимізаційної моделі параметричного синтезу системи та визначення оптимальних параметрів.

Система критеріїв може установлюватись евристичним методом і мати ієрархію функцій–факторів–показників–критеріїв [146], або базуватись на нормативних вимогах до складу показників і критеріїв ефективності [28]. Перший підхід має більш обумовлений характер показників (критеріїв) і застосовується, як правило, на етапі розроблення системи. Другий підхід характерний для типу систем із достатнім досвідом їх розроблення. Якщо встановлено єдину цільову функцію ефективності щодо вибору параметрів системи, задача матиме однокритеріальну модель [4; 59; 92]. Для параметричного синтезу систем за однокритеріальними моделями використовуються методи теорії операцій [55]. Однокритеріальні моделі є

простими для формування та аналізу і визначення параметрів системи, однак вони не забезпечують високої достовірності отримуваних рішень через спрощення відображення початкових задач. За наявності вектора критеріальних вимог матимемо багатокритеріальну оптимізаційну модель [18; 36–39; 145]. У цьому разі всі вимоги до параметрів системи враховуються у формі критеріїв. Задача параметричного синтезу за багатокритеріальною моделлю розв’язується або методом зведення її до однокритеріальної за певним критерієм [18; 36–39; 145], або альтернативними методами [4]. Для перших характерним є отримання математично обґрунтованого єдиного розв’язку, що, як правило, належить до області Парето [36]. Для альтернативних методів отримується низка розв’язків в області Парето і має місце значний суб’єктивізм в алгоритмі зведення їх до єдиного розв’язку [4]. Для однокритеріальних та багатокритеріальних моделей застосовуються дискретна [39] і аналогова [37] форми подання частинних критеріїв, пошукові та градієнтні методи визначення екстремуму цільової функції [34]. Вибір для використання розглянутих методів визначається сутністю розв’язуваної задачі.

Питання параметричного синтезу складних ІС розглянуто у низці публікацій. Так, у праці [59] розглядається задача вибору оптимальних параметрів аналогових технічних пристроїв і систем за стохастичними критеріями. Для її розв’язання запропоновано паралельний алгоритм дискретної оптимізації на множині номіналів, що формалізується таким чином.

Необхідно обрати номінальні значення внутрішніх параметрів досліджуваного пристрою

$$x_{ном} = (x_{1ном}, \dots, x_{пнно}), \quad (1.15)$$

що забезпечують максимум імовірності його безвідмовної роботи за заданий час експлуатації

$$x_{ном} = \arg \max P\{x(x_{ном}, t) \in D_x, \forall t \in [0, T]\}, \quad (1.16)$$

де $x(x_{ном}, t)$ – випадковий процес зміни параметрів;

D_x – область працездатності;

T – заданий час експлуатації пристроїв.

Для розв'язання задачі параметричного синтезу системи формується цільова функція ефективності (1.16). Як таку використовують імовірність безвідмовної роботи пристрою (системи). Надалі формується дискретне поле типоміналів параметрів елементів системи на базі (1.15) (можливі варіанти їх комбінацій) відповідно до їх зміни у серійних пристроях. Залежно від комбінацій типоміналів змінюється цільова функція. У такому вигляді задача параметричного синтезу являє собою класичну задачу оптимізації на дискретній множині з однією цільовою функцією ефективності. Особливістю запропонованого підходу є застосування для отримання цільової функції методу статистичних випробувань (методу Монте–Карло) та розпаралелення обчислювального процесу в пошуковому алгоритмі визначення екстремуму функції ймовірності безвідмовної роботи системи. Вихідною інформацією пошукового алгоритму є оптимальні номінали аналогових технічних пристроїв системи. Як недоліки викладеного в [59] підході слід відзначити розгляд задачі параметричного синтезу у вигляді однокритеріальної моделі та застосування лише дискретного способу подання зміни типоміналів. Перший недолік знижує адекватність отримуваних розв'язків, а другий – унеможливорює формування вимог до параметрів системи, а лише дозволяє їх вибирати з поля значень серійних пристроїв.

У праці [92] розглянуто розв'язання задачі параметричної оптимізації електронних схем. Задача формалізується у вигляді класичного завдання нелінійного програмування, тобто з вимогою екстремізації єдиної цільової функції

$$\min_x \Phi(x) \quad (1.17)$$

за умовою

$$A_i(x) \leq 0, \quad i = 1 \dots N, \quad B_j(x) = 0, \quad j = 1 \dots M, \quad (1.18)$$

де $\Phi(x)$ – цільова функція, що відображає відповідність параметрів електронної схеми вимогам технічного завдання;

$x = [x_1, x_2, \dots, x_n]^T$ – вектор варійованих параметрів;

$A_i(x), B_j(x)$ – функції-обмеження, що накладаються на варійовані параметри.

Зміна цільової функції (1.17) впливає через зміну варійованих параметрів, а вимоги до них відображаються зміною у функціональних обмеженнях (1.18). Особливість підходу [92] полягає у запропонованому алгоритмі пошуку розв'язку задачі параметричного синтезу – екстремуму цільової функції (1.17), який ґрунтується на використанні пошукових процедур. Не зважаючи на переваги запропонованого підходу, його застосування до розв'язання задачі параметричного синтезу системи архівації недоцільне через однокритеріальну форму її подання.

Аналіз існуючих підходів показує, що в більшості випадків структурний і параметричний синтез ІС здійснюється за однокритеріальними моделями, що не забезпечує повною мірою врахування усього спектра суперечливих вимог до системи і призводить до зниження якості результатів синтезу. Окрім того, у кожному конкретному випадку для визначення оптимальної за структурою і параметрами ІС обираються відповідні методи з урахуванням специфіки розв'язуваних цільових задач. У зв'язку з цим необхідним є формування багатокритеріальних математичних моделей структурного та параметричного синтезу ІС накопичення цільової інформації.

Узагальнено результати аналізу традиційних підходів до побудови багатокритеріальних моделей для структурного і параметричного синтезу складних систем можна подати у вигляді структурної схеми (рис.1.3).

1.4. Існуючі підходи до вироблення рішень в ергатичних інформаційно-керувальних системах навігації та керування рухом

Забезпечення процесу навігації та керування рухом, а також ефективність цільового застосування об'єкта керування в ергатичних ІКС потребує розв'язання низки задач вироблення рішень. Так, для космічних систем характерними і важливими є *задачі оптимального розподілу обмежених ресурсів* для організації ефективного спостереження за КО та керування ними. Функціонування наземного сегмента космічних ІКС, як і робота будь-якої іншої складної радіотехнічної системи, потребує контролю вимог електромагнітної сумісності і завадової обстановки, який покладається на служби радіочастотного нагляду (частотнагляду), де особливо важливим є розподіл обмежених ресурсів інформаційних засобів за джерелами радіовипромінювань. *Оцінювання ефективності ІКС та результатів їх функціонуванні* є невід'ємним етапом розроблення та використання систем навігації і керування рухом. Саме за результатами оцінювання ефективності розв'язання цільових задач в ІКС формуються коригувальні команди для виконавчих елементів різних ланок керування. Характерними для прийняття рішень в ІКС навігації та керування рухом є *задачі ідентифікації технічних засобів і контрольованих (конфліктних) ситуацій*.

Визначення в процесі радіоконтролю типу засобів радіовипромінювання для забезпечення електромагнітної сумісності радіотехнічних засобів саме і є задачами ідентифікації. На етапі проектування складних ІКС вибір складових її елементів із сукупності альтернатив, які відповідають установленим стандартам, теж потребує розв'язання задач ідентифікації.

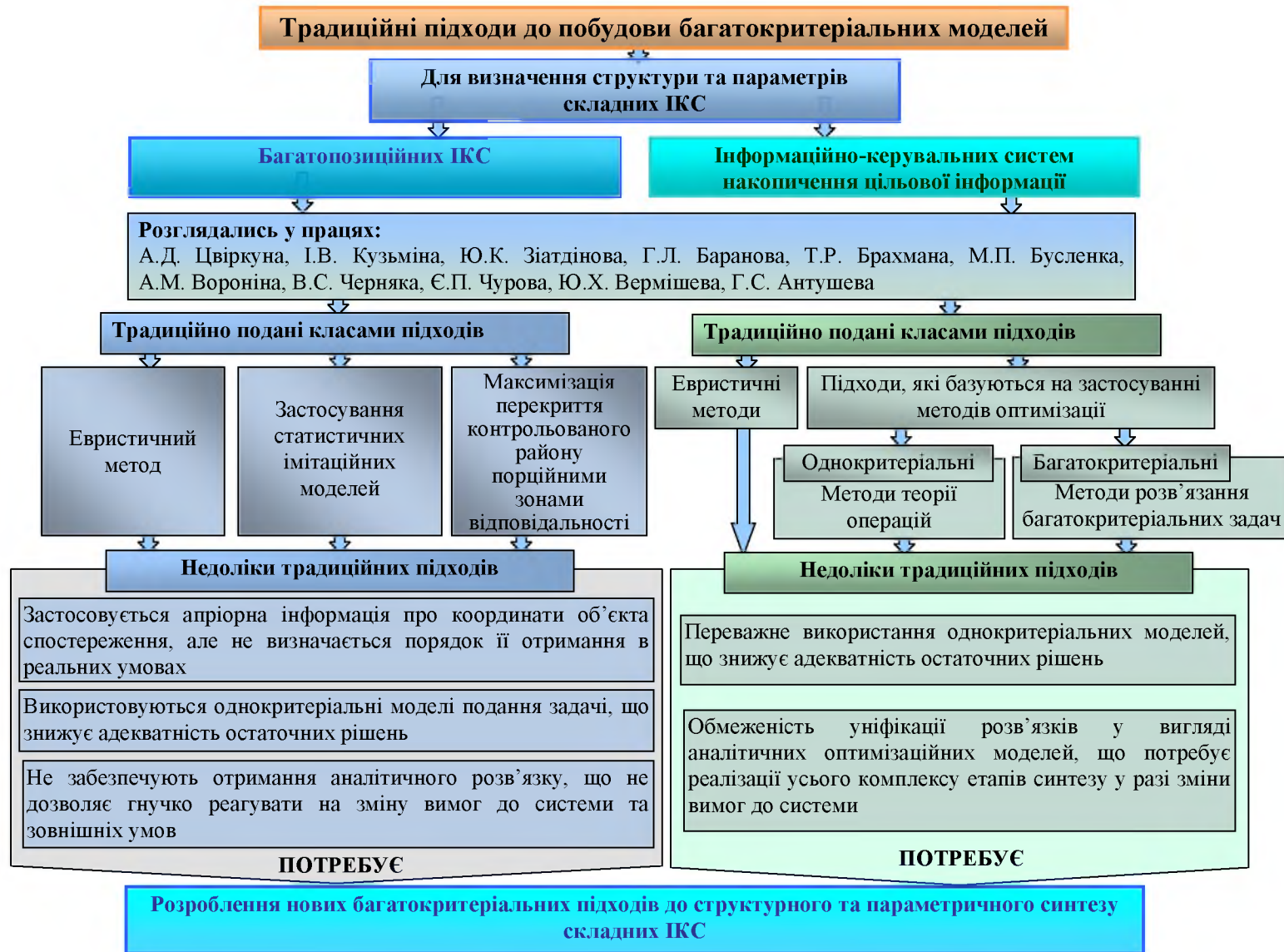


Рис.1.3. Традиційні підходи до побудови багатокритеріальних моделей для структурного і параметричного синтезу складних систем

Здійснення навігації та керування рухом передбачає реалізацію низки заходів з безпеки цього процесу. У цьому сенсі необхідним є розв'язання задач ідентифікації (виявлення) контрольованих (конфліктних) ситуацій.

Усі зазначені часткові завдання, зокрема розподіл ресурсів; оцінювання ефективності; ідентифікація технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій, потребують відповідного математичного забезпечення процесу вироблення рішень, яке покладатиметься в основу блока обчислень СППР [23; 29; 168; 169; 215; 206] ергатичної ІКС навігації та керування рухом. Загалом розгляду процедури вироблення рішень в ІКС присвячено численні публікації, зокрема відомі праці Ю.П. Зайченка, А.М. Вороніна, Б.М. Герасимова, Т.Р. Брахмана, В.П. Харченка, О.П. Ротштейна, В.В. Розена, Р.Л. Кіні, Х. Райфи. Традиційно обчислювальні процедури розв'язувального алгоритму прийняття рішень будуються на використанні методів теорії операцій багатокритеріального аналізу, статистичних алгоритмів, теорії нечітких множин і т. ін. [18; 37; 38; 42; 55; 61; 141; 142; 161; 165; 166; 169; 209]. Однак у кожному конкретному випадку, залежно від специфіки розв'язуваних ІКС задач, розробнику інтелектуальних СППР доводиться формувати нові або доопрацьовувати існуючі процедури вироблення рішень.

З огляду на зазначене необхідним є аналіз існуючих підходів до вироблення рішень в ергатичних ІКС навігації та керування рухом. Надалі буде розглянуто три типи задач вироблення рішень: щодо оптимального розподілу обмежених ресурсів; оцінювання ефективності процесів функціонування та використання ІКС; ідентифікації технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій за сукупністю ознак.

Оптимальний розподіл обмежених ресурсів. Задачі про раціональний (оптимальний) розподіл обмежених ресурсів (задачі транспортного типу) є достатньо поширеними [2; 31; 32; 33; 53]. Традиційно такий клас задач розв'язуються з використанням відомих методів теорії операцій (задачі лінійного, нелінійного або динамічного програмування) [55]. При цьому початкова задача формалізується у

вигляді низки (найчастіше лінійних) обмежень з виділенням зазвичай однієї функції якості. Тобто подається у вигляді однокритеріальної моделі із сукупністю обмежень [55]. Саме така спрощена математична модель забезпечує, з одного боку, простий алгоритм розв'язання початкової задачі, а з другого – вносить похибки в кінцеві розв'язки. Дійсний стан речей полягає в тому, що задачі про розподіл ресурсів мають значно складніший характер та адекватно характеризуються великою кількістю часто суперечливих частинних критеріїв. Отже, більш адекватними є багатокритеріальні моделі подання задач про розподіл обмежених ресурсів.

Методи, що застосовуються для розв'язання багатокритеріальних задач детально розглянуто в підрозділі 1.3.2. Їх аналіз показує, що найбільшого поширення набули методи багатокритеріальної оптимізації, що полягають у зведенні задачі до однокритеріальної форми за певним критерієм та пошуку її екстремуму [18; 37; 61]. Таким чином, необхідним є розв'язання задачі оптимального розподілу обмежених ресурсів з використанням багатокритеріальних підходів.

Вироблення рішень щодо оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС. Загалом розроблення, функціонування та дослідження будь-якої складної системи або певного процесу передбачає оцінювання ефективності. У загальному випадку ефективність системи (процесу) визначається відношенням позитивного ефекту функціонування системи до витрат на її розроблення і впровадження [104; 173]. Однак у кожному конкретному випадку залежно від призначення системи, її функцій (особливостей досліджуваного процесу) поняття ефективності конкретизується й уточнюється. Тому можна стверджувати, що залежно від системи (процесу), що підлягає оцінюванню, сутності і формалізації задачі визначення ефективності тематики [5; 28; 36; 39; 41; 42; 51; 96; 101; 146; 174; 177].

Для систематизованого аналізу існуючих підходів щодо оцінювання ефективності складних систем можна сформулювати загальні етапи розв'язання задачі оцінювання: формування показників та критеріїв оцінювання ефективності;

визначення числових значень показників оцінювання ефективності; формування рішення про ефективність предмета досліджень. Схему оцінювання ефективності можна будувати різними способами залежно від суті розв'язуваної задачі. Так, можна оцінювати ефективність розв'язування задач без системи та із системою [41], ефективність виконання функцій системи за призначенням [51; 177], порівнювати ефективність функціонування систем-аналогів [5; 173].

Для реалізації першого етапу оцінювання ефективності – формування показників та критеріїв – можна застосовувати декілька підходів. Перший з них полягає у формуванні певної ієрархічної моделі задач, функцій, що виконуються системою, та формування відповідно до них показників [28; 51; 101; 146]. Зазначена ієрархія подається у вигляді таблиць, структурних схем, дерева або графу і призводить, як правило, до появи вектора показників (критеріїв) ефективності системи [36; 37; 39; 146]. Другий підхід базується на використанні директивних вимог до ефективності системи, тобто добре відомих технічних характеристик (наприклад, точність, дисперсія похибок тощо), стандартизованих показників ефективності [28; 174]. У результаті застосування такого підходу можна отримати єдиний домінуючий критерій [174] або вектор критеріїв [36; 37; 39]. Ієрархічна модель критеріїв застосовується зазвичай на етапах проектування системи, а директивні вимоги до показників і критеріїв ефективності – найчастіше для оцінювання експериментальних або експлуатаційних зразків систем.

Етап визначення числових значень показників може реалізовуватись декількома методами, зокрема вимірювання, моделювання, розрахунковим або методом експертного опитування. Контрольовані параметри вимірюються з використанням відповідних вимірювальних приладів, як правило, за наявності розробленого зразка системи [177]. Методи моделювання застосовуються у випадках, коли неможливо оцінити значення контрольних параметрів на реальній досліджуваній системі. При цьому для технічних систем застосовуються фізичні й математичні моделі різних класів, або їх поєднання [9; 47; 172]. Розрахунковий

підхід полягає у непрямому визначенні значень контрольованих параметрів за початковими даними, отриманими за результатами вимірювань, моделювання або експертного опитування. Наприклад за ймовірнісними характеристиками безвідмовної роботи системи за результатами випробувань її статистичної математичної моделі [174]. Експертні оцінки застосовуються у випадках, коли показник неможливо визначити іншим способом, наприклад, це показники ергономічності системи та ін. Джерелом інформації у цьому разі є суб'єктивні судження експерта про ті або інші параметри системи [41; 42; 142]. Для оцінювання ефективності системи в межах одного або вектора показників можуть застосовуватись єдиний спосіб визначення їх числових значень або декілька підходів.

Етап формування рішення про ефективність системи полягає у виробленні остаточного висновку про її ефективність на підставі аналізу й оброблення значень відповідних показників. Залежно від складу аналізованих показників розрізняють однокритеріальні [101; 174] і багатокритеріальні [37; 39] моделі вироблення рішень про ефективність системи. Для однокритеріальної і багатокритеріальної моделей застосовуються дві форми подання результату – у числовій і лінгвістичній формах. Числова форма може виражатися як в абсолютних, так і у відносних (нормованих) одиницях ефективності. Лінгвістична форма оперує категоріями «добре – погано» для формування оцінки ефективності.

Викладені підходи до оцінювання ефективності складних систем отримані або застосовуються в працях багатьох авторів. Основи класичних підходів до оцінювання ефективності складних систем розглянуто в працях І.В. Кузьміна, А.Д. Цвіркуна Практичні питання оцінювання ефективності складних систем розглянуто в працях М.М. Чумакова, Ю.І. Серебряного Оцінюванню ефективності інтелектуальних систем присвячено роботи Б.М. Герасимова. Питання застосування багатокритеріальних моделей для оцінювання ефективності систем висвітлено в працях А.М. Вороніна, Л.В. Колоса, Т.Р. Брахмана.

Значну увагу питанню оцінювання ефективності складних систем приділено в періодичних виданнях. У праці [101] запропоновано підхід до оцінювання ефективності автоматизованих систем на ранніх стадіях її проектування. Оцінюванню підлягає ефективність розв'язання задачі без застосування та із застосуванням автоматизованої системи. Для формування показників ефективності використовується метод аналізу ієрархій. Зокрема виділяються рівні задач, функцій і показники ефективності цільового використання системи. Саме це є головним у дослідженні. Значення показників розраховуються експертним методом. Для вироблення рішення про ефективність системи формуються матриці парних порівнянь ефективності виконання певних функцій до і після автоматизації, на підставі яких і виробляється остаточне рішення про ефективність виконуваних задач об'єктом автоматизації із застосуванням автоматизованої системи. Отже, рішення формується фактично за однокритеріальною моделлю і подається у числовому вигляді.

До недоліків підходу слід віднести таке. Формування ієрархії ефективності завершується на рівні показників, що не дозволяє встановлювати вимоги до автоматизованої системи у вигляді критеріїв, а, отже, неможливо використовувати запропонований підхід для оцінювання ефективності функціонування безпосередньо автоматизованої системи, а лише визначати ефективність функціонування окремого об'єкта автоматизації. У праці [101] не застосовуються багатокритеріальні методи аналізу, що, вочевидь, знижує адекватність отримуваних рішень. Крім того, не приділено уваги інтерпретації числового розв'язку в лінгвістичну форму щодо рівня ефективності автоматизації процесу.

У праці [39] запропоновано методіку багатокритеріальної оцінки ефективності наукових космічних проектів. Запропонований підхід ґрунтується на встановленні системи груп критеріїв ефективності об'єкта оцінювання, значення яких визначаються експертами. Вироблення рішення полягає у застосуванні багатокритеріального аналізу з формуванням узагальненого критерію за нелінійною

схемою компромісів. Остаточне рішення про ефективність космічного проекту подається лінгвістичною категорією. Слід зазначити, що у цьому підході використано однорідний спосіб визначення значень, що описують зміну частинних критеріїв оптимальності – експертний метод. Ця обставина не дозволяє у чистому вигляді застосовувати розроблену методику для оцінювання ефективності складних ІКС, коли велика частка показників та критеріїв ефективності є технічними характеристиками системи. Окрім того, склад системи критеріїв ефективності є унікальним і характерним для оцінювання саме космічних проектів.

У праці [146] розглянуто розвиток можливостей багатокритеріального підходу до оцінювання ефективності систем та процесів. Зокрема запропоновано методологію оцінювання сценаріїв планування космічної діяльності. Наведено також процедуру вибору із сукупності сценаріїв раціонального за системою критеріїв ефективності. При цьому послідовно розглядається ланцюг ієрархії: мета проекту – частинні критерії – класи частинних критеріїв. Відповідно до цієї ієрархії формується узагальнене рішення – результуюча оцінка за технологією вкладених згорток, зведена до лінгвістичної категорії. Особливістю запропонованого у праці [146] підходу є порядок розрахунку критеріїв ефективності з використанням графу досягнення єдиної мети. Вузли графу характеризують проміжні етапи реалізації єдиної мети, а ребра – альтернативні шляхи її досягнення. Значення, що характеризують зміну критеріїв ефективності системи, розраховуються при обході вузлів графу різними шляхами. Аналогічно для розробленої методики в роботі [39] характерний однорідний спосіб розрахунку значень зміни частинних критеріїв. Саме через це його неможливо у явному вигляді застосовувати для оцінювання ефективності ергатичних ІКС.

У праці [5] розглянуто економіко-математичні методи аналізу й оптимізації інформаційних систем за якісними характеристиками. Розглянуто декілька критеріїв за схемою дохід – витрати. Значення, що описують зміну відповідних локальних (частинних) критеріїв, пропоновано визначати здебільшого експертним методом.

Для вироблення рішення про ефективність об'єкта досліджень формується узагальнений критерій (цільова функція) цінності за адитивною моделлю, у якому враховується якість продукції, витрати на її виробництво і встановлюються відповідні вагові коефіцієнти для контрольованих параметрів. Остаточне рішення про ефективність формується через пошук екстремуму цільової функції із застосуванням методів лінійного програмування. Наводяться приклади застосування розглянутих підходів до розв'язання задач розподілу ресурсів та планування збирання даних ДДЗ. Недоліками підходу є суб'єктивність щодо отримання результатів оцінювання ефективності та застосування як базової однокритеріальної моделі, хоча і з урахуванням декількох факторів. Зазначені недоліки, на наш погляд, знижують адекватність отримуваних рішень.

З наведеного аналізу випливає потреба в розробленні багатокритеріальної методики оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС, виходячи із їх призначення і сукупності виконуваних функцій, що забезпечуватиме високу достовірність формування остаточних рішень про ефективність і відповідних коригувальних команд керування виконавчим елементам.

Вироблення рішень щодо ідентифікації технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій за сукупністю ознак. Предметом розгляду будуть прикладні задачі: ідентифікації ТЗ за результатами ведення радіоспостереження; визначення відповідності ТЗ установленим стандартам та вибір найбільш прийнятних технічних засобів за переліком вимог із сукупності альтернатив; виявлення контрольованої (конфліктної) ситуації за результатами аналізу сукупності різнопланових факторів. Варто відзначити такі особливості, характерні для вказаних прикладних задач: складність формалізації ознак об'єкта ідентифікації (ОІ) (особливо для виявлення контрольованих (конфліктних) ситуацій); ознаки об'єкта ідентифікації можуть формуватись у вигляді множини показників та (або) критеріїв; сукупність ознак може містити одночасно об'єктивні й

суб'єктивні показники та мати стохастичну або нечітку невизначеність; відсутність частки інформаційних ознак об'єкта ідентифікації порівняно з еталоном; вимога отримання остаточного рішення про ідентифікацію у лінгвістичній формі з урахуванням ступеня наближення об'єкта ідентифікації до еталона (ступінь відповідності ТЗ стандартам, ступінь напруженості конфліктної ситуації тощо); необхідність отримання пояснення сформованого рішення про ідентифікацію, що особливо важливо для інтелектуальних СППР.

З огляду на викладені особливості будуть проаналізовані відомі підходи щодо вироблення рішень про ідентифікацію технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій за сукупністю ознак.

Поняття ідентифікації передбачає визначення належності об'єкта ідентифікації до певного їх класу із сукупності висунутих гіпотез. У загальному вигляді задача ідентифікації формалізується таким чином [10; 129]. Задано множину класів $A = \{a_1, a_2, \dots, a_d\}$, (a_i – i -й клас образів, d – кількість класів), кожний клас може мати ознаки (одну, або вектор). Для заданого вектора $x \in X$ – опис об'єкта ідентифікації (образу), $\bar{x} = (x_1, \dots, x_N)^T$, X – простір описів, необхідно прийняти рішення про його належність до певного класу із множини A . Розв'язання задачі ідентифікації в класичному розумінні включає реалізацію етапів: формування початкової інформації про об'єкт ідентифікації у термінах часткових фактів (об'єктивних чи суб'єктивних), вибірки вимірів чи реалізації випадкового процесу; визначення сукупності альтернативних гіпотез для ідентифікації з використанням певних правил, моделей, результатів оцінювання та ін.; установлення множин (простору) ідентифікації – сукупності ознак образів еталона та об'єктів ідентифікації (визначення мови уявлень, подання образів, метамоделі); визначення критерію порівняння об'єкта ідентифікації із сукупності гіпотез та формування рішення про ідентифікацію; інтерпретація (тлумачення) отриманого висновку про ідентифікацію [129]. Тип початкової інформації для ідентифікації (нечітка, стохастична, числова, лінгвістична) значною мірою визначає зміст подальших етапів. Особливо це

критично для критеріїв ідентифікації. Так, застосовуються критерії, що базуються на функціях відстані, статистичні критерії та інформаційні критерії.

Залежно від сутності розв'язуваної задачі, змісту і способів реалізації окремих етапів можна виокремити три узагальнені типи задач ідентифікації: *порівняльного оцінювання* (класифікація); *розпізнавання образів*; *виявлення* (групування) [10; 129].

Задачі *порівняльного оцінювання*, як правило, передбачають ранжування об'єктів ідентифікації за їх ефективністю для встановлення найбільш придатного з них для використання. У цьому разі доцільними для застосування є усі викладені вище підходи щодо оцінювання ефективності. Прикладом реалізації порівняльного оцінювання є підходи, розглянуті в працях [53; 174]. У [174] запропоновано підхід до вибору ТЗ, який базується на аналізі оцінок показників ефективності їх цільового використання – імовірнісні методи оцінювання ефективності озброєння. Недолік підходу при застосуванні його до вибору ТЗ і контрольованих ситуацій полягає в необхідності проведення натурних або модельних випробувань порівнюваних зразків техніки, що часто потребує значних часових і матеріальних витрат [47]. У книзі [51] розглядається порядок вибору ТЗ за критерієм питомої ефективності (відношення ефективності до вартості). Запропонований підхід включає формування таблиці ранжувань із сукупності нормованих характеристик порівнюваних технічних засобів і вибір з них найбільш прийняттого за критерієм найбільшої кількості максимальних значень оцінюваних параметрів. Недолік цього підходу полягає в необхідності аналізу, хоч і зведених до єдиної шкали, проте сукупності з достатньо великої кількості характеристик ТЗ. Ця обставина ускладнює процес прийняття остаточного рішення.

Задачі розпізнавання образів полягають у побудові розв'язувальних правил для визначення класу об'єкта ідентифікації за експериментальною вибіркою, що характеризує сукупність ознак образу. Загалом можна виокремити такі групи критеріїв для розпізнавання образів: критерії, що базуються на функціях відстані; статистичні критерії; інформаційні критерії. Перша група критеріїв ґрунтується на

трактуванні відмінностей між об'єктом ідентифікації і сукупністю образів як «відстань» між ними в просторі опису за певною метрикою. Основним недоліком критерію є те, що відстань між об'єктом ідентифікації й образом далеко не завжди є адекватною мірою їх схожості. Сутність статистичних критеріїв полягає у перевірці твердження, що об'єкт ідентифікації належить до будь-якого класу образу із простору стану з деякою відомою ймовірністю цієї події. При цьому ступінь відповідності може розраховуватись за різними нормами, а величина визначеної ймовірності – характеризувати якість процесу ідентифікації. Безумовною вимогою статистичного критерію є наявність надмірності аналізованої інформації, що не завжди досягне і накладає обмеження на його використання. Метою ідентифікації за інформаційним критерієм є перетворення за мінімальних втрат інформації початкового опису об'єкта ідентифікації до короткого опису в просторі відомих класів відповідно до заданої моделі трансформації початкової інформації про об'єкт ідентифікації. Мірою та ознакою відповідності об'єкта ідентифікації образу є величина втрат початкової інформації, що виникає при реалізації процесу її перетворення до простору стану класів (образів). Основні складності застосування інформаційного критерію полягають у виконанні обчислень із визначення величини втрат, що потребує розв'язання комбінаторної задачі перебирання усіх варіантів ознак для простору образів. Це призводить до значних обчислювальних витрат для задач великої розмірності.

Задачі *виявлення* (групування) характерні для ідентифікації контрольованих (конфліктних) ситуацій [25; 161; 105; 155; 159; 156; 162; 193; 197–199; 210; 214]. У цьому разі для прийняття рішення матимемо складноформалізовану початкову інформацію іноді в обмеженому вигляді. В задачах ідентифікації цього типу обмежений або не визначений простір класів. У будь-якому випадку задачі виявлення потребують конкретики їх розв'язання і розроблення відповідного підходу залежно від сутності практичної спрямованості задачі.

Отже, в кожному конкретному випадку доцільно для використання мати специфічні підходи щодо розв'язання задач ідентифікації. Це потребує проведення комплексу етапів специфічних за змістом для кожної задачі від її формалізації до отримання і інтерпретації висновку про ідентифікацію об'єкта. Разом з тим, з огляду на специфіку розв'язуваних задач ідентифікації (вибору технічних засобів та ідентифікації контрольованих (конфліктних) ситуацій) можна відзначити деякі особливості, які недостатньо враховані в традиційних підходах. Не знайшла відображення багатofакторність та багатокритеріальність задач ідентифікації та способи їх урахування у розв'язках. Не забезпечується одночасного використання при прийнятті рішення про ідентифікації різнорідної початкової інформації (числової, лінгвістичної, нечіткої, стохастичної та ін.). При цьому зазначена специфіка початкової інформації для вибору технічних засобів та ідентифікації контрольованих (конфліктних) ситуацій унеможливорює застосування статистичних методів ідентифікації. Без частки інформаційних ознак об'єкта ідентифікації порівняно з переліком ознак образів простору стану здійснення ідентифікації за традиційними підходами ускладнюється. Реалізувати зворотний процес ідентифікації для пояснень інтерпретації сформованого рішення для більшості традиційних підходів у їх явному вигляді неможливо. Це особливо критично для математичного забезпечення інтелектуальних СППР. Тому необхідно розробити правила або методики, що забезпечують вироблення обумовленого, достовірного рішення про ідентифікацію технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій.

Узагальнено результати аналізу традиційних підходів до побудови багатокритеріальних моделей з метою вироблення рішень в ІКС подано у вигляді структурної схеми рис. 1.4.

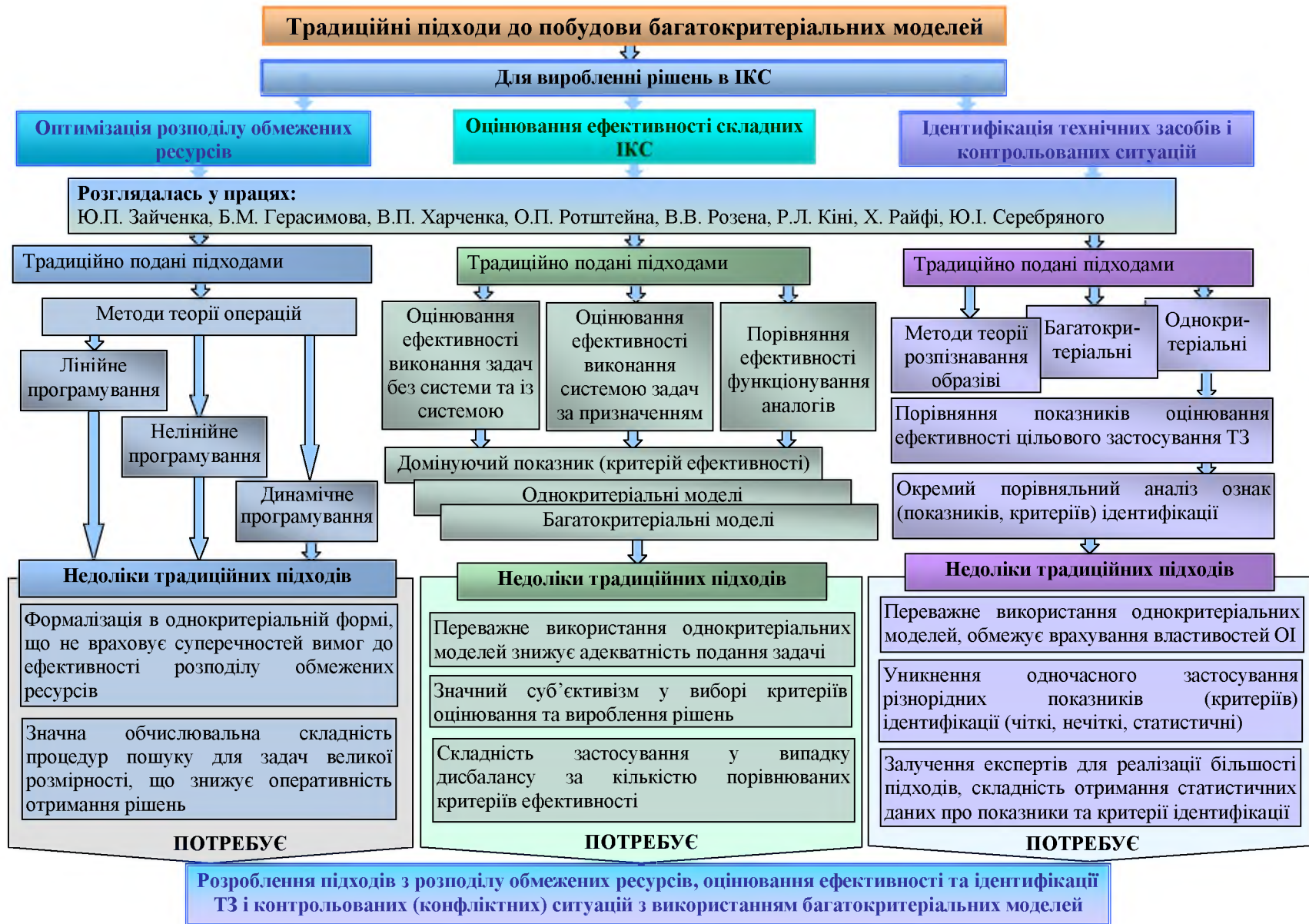


Рис.1.4. Традиційні підходи до побудови багатокритеріальних моделей для вироблення рішень в ІКС

Результати аналізу існуючих підходів до побудови нелінійних моделей та розв'язання багатокритеріальних задач доводять, що для підвищення ефективності математичного та інформаційного забезпечення ІКС навігації та керування рухом необхідно розв'язати такі наукові завдання.

1. Розробити метод побудови нелінійних моделей руху ДО за експериментальними даними на базі ДП:

1.1) установити основні властивості диференціальних перетворень для матричних операцій;

1.2) розробити алгоритм визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу;

1.3) розробити методику рекурентного згладжування досліджуваних процесів з використанням нелінійних за параметрами моделей;

1.4) сформувати методики побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів за нагромадженою вибіркою;

2. Розробити метод визначення просторових координат ДО за обмеженого або надмірного складу вимірних параметрів від некогерентних у часі (просторі) вимірювачів.

3. Розробити багатокритеріальні підходи до структурного та параметричного синтезу складних ІКС:

3.1) сформувати багатокритеріальну математичну модель визначення оптимальної просторової структури БПС;

3.2) отримати багатокритеріальну математичну модель структурного та параметричного синтезу складної інформаційної системи.

4. Удосконалити процеси прийняття рішень в ергатичних ІКС навігації та керування рухом шляхом розроблення методик з використанням багатокритеріальних моделей:

4.1) розробити багатокритеріальну методику розв'язання задач оптимального розподілу обмежених ресурсів;

4.2) розробити методику багатокритеріальної оцінки ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних інформаційної системи;

4.3) отримати методику ідентифікації технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій за сукупністю ознак на базі методів розв'язання багатокритеріальних задач.

Розв'язання сформованих часткових завдань спрямовано на вирішення актуальної науково-прикладної проблеми розроблення й удосконалення методів побудови нелінійних та багатокритеріальних моделей систем і процесів керування рухом з використанням диференціальних перетворень та нелінійної схеми компромісів.

Висновки за першим розділом

Показано, що задача побудови математичних моделей досліджуваного процесу або системи за експериментальними даними належить до класу некоректних. Для її розв'язання висувається гіпотеза про загальний вигляд аналітичного опису досліджуваного процесу, який формується на підставі аналізу результатів теоретичних досліджень, а пошук параметрів моделі здійснюється за експериментальними даними. Якість розв'язання задач моделювання значною мірою визначається адекватністю моделі реальній системі. У зв'язку з цим виникає потреба у використанні складних математичних моделей у процесі оброблення експериментальних даних. Однак ускладнення моделей досліджуваних процесів обмежується можливостями існуючих підходів до синтезу алгоритмів оброблення (згладжування) експериментальних даних, у чому і полягає основна суперечність при намаганні досягти високої точності моделювання через ускладнення вигляду аналітичної моделі. Відомі підходи з високоступеневого поліноміального згладжування з використанням нелінійних за параметрами моделей з подальшою їх

лінеаризацією обраним способом або числового розв'язання утворених нелінійних рівнянь під час побудови нелінійних моделей досліджуваних процесів мають такі недоліки. За поліноміального згладжування не враховуються апіорні відомості про вигляд нелінійної моделі досліджуваного процесу. Не вирішені питання щодо зменшення впливу похибок визначення параметрів лінеаризованих моделей (зумовлених похибками експериментальних даних) та динамічних похибок (спричинених обмеженим поданням лінеаризованих моделей рядом за обраним базисом) на нелінійну за параметрами модель. Значною є обчислювальна складність процедур пошуку параметрів нелінійних моделей з використанням числових розв'язків та залежність точності отримуваних розв'язків від можливостей застосовуваних методів. Без скінченних аналітичних алгоритмів згладжування не можна сформувавши уніфіковану форму побудови нелінійних математичних моделей. Існуючі підходи з побудови нелінійних за параметрами моделей складно застосовувати для моделей зі значними нелінійностями, наприклад, заданих диференціальними рівняннями. Зазначене не дозволяє отримати високу точність остаточного результату що потребує нових підходів до побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів і систем за експериментальними даними. Розв'язати таке завдання можна з використанням методу диференціальних перетворень. Це потребує розширення його можливостей щодо побудови математичних моделей досліджуваних процесів за експериментальними даними. У результаті необхідно розробити підхід до побудови нелінійних математичних моделей досліджуваних процесів за експериментальними даними для рекурентного і нагромадженого згладжування з урахуванням наявної інформації про вигляд аналітичної моделі досліджуваних процесів. Для цього потрібно розробити алгоритм визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу та сформувавши властивості диференціальних перетворень для матричних операцій.

Доведено, що відомі підходи до визначення параметрів руху динамічних об'єктів умовно поділяються на три класи: за параметричною надмірністю вимірних даних (характерно для багатопозиційних систем визначення місцеположення статичних об'єктів); за часовою надмірністю даних (застосовується в межах одного вимірювача параметрів руху динамічного об'єкта); за параметричною і часовою надмірністю вимірних параметрів (відображує процес визначення параметрів руху динамічного об'єкта в багатопозиційній інформаційній системі). З метою підвищення оперативності й точності визначення координат об'єкта спостереження доцільно реалізувати гнучке інформаційне об'єднання різнотипних існуючих і перспективних вимірювачів, у зоні огляду яких спостерігається обраний об'єкт. Це зумовлює: збільшення загального часу спостереження за об'єктом і додаткову часову надмірність інформації про досліджуваний процес; параметричну надмірність даних, виражену в отриманні вимірів додаткових, або одних і тих самих параметрів руху об'єкта спостереження від декількох вимірювачів. У свою чергу, на математичне забезпечення процесу оброблення вимірювальної інформації в такій багатопозиційній інформаційній системі покладаються вимоги врахування різнорідності за призначенням, складом вимірюваних параметрів і точністю їх отримання, а також некогерентність роботи окремих вимірювачів у часі та просторі. Існуючі підходи до визначення параметрів руху динамічних об'єктів потребують: великого рознесення у часі та просторі моментів виміру координат або довгострокового нагромадження вимірів, що знижує оперативність отримання вихідних даних; ґрунтуються на поданні траєкторії руху об'єкта поліноміальною моделлю, що закруглює результати визначення координат; потребують когерентності роботи вимірювачів у часі та просторі, що не дозволяє використовувати їх для умов розв'язуваної задачі. Отже необхідно розробити підхід щодо високоточного визначення параметрів руху ДО як за обмеженим складом вимірюваних даних, так і за їх параметричної та (або) часової надмірності,

отримуваної від різнотипних вимірювачів, що функціонують некогерентно у часі та просторі.

Показано, що ефективність функціонування складних ІКС, під якими розуміють багатопозиційні системи визначення параметрів руху КО та ІС накопичення цільової інформації (даних ДЗЗ), встановлюється на етапі їх розроблення і залежить від використовуваних математичних моделей під час структурного та параметричного синтезу.

Найбільшою мірою на ефективність функціонування багатопозиційної ІС (на точність визначення параметрів руху об'єктів спостереження) за інших рівних умов впливає кількість вимірювачів у системі, їх взаємне розташування і ракурс на об'єкт спостереження, що визначає просторову структуру системи. Традиційні підходи до визначення оптимальних просторових структур багатопозиційних ІС ґрунтуються на однокритеріальному поданні задачі синтезу і не дозволяють отримати її аналітичний розв'язок. Це потребує розроблення математичної моделі та методики побудови оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи з розглядом низки суперечливих критеріїв оптимальності.

Традиційні підходи до структурного синтезу ІС накопичення цільової інформації можна поділити на два класи. Перший з них полягає в евристичному синтезі структури через визначення складових системи на підставі результатів аналізу виконуваних функцій та вимог до неї. У другому підході використано методи оптимізації. Він полягає у виборі із надмірної кількості варіантів побудови системи оптимального за обраним критерієм, або вектором критеріїв. Параметричний синтез ІС передбачає визначення параметрів її елементів заданої структури. Її розв'язання потребує встановлення показників або критеріїв оптимальності, формування відповідної математичної моделі та визначення оптимальних параметрів елементів структури. На практиці процедури оптимізації структури ІС та визначення її параметрів реалізується здебільшого за однокритеріальними моделями, що знижує адекватність відображення задачі синтезу

й ефективність остаточних розв'язків. Тому необхідно розробити багатокритеріальні математичні моделі структурного та параметричного синтезу ІС.

Ефективність функціонування ергатичних ІКС залежить від якості математичного забезпечення їх інтелектуальних систем підтримання прийняття рішень. Це визначається адекватністю моделей формування рішень реальній обстановці, повнотою урахування специфіки завдань тієї галузі, у якій застосовується інтелектуальна система. Характерними для ІКС навігації та керування рухом є задачі оптимального розподілу обмежених ресурсів; оцінювання ефективності та ідентифікації технічних засобів і контрольованих (конфліктних) ситуацій.

Традиційно рішення про оптимальний розподіл обмежених ресурсів (задачі транспортного типу) виробляються з використанням відомих методів теорії операцій. При цьому початкова задача формалізується найчастіше у вигляді лінійних обмежень з виділенням однієї функції якості. Тобто подається у вигляді однокритеріальної моделі із сукупністю обмежень, що забезпечує використання відносно простого алгоритму отримання остаточного результату розрахунків. Однак задачі розподілу обмежених ресурсів мають значно складніший характер вимог і з високою адекватністю описуються значною кількістю часто суперечливих критеріїв. Отже, більш доцільно використовувати багатокритеріальні моделі подання задач розподілу обмежених ресурсів з метою підвищення достовірності прийняття рішень.

Ефективність процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС традиційно оцінюється методом порівняння якості розв'язання цільової задачі без системи та із системою; за ефективністю виконання системою своїх функцій; шляхом порівняння ефективності аналогів. Як показники та критерії ефективності використовуються або домінуючий критерій, або вектор показників. Формування рішення про ефективність полягає у виробленні висновку на підставі аналізу й оброблення значень показників. Найчастіше остаточне рішення

формується також за однокритеріальною моделлю, що знижує його адекватність і потребує розроблення багатокритеріальної методики оцінювання ефективності.

Існуючі підходи до ідентифікації технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій використовують методи теорії розпізнавання образів. Однак властиві їм недоліки (неврахування багатокритеріальності критеріїв ідентифікації, потреба статистичних даних для розпізнавання та ін.) вимагають розроблення багатокритеріальної методики ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак.

РОЗДІЛ 2

МЕТОД ПОБУДОВИ НЕЛІНІЙНИХ МОДЕЛЕЙ РУХУ ДИНАМІЧНИХ ОБ'ЄКТІВ ЗА ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНИМИ ДАНИМИ НА БАЗІ ДИФЕРЕНЦІАЛЬНИХ ПЕРЕТВОРЕНЬ

2.1. Методологічні засади побудови нелінійних моделей руху динамічних об'єктів за експериментальними даними на базі диференціальних перетворень

Для забезпечення високої точності команд керування в ергатичних ІКС навігації та керування рухом шляхом побудови нелінійних за параметрами математичних моделей досліджуваних процесів для оброблення експериментальних даних та реалізації теоретико-експериментального підходу до дослідження складних нелінійних систем (процесів) з урахуванням переваг і можливостей диференціальних перетворень розроблено *метод побудови нелінійних моделей руху динамічних об'єктів за експериментальними даними на базі диференціальних перетворень* [67; 68; 74; 75; 106; 110; 113; 120; 125; 195].

В основу методу покладено перенесення властивостей спрощеної моделі досліджуваного процесу, отриманої шляхом оброблення з використанням статистичних алгоритмів згладжування експериментальної вибірки вимірних параметрів (*експериментальна модель*), на складну (нелінійну за параметрами) *теоретичну модель*, яка адекватно описує нелінійний процес і є відомою за формою з певних теоретичних досліджень в тій або іншій предметній галузі. При цьому складний нелінійний характер теоретичної моделі не дозволяє застосовувати її як базисну для використання класичних форм статистичних алгоритмів згладжування. Розроблений метод базується на визначенні параметрів нелінійних моделей шляхом мінімізації нев'язки між теоретичною і поліноміальною експериментальною моделями в схемі диференціально-нетейлорівських перетворень. Це зменшує вплив випадкових похибок та

неадекватність поліноміальної моделі на параметри нелінійної моделі. Запропонований метод відрізняється від відомих можливістю формування аналітичних нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів за експериментальними даними, що забезпечує підвищення динамічної точності моделювання та поліпшення прогностичних властивостей моделей. Уведення нелінійних операцій дозволяє зменшити кількість визначальних параметрів математичної моделі досліджуваних процесів, що знижує випадкові похибки отримуваних оцінок, спричинених похибками експериментальних даних.

Сутність методу пояснюється структурно-логічною схемою, показаною на рис. 2.1.



Рис.2.1. Структурно-логічна схема методу побудови нелінійних моделей руху ДО.

ФК – фільтр Калмана

Початковою інформацією для аналізу певного процесу є вимірювальна дискретна вибірка контрольованих параметрів

$$z = \{z_1, z_2, \dots, z_n\}. \quad (2.1)$$

Вважається відомою нелінійна за параметрами теоретична модель

$$f(t, c), c = \{c_i\}, i = 1..m, \quad (2.2)$$

де c – параметри моделі. Нелінійна модель може бути задана у вигляді певної функціональної залежності, або диференціального рівняння, що описує досліджуваний процес.

Необхідно побудувати нелінійну модель досліджуваного процесу (системи) (2.2) за вибіркою експериментальних даних (2.1). Для цього реалізується така послідовність операцій.

За дискретною вибіркою (2.1) згідно з обраним статистичним алгоритмом згладжування (наприклад, МНК або фільтром Калмана (ФК) [82; 147]) формується експериментальна модель

$$\hat{z}(t) = \Phi(z), \quad (2.3)$$

де Φ – узагальнені операції визначення параметрів моделі $\hat{z}(t)$ за вибіркою експериментальних даних z відповідно до обраного алгоритму згладжування. Модель $\hat{z}(t)$ формується у вигляді полінома (див. формулу (1.1)) з обраним базисом, що обмежується властивостями традиційних статистичних алгоритмів згладжування. Отже маємо два класи моделей досліджуваних процесів однакової фізичної сутності, але з різними властивостями. Теоретична модель $f(t, c)$ більш адекватно відображає досліджуваний процес, відома за формою, але невідома за параметрами $c = \{c_i\}$. На відміну від неї модель $\hat{z}(t)$, що апроксимує експериментальні дані, є відомою за формою з відомими параметрами, однак містить стохастичні похибки, зумовлені похибками вимірювання експериментальної вибірки, і має відносно низьку адекватність відображення досліджуваного процесу. Наближення моделей $f(t, c)$ і $\hat{z}(t)$ дозволяє перенести властивості з однієї моделі на іншу. Реалізувати цю операцію можна мінімізацією нев'язки $\varepsilon(t, c)$ між теоретичною та експериментальною моделями. Процес

наближення експериментальної моделі $\hat{z}(t)$ до теоретичної $f(t, c)$ полягає у визначенні параметрів нелінійної моделі $c = \{c_i\}$ за спрощеною поліноміальною. Саме складний нелінійний характер моделі $f(t, c)$ значно ускладнює цю процедуру. Для реалізації зазначеного процесу запропоновано використовувати метод ДНП [132–135]. У цьому разі нев'язка $\varepsilon(t, c)$ обчислюється відповідно до виразу

$$\begin{aligned} \delta(c) &= D\left([P\{\hat{z}(t)\}_t^* \Rightarrow \hat{Z}(k)] - [P\{f(t, c)\}_t^* \Rightarrow F(k, c)]\right) = \\ &= D[P\{\varepsilon(t, c)\}_t^* \Rightarrow E(k, c)] \rightarrow \min, \end{aligned} \quad (2.4)$$

де D – узагальнені операції обраного критерію наближення експериментальної моделі до теоретичної, наприклад за нормою методу БДС, МНК або методу рівних площ (МРП). Тоді параметри $c = \{c_i\}$ нелінійної моделі $f(t, c)$ визначаються формуванням та розв'язанням системи рівнянь

$$\frac{\partial \delta(c)}{\partial c} = 0. \quad (2.5)$$

Таким чином, викладену послідовність дій (див. вирази (2.1) – (2.5)) покладено в основу розробленого методу *побудови нелінійних моделей руху динамічних об'єктів за експериментальними даними на базі диференціальних перетворень*. Для уніфікації машинної реалізації операцій виразу (2.3) розроблено властивості диференціальних перетворень для матричних операцій (підрозд. 2.1) [70]. Для проведення ефективного згладжування з метою побудови експериментальних моделей $\hat{z}(t)$ передбачено алгоритм визначення адекватного до динаміки зміни досліджуваного процесу порядку апроксимуючого полінома, що також є складовим елементом розробленого методу (підрозд. 2.2) [106; 110]. Застосування запропонованого методу забезпечує використання нелінійних за

параметрами моделей як для рекурентного згладжування, так і за нагромадженою вибіркою вимірів (див. рис.2.1, блок статистичного згладжування). Крім того, в обох випадках можливе застосування декількох способів (критеріїв) наближення експериментальної моделі до теоретичної (див. рис.2.1, блок «Критерій наближення моделей»). Зокрема буде розглянуто застосування критеріїв методу БДС (підрозд. 2.3) [67; 110; 113; 120], інтегральної форми МНК (підрозд. 2.4) [68; 113] та МРП (підрозд. 2.5) [113; 195]. Саме застосування наведених критеріїв зумовлює розширення позитивних можливостей базових, нетейлорівських та зміщених ДП для побудови нелінійних за параметрами математичних моделей досліджуваних процесів за експериментальними даними. Реалізацію зазначених етапів та розвиток можливостей розробленого методу викладено в подальших підрозділах.

2.2. Основні властивості диференціальних перетворень для матричних операцій

Для уніфікації машинної реалізації операцій розробленого методу побудови нелінійних за параметрами математичних моделей узагальнено основні властивості ДП для операцій над матрицями [70].

Відповідно до виразу (1.2) отримання зображення будь-якої функції потребує послідовного розрахунку похідних оригіналу $x(t)$ за значення $t = 0$. З іншого боку, похідна $\frac{d^{\nu} A(t)}{dt^{\nu}}$ (ν – порядок похідної) матриці A розміром $[g \times m]$ за скалярним аргументом t є матрицею такого самого розміру, що складається з похідних елементів початкової матриці [12]. Тобто

$$B(t) = \frac{d^{\nu}}{dt^{\nu}} A(t) := b(t)_{ij} = \frac{d^{\nu}}{dt^{\nu}} a(t)_{ij}, (i = 1 \dots g, j = 1 \dots m). \quad (2.6)$$

На підставі рівняння (2.6) пряме та обернене ДП для матриць можна подати у вигляді

$$\underline{A}(k) = \frac{H^k}{k!} \left[\frac{d^k \underline{a}(t)}{dt^k} \right]_{t=0} := A_{ij}(k) = \frac{H^k}{k!} \left[\frac{d^k a_{ij}(t)}{dt^k} \right]_{t=0}, \quad (2.7)$$

$$\underline{a}(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{t}{H} \right)^k \underline{A}(k) := a_{ij}(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{t}{H} \right)^k A_{ij}(k), \quad (2.8)$$

де $\underline{a}(t)$, $\underline{A}(k)$ – відповідно оригінал і зображення матриці A ;

$a_{ij}(t)$, $A_{ij}(k)$ – оригінал і зображення елементів матриці A ;

індекси $i=1..g, j=1..m$ характеризують відповідно кількість рядків і стовпців матриць.

Таким чином, *диференціальний спектр матриці* являє собою сукупність *диференціальних спектрів її елементів* (див. вирази (2.7), (2.8)). Для формування властивостей ДП матриць слід застосувати правило відповідності операцій в області оригіналу і зображень, а також врахувати властивості перетворень скалярів [132] і правила виконання матричних операцій [12]. Наведемо основні властивості ДП матриць.

1. Виконуючи множення оригіналу матриці $\underline{a}(t)$ на деяку сталу C , зображення $\underline{A}(k)$ теж множимо на сталу, тобто

$$\underline{a}(t)C \Rightarrow \underline{A}(k)C := a_{ij}(t)C \Rightarrow A_{ij}(k)C, \quad (2.9)$$

при цьому завжди $\underline{A}(k)C = C\underline{A}(k)$.

2. Алгебраїчній сумі оригіналів матриць відповідає алгебраїчна сума їх зображень (Р-сума матриць), а саме:

$$\underline{a}(t) \oplus \underline{b}(t) \Rightarrow \underline{A}(k) \oplus \underline{B}(k) := a_{ij}(t) \oplus b_{ij}(t) \Rightarrow A_{ij}(k) \oplus B_{ij}(k). \quad (2.10)$$

Для алгебраїчної суми зображень справедливе рівняння $\underline{A}(k) \oplus \underline{B}(k) = \underline{B}(k) \oplus \underline{A}(k)$.

3. Операції множення оригіналів матриць відповідає алгебраїчна згортка зображень відповідних елементів матриць

$$\begin{aligned} \underline{a}(t)\underline{b}(t) &\Rightarrow \underline{A}(k) \otimes \underline{B}(k) = \underline{C}(k), \quad 0 \leq k \leq n, \\ \underline{C}(k) := C_{ij}(k) &= \sum_{s=1}^{s=ml=k} \sum_{l=0}^{l=0} A_{is}(k-l)B_{sj}(l), \quad i=1..g, \quad j=1..\xi. \end{aligned} \quad (2.11)$$

Тут знаком \otimes позначено операцію множення зображень матриць $\underline{A}(k), \underline{B}(k)$ розміром відповідно $[g \times m], [m \times \xi]$ (P-множення матриць). Застосовуючи вираз (2.11), треба враховувати, що $\underline{A}(k) \otimes \underline{B}(k) \neq \underline{B}(k) \otimes \underline{A}(k)$.

4. Зображення похідних порядку ν матриці $\underline{a}(t)$ за скалярним аргументом t (P-похідна матриць, яка позначається символом \underline{D}^ν) визначаються відповідно до виразу

$$\begin{aligned} \frac{d^\nu \underline{a}(t)}{dt^\nu} &\Rightarrow \underline{D}^\nu \underline{A}(k), \quad 0 \leq k \leq n - \nu, \\ \underline{D}^\nu \underline{A}(k) := \underline{D}^\nu A_{ij}(k) &= \frac{(k + \nu)!}{k! H^\nu} A_{ij}(k + \nu), \quad i=1..g, \quad j=1..m. \end{aligned} \quad (2.12)$$

5. Зображення інтеграла матриці $\underline{a}(t)$ розміром $[g \times m]$ за скалярним аргументом t (P-інтеграл матриць, позначений символом $\underline{\int}$) визначається таким чином:

$$\begin{aligned} \underline{\int} \underline{a}(t) dt &\Rightarrow \underline{\int} \underline{A}(k), \quad 0 \leq k \leq n, \\ \underline{\int} \underline{A}(k) := \underline{\int} A_{ij}(k) &= \frac{H}{k} A_{ij}(k-1) + C\delta(k), \quad i=1..g, \quad j=1..m, \end{aligned} \quad (2.13)$$

де C – невизначена стала.

6. Важливо у результаті матричних обчислень знайти обернену матрицю. Операцію побудови зображення оберненої матриці називатимемо Р-оберненням і позначатимемо символом $\underline{-1}$. Для отримання зображення оберненої матриці $\underline{S}^{-1}(k)$ від оригіналу $\underline{s}(t)$ потрібно виконати декілька етапів:

6.1) знайти зображення $\underline{S}(k)$ початкової матриці $\underline{s}(t)$ згідно з виразом (2.7);

6.2) замінити елементи матриці $\underline{S}(k)$ її алгебраїчними доповненнями $\underline{A}(k)$

відповідно до співвідношення

$$\underline{A}(k) := A_{ij}(k) = (-\delta(0))^{i+j} D_{ij}(k), \quad i = 1 \dots g, j = 1 \dots m, \quad (2.14)$$

де $\delta(0)$ – тейлорівська одиниця [132], така що

$$\delta(k) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } k = 0; \\ 0, & \text{якщо } k \geq 0; \end{cases}$$

$D_{ij}(k)$ – детермінант матриці, утвореної викресленням i -го рядка та j -го стовпця матриці $\underline{S}(k)$;

6.3) визначити детермінант матриці $\underline{S}(k)$ за виразом

$$D_{\underline{S}}(k) = \sum_{i=1}^m \sum_{l=0}^k A_{1i}(k-l) S_{1i}(l), \quad (2.15)$$

де $A_{1i}(k-l)$ – елементи першого рядка матриці алгебраїчних доповнень;

$S_{1i}(l)$ – елементи першого рядка початкової матриці;

6.4) розрахувати обернену матрицю $\underline{S}^{-1}(k)$ як співвідношення

$$\underline{S}^{-1}(k) := S_{ij}^{-1}(k) = \frac{A_{ij}^T(k)}{D_{\underline{S}}(k)} = \frac{A_{ij}^T(k) - \sum_{l=f+1}^k S_{ij}^{-1}(k-l) D_{\underline{S}}(l)}{D_{\underline{S}}(f)}, \quad i=1..g, j=1..m, \quad (2.16)$$

де $A_{ij}^T(k)$ – елементи транспонованої матриці $\underline{A}(k)$;

f – номер першої ненульової дискрети знаменника.

Для ілюстрації отриманих виразів розглянуто приклади застосування властивостей ДП матриць.

1. Диференціальне перетворення матриць. Нехай матриця екстраполяції координат літального об'єкта має вигляд

$$\underline{f}(t) = \begin{vmatrix} 0 & 1 \\ t & t^2 \end{vmatrix}. \quad (2.17)$$

Необхідно визначити диференціальний спектр матриці.

Згідно з виразом (2.7) розраховуємо диференціальний спектр для кожного елемента оригіналу матриці $\underline{f}(t)$:

$$\underline{f_{11}(t)} = 0,$$

$$F_{11}(0) = 0, \quad F_{11}(k = 1..n) = 0;$$

$$\underline{f_{12}(t)} = 1,$$

$$F_{12}(0) = \delta(k), \quad F_{12}(1) = 0, \quad F_{12}(k > 0) = 0;$$

$$\underline{f_{21}(t)} = t,$$

$$F_{21}(0) = 0, \quad F_{21}(1) = H, \quad F_{21}(k > 1) = 0;$$

$$\underline{f_{22}(t)} = t^2,$$

$$F_{22}(0) = 0, \quad F_{22}(1) = 0, \quad F_{22}(2) = H^2, \quad F_{22}(k > 2) = 0.$$

Більш зручно надати диференціальному спектру матриці вигляду таблиці дискрет диференціального спектра (табл. 2.1).

Таблиця 2.1

Диференціальний спектр матриці $\underline{F}(k)$

k	0	1	2	3
$F_{11}(k)$	0	0	0	0
$F_{12}(k)$	$\delta(0)$	0	0	0
$F_{21}(k)$	0	H	0	0
$F_{22}(k)$	0	0	H^2	0

Графіки зображення $F(k)$ й оригіналу $f(t)$ елементів відповідних матриць можна подати у вигляді рис.2.2.

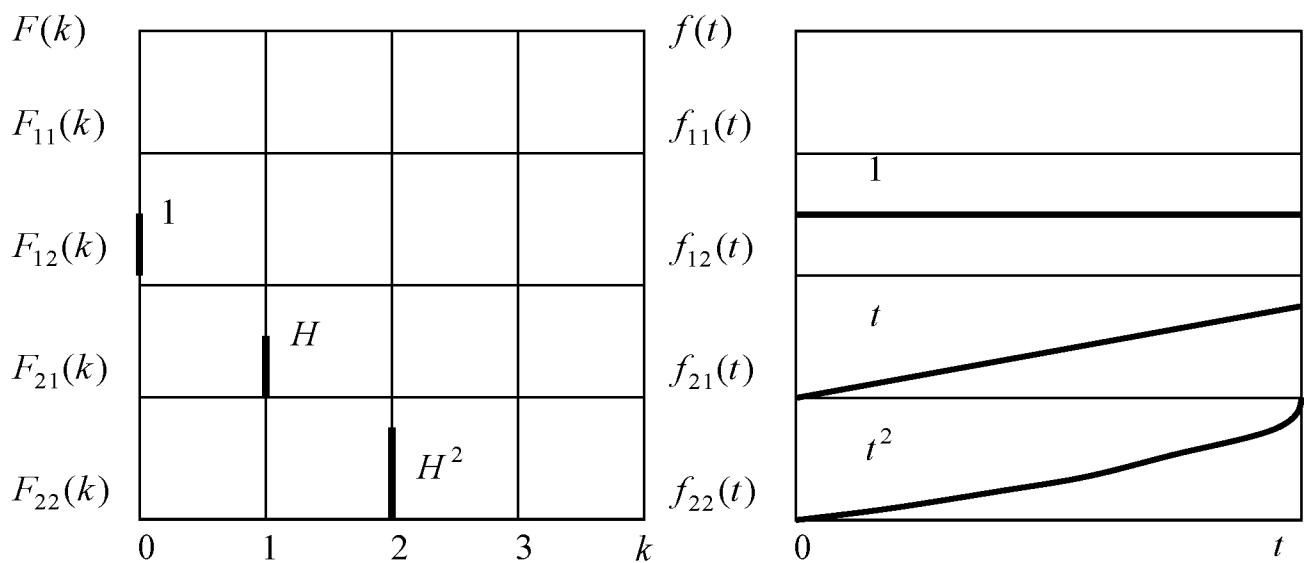


Рис. 2.2. Графіки зображень та оригіналу

2. Операція множення матриць в області зображень. Визначити значення квадрата матриці $\underline{f}(t)$ в області зображень:

$$\underline{f}^2(t) = \underline{f}(t)\underline{f}(t) \Rightarrow \underline{F}^2(k) = \underline{F}(t) \otimes \underline{F}(k).$$

Зображення квадрата заданої матриці розраховуватимемо поелементно згідно з виразом (2.11), ураховуючи, що $m = g = \xi = 2$, тоді

$$F_{ij}^2(k) = \sum_{s=1}^2 \sum_{l=0}^k F_{is}(k-l)F_{sj}(l), \quad i=1..2, j=1..2. \quad (2.18)$$

На підставі виразу (2.18), використовуючи значення дискрет диференціального спектра матриці $\underline{F}(k)$ (табл.2.1), для кожного елемента матриці $\underline{F}^2(k)$ можна записати:

$$\underline{i=1, j=1}; \quad F_{11}^2(k) = \sum_{s=1}^2 \sum_{l=0}^k F_{1s}(k-l)F_{s1}(l);$$

$$\underline{k=0};$$

$$F_{11}^2(0) = \{F_{11}(0)F_{11}(0)\} + \{F_{12}(0)F_{21}(0)\} = \{0\} + \{\delta(0)0\} = 0;$$

$$\underline{k=1};$$

$$F_{11}^2(1) = \{F_{11}(1)F_{11}(0) + F_{11}(0)F_{11}(1)\} + \\ + \{F_{12}(1)F_{21}(0) + F_{12}(0)F_{21}(1)\} = \{0+0\} + \{0 + \delta(0)H\} = H;$$

$$\underline{k=2};$$

$$F_{11}^2(2) = \{F_{11}(2)F_{11}(0) + F_{11}(1)F_{11}(1) + F_{11}(0)F_{11}(2)\} + \\ + \{F_{12}(2)F_{21}(0) + F_{12}(1)F_{21}(1) + F_{12}(0)F_{21}(2)\} = \\ = \{0+0+0\} + \{0+0H + \delta(0)0\} = 0.$$

Дискрети решти елементів матриці $\underline{F}^2(k)$ розраховуються аналогічним чином. Неважко перевірити, що $F_{ij}^2(k > 5) = 0, i=1..2, j=1..2$. Тому таблиця дискрет диференціального спектра результуючої матриці матиме такий вигляд, як табл. 2.2.

Диференціальний спектр матриці $\underline{F}^2(k)$

k	0	1	2	3	4
$F_{11}(k)$	0	H	0	0	0
$F_{12}(k)$	0	0	H^2	0	0
$F_{21}(k)$	0	0	0	H^3	0
$F_{22}(k)$	0	H	0	0	H^4

На підставі виразу (2.8) і даних табл. 2.2 обернене перетворення матриці $\underline{F}^2(k)$ реалізується таким чином:

$$f_{11}^2(t) = \left(\frac{t}{H}\right)^0 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^1 H = t;$$

$$f_{12}^2(t) = \left(\frac{t}{H}\right)^0 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^1 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^2 H^2 = t^2;$$

$$f_{21}^2(t) = \left(\frac{t}{H}\right)^0 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^1 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^2 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^3 H^3 = t^3;$$

$$f_{22}^2(t) = \left(\frac{t}{H}\right)^0 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^1 H + \left(\frac{t}{H}\right)^2 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^3 0 + \left(\frac{t}{H}\right)^4 H^4 = t + t^4.$$

Відповідно до поданих розрахунків результуючий добуток матриць в області оригіналу матиме вигляд:

$$\underline{f}(t) = \begin{vmatrix} t & t^2 \\ t^3 & t + t^4 \end{vmatrix}.$$

3. Р-обертання матриці. Здійснити Р-обертання матриці

$$\underline{s}(t) = \begin{vmatrix} 0 & 1 \\ 5 & t^2 \end{vmatrix}.$$

Згідно з виразом (2.7) визначаємо диференціальний спектр початкової матриці (табл. 2.3).

Таблиця 2.3

Диференціальний спектр матриці $\underline{S}(k)$

k	0	1	2	3
$S_{11}(k)$	0	0	0	0
$S_{12}(k)$	$\delta(0)$	0	0	0
$S_{21}(k)$	$5\delta(0)$	0	0	0
$S_{22}(k)$	0	0	H^2	0

Неважко бачити, що $S_{ij}(k > 2) = 0$, $i = 1..g$, $j = 1..m$.

Замінімо елементи матриці $\underline{S}(k)$ їх алгебраїчними доповненнями згідно з виразом (2.14), тобто сформуємо матрицю $\underline{A}(k)$:

$$\underline{A}_{11}(k);$$

$$k = 0: A_{11}(0) = (-\delta(0))^2 S_{22}(0) = \delta(0)0 = 0;$$

$$k = 1: A_{11}(1) = (-\delta(0))^2 S_{22}(1) = \delta(0)0 = 0;$$

$$k = 2: A_{11}(2) = (-\delta(0))^2 S_{22}(2) = \delta(0)H^2 = 0;$$

$$k = 3: A_{11}(3) = (-\delta(0))^2 S_{22}(3) = \delta(0)0 = 0;$$

$$A_{11}(k > 2) = 0.$$

Продовжуючи аналогічні обчислення, остаточно матрицю алгебраїчних доповнень отримаємо у вигляді табл.2.4.

Таблиця 2.4

Диференціальний спектр матриці $\underline{A}(k)$

k	0	1	2	3
$A_{11}(k)$	0	0	H^2	0
$A_{12}(k)$	$-5\delta(0)$	0	0	0
$A_{21}(k)$	$-\delta(0)$	0	0	0
$A_{22}(k)$	0	0	0	0

Для визначення детермінанти початкової матриці використовуємо вираз (2.15):

$$\underline{k} = 0;$$

$$D_{\underline{S}}(0) = \{A_{11}(0)S_{11}(0)\} + \{A_{12}(0)S_{21}(0)\} = \{0\} + \{-5\delta(0)\delta(0)\} = -5\delta(0);$$

$$\underline{k} = 1;$$

$$D_{\underline{S}}(1) = \{A_{11}(1)S_{11}(0) + A_{11}(0)S_{11}(1)\} + \\ + \{A_{12}(1)S_{21}(0) + A_{12}(0)S_{21}(1)\} = \{0 + 0\} + \{0\delta(0) - 5\delta(0)0\} = 0;$$

$$D_{\underline{S}}(k > 0) = 0.$$

Диференціальний спектр транспонованої матриці алгебраїчних доповнень $\underline{A}^T(k)$ матиме вигляд табл. 2.5.

Таблиця 2.5

Диференціальний спектр матриці $\underline{A}^T(k)$

k	0	1	2	3
$A_{11}(k)$	0	0	H^2	0
$A_{12}(k)$	$-5\delta(0)$	0	0	0
$A_{21}(k)$	$-\delta(0)$	0	0	0
$A_{22}(k)$	0	0	0	0

Беручи у виразі (2.16) $f = 0$, можна записати

$$S_{ij}^{-1}(k) = \frac{A_{ij}^T(k) - \sum_{l=1}^k S_{ij}^{-1}(k-l)D_{\underline{S}}(l)}{D_{\underline{S}}(0)}; \quad (2.20)$$

$$\underline{k=0}, S_{11}^{-1}(0) = \frac{A_{11}^T(0)}{D_{\underline{S}}(0)} = \frac{0}{-5\delta(0)};$$

$$\underline{k=1}, S_{11}^{-1}(1) = \frac{A_{11}^T(1) - S_{11}^{-1}(0)D_{\underline{S}}(1)}{D_{\underline{S}}(0)} = \frac{H^2 - \{0+0\}}{-5\delta(0)} = -\frac{H^2}{-5\delta(0)};$$

$$S_{11}^{-1}(k > 2) = 0.$$

Аналогічні розрахунки для решти елементів оберненої матриці згідно з рівнянням (2.20) дозволяють отримати диференціальний спектр у вигляді табл.2.6.

Таблиця 2.6

Диференціальний спектр матриці $\underline{S}^{-1}(k)$

k	0	1	2	3
$S_{11}^{-1}(k)$	0	0	$-\frac{H^2}{5\delta(0)}$	0
$S_{12}^{-1}(k)$	$\frac{1}{5\delta(0)}$	0	0	0
$S_{21}^{-1}(k)$	$\delta(0)$	0	0	0
$S_{22}^{-1}(k)$	0	0	0	0

5. Перевірка правильності розрахунку оберненої матриці. Добутком початкової і оберненої матриць є одинична матриця, що є ознакою правильного виконання операції обертання [100], тобто

$$\underline{s}(t)\underline{s}^{-1}(t) = \underline{i}(t) \Rightarrow \underline{S}(k) \otimes \underline{S}^{-1}(k) = \underline{L}(k) = \underline{I}(k), \quad (2.21)$$

де $\underline{i}(t), \underline{I}(k)$ – відповідно оригінал і зображення одиничної матриці.

Виходячи із виразу (2.11) і даних табл.2.3, 2.6, можна записати:

$$\begin{aligned} \underline{S}(k) \otimes \underline{S}^{-1}(k) &= \underline{L}(k) := L_{ij}(k) = \sum_{l=1}^k S_{ij}(k-l)S_{ij}^{-1}(l); \\ \underline{k=0}, L_{11}(0) &= \{S_{11}(0)S_{11}^{-1}(0)\} + \{S_{12}(0)S_{21}^{-1}(0)\} = \{0\} + \{\delta(0)\delta(0)\} = \delta(0); \\ \underline{k=1}, L_{11}(0) &= \{S_{11}(1)S_{11}^{-1}(0) + S_{11}(0)S_{11}^{-1}(1)\} + \\ &+ \{S_{12}(1)S_{21}^{-1}(0) + S_{12}(0)S_{21}^{-1}(1)\} = \{0 + 0\} + \{0\delta(0) + \delta(0)0\} = 0; \\ L_{11}(k > 0) &= 0. \end{aligned}$$

Продовжуючи обчислення, можна довести, що $\underline{L}(k) = \underline{I}(k)$, тобто обернену матрицю $\underline{S}^{-1}(k)$ визначено правильно.

Таким чином, наведені приклади використання розроблених властивостей диференціальних перетворень матриць (2.9)-(2.16) свідчать про їх працездатність і можливість використання для автоматизації матричних розрахунків з використанням математичного апарату диференціальних перетворень.

Таким чином, сформовані властивості ДП матриць дозволяють автоматизувати матричні розрахунки з використанням математичного апарату диференціальних перетворень у запропонованому методі побудови нелінійних моделей руху ДО за експериментальними даними.

2.3. Алгоритм визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу

Для реалізації першого етапу запропонованого методу побудови нелінійних за параметрами моделей руху ДО – визначення експериментальної моделі,

узгодженої з виміряною вибіркою (2.1), а також для перевірки доцільності застосування процедур побудови нелінійних моделей або правильності висунутих гіпотез про обраний вигляд нелінійної математичної моделі розроблено алгоритм визначення порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу [106].

Для класичних методів оброблення експериментальних даних характерним є застосування поліноміальних моделей в обраному базисі [53; 93; 144]. Точність поліноміального згладжування визначається методичною похибкою, зумовленою неадекватним описом досліджуваного процесу поліномом обраного порядку; випадковою похибкою, характерною для процесу вимірювання. Зазначені класи похибок перебувають у взаємній суперечності. Так, для фіксованого інтервалу спостереження зменшення, наприклад, випадкової складової через зниження порядку апроксимуючого полінома призводить до збільшення методичної похибки [55; 190; 194; 212; 213]. Тому остаточному призначенню оптимального порядку апроксимуючого полінома має передувати ретельний аналіз вихідних даних для забезпечення мінімуму суми методичної і випадкової похибок. Вважатимемо, що оптимальне за мінімумом методичної і випадкової похибок згладжування значення порядку апроксимуючого полінома n_{opt} збігається з реальним ступенем кривизни k експериментальної кривої. Тоді вибір оптимального значення порядку поліноміальної моделі зводиться до визначення ступеня кривизни виміряного досліджуваного процесу.

Нехай в результаті вимірюваного експерименту отримано дискретну за часом рівноточну і рівнодискретну вибірку параметрів

$$y_1, y_2, y_3, \dots, y_m. \quad (2.22)$$

Необхідно за вибіркою (2.22) визначити порядок експериментальної кривої k , що дозволить оптимальним чином сформулювати поліноміальну модель досліджуваного процесу у вигляді

$$F(t) = C_0 + C_1 t + C_2 t^2 + \dots + C_n t^n = \sum_{i=0}^{n_{opt}} C_i t^i, \quad (2.23)$$

де C_i – коефіцієнти апроксимуючого полінома;

$n_{opt} = k$ – оптимальний (дорівнює порядку експериментальної кривої) ступінь полінома.

Згідно з фундаментальними законами фізики ускладнення характеру руху об'єкта спостереження зумовлює появу додаткових ненульових прискорень (похідних вищих порядків) [182]. Ускладнення траєкторії руху ДО в моделі вигляду (2.23) враховується через додавання додаткових коефіцієнтів C_i , суть яких – похідні i -го порядку (C_0 – початкове значення координати, C_1 – швидкість зміни координати, C_2 – прискорення і т. ін.) [34; 53]. Можна стверджувати, що порядок поліноміальної моделі руху ДО (2.23) перебуває в прямій залежності від порядку останньої ненульової (в умовах відсутності похибок вимірів) похідної експериментальної вибірки (2.22). Таким чином, базовою ознакою для визначення порядку експериментальної моделі руху ДО за умови відсутності похибок виміру є порядок останньої її ненульової похідної.

У загальному вигляді похідна за дискретною послідовністю обчислюється згідно з виразом

$$y_j^{(p)} = \frac{y_{j+1}^{(p-1)} - y_j^{(p-1)}}{\Delta t}, \quad j = 1..m, \quad p = 1..n, \quad (2.24)$$

де $y_j^{(p)}, y_{j+1}^{(p-1)}, y_j^{(p-1)}$ – p -а і $(p-1)$ -а похідні в моменти часу j та $j+1$;

Δt – інтервал отримання вимірів вибірки (2.22).

Відповідно до базового виразу (2.24) скінченні рівняння для пошуку похідних за дискретними даними до p 'ятого порядку включно набудуть вигляду

$$y_j^{(1)} = \frac{y_{j+1} - y_j}{\Delta t}, y_j^{(2)} = \frac{y_{j+2} - 2y_{j+1} + y_j}{\Delta t^2}, y_j^{(3)} = \frac{y_{j+3} - 3y_{j+2} + 3y_{j+1} - y_j}{\Delta t^3}, \quad (2.25)$$

$$y_j^{(4)} = \frac{y_{j+4} - 4y_{j+3} + 6y_{j+2} - 4y_{j+1} + y_j}{\Delta t^4}, y_j^{(5)} = \frac{y_{j+5} - 5y_{j+4} + 10y_{j+3} - 10y_{j+2} + 5y_{j+1} - y_j}{\Delta t^5}. \quad (2.26)$$

Послідовність (2.22) отримано експериментальним шляхом, що зумовлює наявність у координатах y_j , ($j = 1..m$) випадкової похибки вимірів. Тоді модель виміру координати можна подати у вигляді

$$y_j = y_{j0} + \xi, \quad (2.27)$$

де y_{j0} – дійсне значення координати, яке, як правило, невідоме;

ξ – випадкова похибка виміру, що підлягає нормальному закону розподілу з відомими числовими характеристиками: математичним сподіванням $m_\xi = 0$ і дисперсією σ_ξ^2 (квадрат середньоквадратичного відхилення (СКВ) похибки), яка характеризує потенційні точності вимірювача координат.

Таким чином, модель p -ї похідної за координатою можна записати у такий спосіб:

$$y_j^{(p)} = y_{j0}^{(p)} + \xi^{(p)}, \quad (2.28)$$

де $y_{j0}^{(p)}$ – дійсне значення p -ї похідної за координатою;

$\xi^{(p)}$ – випадкова похибка розрахунку p -ї похідної з нормальним законом розподілу, нульовим середнім ($m_{\xi^{(p)}} = 0$) і дисперсією $\sigma_{\xi^{(p)}}^2$, яка характеризує похибку перетворень (2.24).

У випадку рівності нулю дійсного значення p -ї похідної (як базової ознаки порядку вимірюваного процесу) модель (2.28) трансформується до вигляду

$$y_j^{(p)} = \xi^{(p)}. \quad (2.29)$$

Вираз (2.29), з одного боку, демонструє непоказовість ознаки рівності нулю вищих похідних для визначення порядку вимірюваної кривої, що зумовлено наявністю похибок вимірювання, а з другого боку, визначає необхідність і зміст нової ознаки.

Загалом компоненти вибірки (2.22) можна розглядати як рівнодискретні та рівноточні реалізації деякої випадкової функції, що характеризує зміну досліджуваного процесу. Для випадкових величин оперують імовірнісними характеристиками (математичне сподівання, дисперсія, СКВ), які є більш показовими для аналізу, ніж окремі реалізації (виміри). Тому слід визначити дисперсію перетворення (2.24) вимірюваної випадкової вибірки (2.22). У цьому разі похибку перетворень можна визначити теоретично та експериментально [131].

Теоретичне визначення дисперсії перетворень (2.24) полягає у такому. Використовуючи теорему про дисперсію суми (різниці) для рівнодискретних та рівноточних випадкових величин та припускаючи, що кореляційна залежність між сусідніми вимірами дорівнює нулю [131], дисперсію перетворень (2.24) визначатимемо за виразом

$$\sigma_{y^{(p)}_T}^2 = \frac{2\sigma_y^2}{\Delta t^2}, \quad (2.30)$$

де σ_y^2 – дисперсія похибок виміру компонент вибірки (2.22), яка зазвичай відома і характеризує потенційні точності вимірювача.

Експериментальне визначення числових характеристик випадкових величин базується на обробленні серії реалізацій. Для розглянутої задачі вважатимемо, що

вирази (2.24) і відповідно (2.25), (2.26) послідовно застосовуються до кожного компонента вибірки (2.22). У результаті цього отримаємо

$$y_j^{(1)}, (j=1\dots(m-1)), y_j^{(2)}, (j=1\dots(m-2)), \dots, y_j^{(p)}, (j=1\dots(m-p)). \quad (2.31)$$

Підвибірки (2.31) також являють собою рівнодискретні та рівноточні реалізації випадкових функцій, які характеризують зміну в часі похідних координат руху ДО. Оскільки досліджуваний процес, що характеризується вибіркою (2.22), є нелінійним (являє собою нестационарну випадкову функцію), то, і вибірки (2.31) також характеризуватимуть нестационарні випадкові процеси, однак їх нелінійність буде зменшуватиметься зі зростанням порядку похідної. Таким чином, можна стверджувати, що для будь-якого виміряного нелінійного процесу знайдеться така похідна, яка буде стаціонарним випадковим процесом. Вочевидь, що функція, яка описує зміну p -ї похідної, буде стаціонарною лише тоді, коли дійсна складова моделі (2.28) буде сталою величиною. Ця обставина відображає ознаку, за якою можна визначити порядок експериментальної кривої. Тому для розрахунку експериментальної похибки визначення похідної за координатою використовуватимемо вирази для аналізу стаціонарних випадкових дискретних функцій [131].

Експериментальне визначення дисперсії перетворень (2.24) реалізується згідно з виразом

$$\sigma_{y^{(p)}_E}^2 = \frac{1}{(m-p)-1} \sum_{j=1}^{m-p} (y_j^{(p)} - m_{y^{(p)}})^2, \quad (2.32)$$

де $y_j^{(p)}$ – компоненти вибірок p -ї похідної (див. вирази (2.31));

$$m_{y^{(p)}} = \frac{1}{m-p} \sum_{j=1}^{m-p} y_j^{(p)} - \text{математичне сподівання для } p\text{-ї похідної.}$$

За виразом (2.32) можна отримати правильний результат лише тоді, коли аналізована вибірка з набору (2.31) характеризуватиме стаціонарний випадковий процес. В інших випадках спостерігатиметься зміщеність розраховуваних оцінок. Наявність зміщеності в оцінках експериментально розрахованої дисперсії перетворення (2.24) можна відстежити через порівняння її значення з теоретично розрахованою дисперсією. Слід зазначити, що між теоретично (2.30) і експериментально (2.32) розрахованими значеннями дисперсій стаціонарної випадкової функції завжди буде деяка відмінність, зумовлена обмеженістю обсягу випадкової вибірки, яка використовується у виразі (2.32). Проте ця різниця буде набагато меншою, ніж у випадку, коли аналізована функція буде нестаціонарною, а оцінка дисперсії, отримана відповідно до (2.32), – зміщеною.

Таким чином, порядок кривої, що описує зміну досліджуваного процесу можна визначити за порядком p -ї похідної, для якої абсолютна різниця між теоретичною $\sigma^2_{y^{(p)}_T}$ і експериментальною $\sigma^2_{y^{(p)}_E}$ значеннями дисперсій похибки визначення p -ї похідної

$$\Delta^{(p)} = \left| \sigma^2_{y^{(p)}_E} - \sigma^2_{y^{(p)}_T} \right| \quad (2.33)$$

буде мінімальною.

Відповідно до викладеного порядок кривої, що описує зміну досліджуваного процесу і відповідно оптимальний ступень апроксимуючого полінома визначається умовою:

$$\begin{cases} n_{opt} = k = p, & \text{якщо,} \\ \Delta^{(p)} = \left| \sigma^2_{y^{(p)}_E} - \sigma^2_{y^{(p)}_T} \right| = \min \text{ із } \Delta^{(p)}, & p = 1 \dots m. \end{cases} \quad (2.34)$$

Алгоритм визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу, включатиме такі етапи.

1. За компонентами вибірки (2.22) визначити підвибірки (2.31) згідно з виразами (2.25), (2.26).

2. Визначити теоретичне та експериментальне значення дисперсій розрахунку p похідних, використовуючи вирази (2.30) і (2.32) відповідно.

3. Розрахувати різниці (2.33) для кожної пари СКВ похибок визначення p похідних.

4. Прийняти рішення про порядок кривої, що описує зміну досліджуваного процесу відповідно до умови (2.34).

Ефективність застосування розробленого алгоритму оцінювалась методом імітаційного моделювання. Під час дослідження припускалося, що обробленню підлягала вибірка з 21 вимірів координати КО – y з темпом оновлення інформації $\Delta t = 2$ с і СКВ похибки вимірювання $\sigma_y = 0,1$ у.о. Розроблений алгоритм аналізувався для кривих до п'ятого порядку включно. Результати досліджень наведено в табл.2.7, 2.8.

У табл.2.7. наведено результати визначення згідно з умовою (2.34) порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу, а також значення параметра $\Delta^{(p)}$ для похідних до п'ятої включно ($p = 1 \dots 5$) у разі зміни порядку вимірної кривої ($k = 1 \dots 5$). Останній стовпчик табл.2.7 характеризує прийняте рішення про оптимальне значення порядку згладжувального полінома n_{opt} .

Таблиця 2.7

Результати розрахунків

Параметр	$p = 1$	$p = 2$	$p = 3$	$p = 4$	$p = 5$	n_{opt}
$k = 1$	0,024	0,027	0,033	0,037	0,039	1
$k = 2$	23,62	0,027	0,033	0,037	0,039	2
$k = 3$	$16 \cdot 10^2$	67,47	0,033	0,037	0,039	3
$k = 4$	$86 \cdot 10^3$	$60 \cdot 10^2$	$25 \cdot 10$	0,037	0,039	4
$k = 5$	$42 \cdot 10^5$	$40 \cdot 10^4$	$28 \cdot 10^3$	$12 \cdot 10^2$	0,039	5

Аналіз даних, поданих у табл.2.7, дозволяє зробити висновок, що умова (2.34) є вірною, а розроблений алгоритм реалізує визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу.

Для оцінювання ефективності розробленого алгоритму, використовуваного для розв'язання кінцевої задачі, – побудова аналітичної моделі руху ДО, були проведені дослідження, результати яких наведено в табл.2.8. Дані табл.2.8 характеризують якість спільного використання запропонованого алгоритму з алгоритмом згладжування на базі МНК у разі зміни характеру траєкторії руху об'єкта спостереження до кривої p 'ятого порядку ($k = 1 \dots 5$).

Таблиця 2.8

Результати використання розробленого алгоритму

k	Без оптимального призначення порядку полінома		З оптимальним призначенням порядку полінома	
	Середня точка інтервалу	Крайня точка інтервалу	Середня точка інтервалу	Крайня точка інтервалу
1	0,0011	0,0033	0,0010	0,0032
2	0,0012	0,0034	0,0012	0,0034
3	0,0013	$9 \cdot 10^3$	0,0020	0,0053
4	$7 \cdot 10^4$	$13 \cdot 10^5$	0,0038	0,0140
5	$12 \cdot 10^6$	$13 \cdot 10^7$	0,0054	0,1200

Точність отриманої поліноміальної моделі руху КО порівнювалася з МНК, відповідно до якого фіксовано (без оптимального призначення) використовувався поліном другого порядку. Критерієм оцінювання ефективності запропонованого і традиційного підходів було обрано абсолютне відхилення математичного сподівання оцінок МНК від ідеальних значень обраної координати. У табл.2.8 похибки розрахунку координат наведено для середньої і крайньої точок інтервалу спостереження за КО, що мають відповідно найвищу і найнижчу методичну та випадкову точність згладжування [34; 67]. Отримані результати показують, що зі

збільшенням порядку експериментальної кривої загальна (випадкова і динамічна) похибка згладжування збільшується, однак швидкість збільшення похибки МНК оцінок, отриманих з використанням полінома фіксованого порядку, значно вища, ніж у випадку оптимального вибору поліноміальної моделі згідно із запропонованим підходом. Значне збільшення похибки згладжування в традиційному підході спричинено головним чином зростанням методичної похибки через неадекватне формування поліноміальної моделі траєкторії руху КО. Збільшення похибки оцінок МНК у разі використання розробленого алгоритму визначення порядку поліноміальної моделі зумовлено зростанням випадкової похибки згладжування через додавання в апроксимуючий поліном (2.23) додаткових коефіцієнтів, що містять випадкові похибки їх визначення.

Таким чином, запропонований підхід дозволяє визначати за експериментальними даними порядок кривої, що описує зміну досліджуваного процесу. Це забезпечує збільшення методичної і стохастичної точності остаточного результату побудови експериментальної математичної моделі.

2.4. Методика рекурентного згладжування досліджуваних процесів з використанням нелінійних за параметрами моделей

Для реалізації високоточного згладжування вимірювальної інформації про досліджуваний процес в реальному (або близькому до реального) масштабі часу розроблено методику *рекурентного згладжування з використанням нелінійних за параметрами моделей* [110; 120]. Запропонована методика є розвитком розробленого методу побудови нелінійних моделей руху ДО. Місце використання рекурентних процедур згладжування в загальній схемі реалізації запропонованого методу окреслено лівим середнім блоком структурно-логічної схеми, показаної на рис.2.1. Слід зазначити, що для рекурентних алгоритмів згладжування некоректно вести мову про отримання кінцевої моделі досліджуваного процесу для усього інтервалу спостереження. В цьому випадку слід оперувати поточними оцінками як вимірюваного параметра, так і параметрів моделі, що отримані за апіорно

прийнятою гіпотезою про закон зміни (вигляд математичної моделі) досліджуваного процесу. Саме прийняту модель досліджуваного процесу покладено в основу синтезу згладжувального рекурентного фільтра, яка впливає на вид, складність і можливість отримання остаточного розрахункового рівняння (алгоритму) фільтрації. Під час проведення рекурентного згладжування оцінні параметри моделі змінюються й уточнюються на кожному кроці роботи фільтра. Яскравим прикладом цього може бути $\alpha - \beta$ фільтр з лінійною моделлю досліджуваного процесу і змінюваними (уточнюваними) від виміру до виміру параметрами моделі α і β . Отже, можна зазначити, що для випадку рекурентного згладжування нелінійних процесів операції, зображені у вигляді схеми (рис.2.1), будуть застосовуватися з повторенням від виміру до виміру з модифікацією базового алгоритму рекурентного згладжування, що і показано далі.

Нехай у результаті дослідження процесу функціонування складної ІКС через однакові проміжки часу надходить рівноточна послідовність вимірів вигляду (2.1), що характеризує нелінійний процес. Відомо, що досліджуваний процес досить точно описується узагальненою нелінійною аналітичною моделлю $q(t, c)$ з параметрами $c = \{c_0, c_1, c_2, \dots\}$. Необхідно реалізувати згладжування досліджуваного нелінійного процесу в реальному масштабі часу з урахуванням відомої нелінійної моделі $q(t, c)$.

Розв'язання поставленої задачі з використанням розробленого методу побудови нелінійних моделей для рекурентного згладжування полягає у такому. Згідно з обраним базовим рекурентним алгоритмом згладжування визначаються коефіцієнти поліноміальної моделі, що на обмеженому інтервалі часу апроксимує вимірюваний дискретний нелінійний процес. З урахуванням відомої аналітичної форми нелінійної моделі досліджуваного процесу визначаються її параметри через наближення експериментальної моделі до теоретичної. Для прикладу рекурентного згладжування визначення параметрів апріорно заданої нелінійної моделі за отриманими параметрами експериментальної реалізуємо методом БДС в схемі ДНП (1.4). Тобто в схемі (2.3) буде використано критерій «сильного» наближення моделей двох типів, що забезпечується прямуванням до нуля

нев'язки між ними. Застосування інших критеріїв для рекурентного згладжування призведе до певних трансформацій проміжних розрахунків, але не змінить загальної послідовності дій, передбачених запропонованим методом побудови нелінійних моделей. Надалі отриману нелінійну модель буде використано у рекурентному алгоритмі згладжування для розрахунку екстрапольованих і остаточних оцінок досліджуваного процесу.

Застосовуючи як рекурентний алгоритм згладжування відомий фільтр Калмана [82], отримаємо модифіковану обчислювальну схему (модифікований фільтр Калмана) у вигляді:

$$\begin{aligned}
 \widehat{B}_{ne} &= \widehat{Q}_{ne}; \\
 R_{ne} &= FR_{n-1}F^T; \\
 R_n &= R_{ne} - R_{ne}H^T(HR_{ne}H^T + \Xi)^{-1}HR_{ne}; \\
 \widehat{Z}_n &= \widehat{B}_{ne} + R_nH^T\Xi^{-1}(\bar{X}_n - H\widehat{B}_{ne}); \\
 \widehat{B}_n &= \widehat{Q}_n,
 \end{aligned} \tag{2.35}$$

де R_{ne} – кореляційна матриця похибок екстраполяції вимірних параметрів досліджуваного процесу; F – оператор перерахування похибок, який формується відповідно до поліноміальної моделі $z(t)$ досліджуваного процесу; R_n – кореляційна матриця похибок оцінки параметрів досліджуваного процесу; H – лінійний оператор відповідності оцінюваних параметрів і вимірюваних координат; Ξ – кореляційна матриця похибок виміру параметрів; \widehat{Z}_n – вектор оцінених параметрів, розрахований у припущенні поліноміальної моделі на етапі згладжування і нелінійної на етапі екстраполяції.

Алгоритм (2.35) деталізує операцію отримання за вимірною вибіркою параметрів експериментальної моделі для поточного часу, що подано узагальненим виразом (2.3). Розглянуті компоненти алгоритму (2.35) формуються згідно з правилами поданими у праці [65]. Вектор \widehat{B}_{ne} – включає оцінки екстрапольованих параметрів, отриманих з використанням відомої нелінійної

аналітичної моделі $q(t, c)$; \widehat{B}_n – вектор згладжених координат, отриманий з урахуванням нелінійної моделі; \widehat{Q}_{ne} , \widehat{Q}_n – вектори відповідності оцінок параметрів поліноміальної і нелінійної моделі досліджуваного процесу на екстрапольований і поточний моменти часу.

Вектор \widehat{Q}_n формується згідно зі схемою ДНП з використанням методу БДС (див. вираз (1.4) і за трансформації рівняння (2.4)), що для прийнятих позначень має вигляд

$$P\{\widehat{q}_n(t, c)\} \Rightarrow \widehat{Q}_n(k, c) = \widehat{Z}_n(k) \Leftarrow P\{\widehat{z}_n(t)\}. \quad (2.36)$$

У виразі (2.36) $\widehat{z}_n(t)$ є поліномом, який складається з компонент вектора \widehat{Z}_n :

$$\widehat{Z}_n = \left[\widehat{z}_n \quad \widehat{\dot{z}}_n \quad \widehat{\ddot{z}}_n \quad \dots \right]^T \rightarrow \widehat{z}_n(t) = \widehat{z}_n + \widehat{\dot{z}}_n t + \widehat{\ddot{z}}_n \frac{t^2}{2} + \dots, \quad (2.37)$$

а функція $\widehat{q}_n(t, c)$ – нелінійна модель з оцінками невідомих параметрів $c = \{c_0, c_1, c_2, \dots\}$.

У позначеннях індекс n вказує на момент спостереження функцій $\widehat{z}(t)$ і $\widehat{q}(t, c)$ (номер виміру в експериментальній вибірці).

Застосування обчислювальної схеми ДНП (2.36) дозволяє виразити невідомі параметри нелінійної апроксимуючої функції $q_n(t, c)$ через розраховані компоненти поліноміальної моделі (2.36) для моменту часу n

$$c_n = f(\widehat{z}_n, \widehat{\dot{z}}_n, \widehat{\ddot{z}}_n, \dots). \quad (2.38)$$

Тоді компоненти вектора \widehat{Q}_i , суть яких – координата та її похідні визначаються згідно з виразом:

$$\hat{q}_{n(i+1)} = \frac{d^i \hat{q}_n(t, f(\hat{z}_n, \hat{z}_n, \hat{z}_n, \dots))}{dt^i}, i = 0, 1, \dots, m, \quad (2.39)$$

де m – кількість компонент вектора \hat{Z}_n . Використовуючи для реалізації схеми (2.34) як вихідні параметри компонент вектора $\hat{Q}_{(n-1)}$ аналогічним чином можна отримати вираз для розрахунку компонент вектора \hat{Q}_{ne} :

$$\hat{q}_{n(i+1)e} = \frac{d^i \hat{q}_{ne}(t_e, f(\hat{z}_{(n-1)}, \hat{z}_{(n-1)}, \hat{z}_{(n-1)}, \dots))}{dt^i}, i = 0, 1, \dots, m, \quad (2.40)$$

де t_e – інтервал екстраполяції параметрів досліджуваного процесу (найчастіше на момент часу наступного виміру).

Таким чином, *методика рекурентного згладжування досліджуваних процесів з використанням нелінійних за параметрами моделей* складатиметься з послідовності етапів.

1. Відповідно до схеми ДНП (2.36), або (2.4) визначається зв'язок (2.38) параметрів нелінійної з параметрами поліноміальної моделей.

2. За дискретними значеннями вимірюваного нелінійного процесу згідно з обраним алгоритмом згладжування оцінюються параметри поліноміальної моделі вигляду (2.37) на n -й момент часу.

3. З використанням виразів (2.39) і (2.40), а також результатів п.1 визначаються оцінені й екстрапольовані значення параметрів досліджуваного процесу з урахуванням відомої нелінійної моделі.

4. Організується повторення п.п. 2, 3 для наступного вимірюваного значення.

Надалі наводиться приклад застосування запропонованого підходу, а також результати порівняльного оцінювання точніших характеристик отримуваних вихідних даних.

Нехай у результаті дослідження динаміки зміни періодичного сигналу вихідної напруги вимірювального пристрою систем керування рухом – синусно-

косинусного обертового трансформатора (СКОТ) [181] на інтервалі спостереження отримано 21 вимірне значення з дискретністю t_0 . Відомо, що досліджуваний процес досить точно описується моделлю [153]

$$U(t) = U_c \cos \omega t + U_s \sin \omega t, \quad (2.41)$$

де $U_c, U_s, (B)$ – амплітуди косинусної та синусної складових вихідного сигналу;

ω – колова частота косинусної і синусної складових, (1/рад).

Необхідно реалізувати рекурентне згладжування дискретної нелінійної послідовності, що характеризує періодичний сигнал з виходу СКОТ.

Поставлену задачу будемо розв'язувати відповідно до пунктів запропонованої методики рекурентного згладжування досліджуваних процесів з використанням нелінійних за параметрами моделей.

1. Нехай на обмеженій ділянці спостереження дискретна послідовність значень нелінійної функції (2.41) з деякою адекватністю апроксимується поліноміальною моделлю, наприклад, другого порядку:

$$\hat{z}(t) = \hat{z} + \hat{z} t + \hat{z} \frac{t^2}{2}. \quad (2.42)$$

Тоді для формування зв'язку між параметрами моделей (2.41) і (2.42), застосовуючи схему (2.36), необхідно знайти диференціальні спектри обох моделей.

Згідно з прямим ДП (1.2) Р-спектр нелінійної функції (2.41), обмежуючись трьома дискретами (за кількістю невідомих параметрів), набуде вигляду

$$U(0) = U_c, \quad U(1) = U_s \omega H, \quad U(2) = -U_c \omega^2 \frac{H^2}{2}. \quad (2.43)$$

Аналогічним чином диференціальний спектр поліноміальної функції (2.42) набуде вигляду

$$\widehat{Z}(0) = \widehat{z}, \quad \widehat{Z}(1) = \widehat{z} H, \quad \widehat{Z}(2) = \widehat{z} \frac{H^2}{2}. \quad (2.44)$$

Відповідно до методу БДС, застосованому в схемі (2.36), з урахуванням однакової фізичної сутності моделей (2.41) і (2.42) можна сформулювати систему рівнянь:

$$\begin{cases} \widehat{z} = U_c; \\ \widehat{\dot{z}} = U_s \omega; \\ \widehat{\ddot{z}} = -U_c \omega. \end{cases} \quad (2.45)$$

Розв'язуючи сформовану у такий спосіб систему рівнянь щодо невідомих параметрів нелінійної моделі (2.41), отримаємо їх оцінки у вигляді:

$$\widehat{U}_c = \widehat{z}, \quad \widehat{U} = \widehat{z} \sqrt{\frac{\widehat{z}}{\widehat{\dot{z}}}}, \quad \widehat{\omega} = \sqrt{\frac{\widehat{\ddot{z}}}{\widehat{z}}}, \quad (2.46)$$

або для n -го виміру (на n -й момент часу):

$$\widehat{U}_{cn} = \widehat{z}_n, \quad \widehat{U}_n = \widehat{z}_n \sqrt{\frac{\widehat{z}_n}{\widehat{\dot{z}}_n}}, \quad \widehat{\omega}_n = \sqrt{\frac{\widehat{\ddot{z}}_n}{\widehat{z}_n}}. \quad (2.47)$$

Таким чином, вирази (2.46), (2.47) дозволяють визначити оцінки параметрів нелінійної моделі (2.41) за коефіцієнтами поліноміальної функції (2.42).

2. Для визначення оцінок параметрів поліноміальної функції (2.42) на n -й момент часу скористаємося класичним алгоритмом фільтра Калмана, що для полінома другого порядку має вигляд скалярного дискретного згладжувального фільтра ($\alpha\beta\gamma$ фільтра) [81; 82]:

$$\begin{aligned}
\hat{z}_n &= \hat{z}_{ne} + \alpha_n (z_n - \hat{z}_{ne}); \\
\hat{\dot{z}}_n &= \hat{\dot{z}}_{ne} + \frac{\beta_n}{t_0} (z_n - \hat{z}_{ne}); \\
\hat{\ddot{z}}_n &= \hat{\ddot{z}}_{n-1} + \frac{\gamma_n}{t_0^2} (z_n - \hat{z}_{ne});
\end{aligned} \tag{2.48}$$

де $\alpha_n, \beta_n, \gamma_n$ – коефіцієнти згладжування для координати, швидкості та прискорення, які розраховуються відповідно до виразів

$$\alpha_n = \frac{3(3n^2 - 3n + 2)}{n(n+1)(n+2)}; \beta_n = -\frac{18(2n-1)}{t_0(n+1)(n+2)n}; \gamma_n = \frac{60}{t_0^2(n+1)(n+2)n}. \tag{2.49}$$

3. Для врахування в розрахунку згладжених і екстрапольованих оцінок нелінійної моделі (2.41) відповідно до алгоритму (2.35) доповнимо $\alpha\beta\gamma$ фільтр (2.48) декількома виразами.

Для розрахунку оцінок параметрів досліджуваного нелінійного процесу на момент часу $t = n$, використовуючи вираз (2.39), маємо:

$$\begin{aligned}
\hat{U}_n &= \hat{U}_{cn} \cos \hat{\omega}_n n + \hat{U}_{sn} \sin \hat{\omega}_n n; \\
\hat{\dot{U}}_n &= -\hat{U}_{cn} \hat{\omega}_n \sin \hat{\omega}_n n + \hat{U}_{sn} \hat{\omega}_n \cos \hat{\omega}_n n; \\
\hat{\ddot{U}}_n &= -\hat{U}_{cn} \hat{\omega}_n^2 \cos \hat{\omega}_n n - \hat{U}_{sn} \hat{\omega}_n^2 \sin \hat{\omega}_n n,
\end{aligned} \tag{2.50}$$

де оцінки параметрів $\hat{U}_{cn}, \hat{U}_{sn}, \hat{\omega}_n$ визначаються згідно з рівняннями (2.47).

Використовуючи вираз (2.40), за умови, що $t = n_e$, отримаємо залежності для розрахунку екстрапольованих оцінок параметрів досліджуваного процесу:

$$\begin{aligned}
\hat{U}_{ne} &= \hat{U}_{cne} \cos \hat{\omega}_{ne} n_e + \hat{U}_{sne} \sin \hat{\omega}_{ne} n_e; \\
\hat{U}'_{ne} &= -\hat{U}_{cne} \hat{\omega}_n \sin \hat{\omega}_{ne} n_e + \hat{U}_{sne} \hat{\omega}_{ne} \cos \hat{\omega}_{ne} n_e; \\
\hat{U}''_{ne} &= -\hat{U}_{cne} \hat{\omega}_n^2 \cos \hat{\omega}_{ne} n_e - \hat{U}_{sne} \hat{\omega}_{ne}^2 \sin \hat{\omega}_{ne} n_e,
\end{aligned} \tag{2.51}$$

де параметри моделей визначаються відповідно до виразів:

$$\hat{U}_{cne} = \hat{U}_{c(n-1)}, \quad \hat{U}_{sne} = \hat{U}_{s(n-1)}, \quad \hat{\omega}_{ne} = \hat{\omega}_{(n-1)}. \tag{2.52}$$

4. Застосовуючи вирази (2.42) – (2.51) послідовно для кожного n -го виміру, отримаємо рекурентну процедуру згладжування нелінійних процесів.

Таким чином, вирази (2.48) – (2.52) являють собою в скалярній формі модифікований фільтр Калмана (2.35) (модифікований $\alpha\beta\gamma$ фільтр), який дозволяє реалізувати рекурентне згладжування нелінійного процесу з урахуванням нелінійної математичної моделі (2.41) в розрахунку оцінених і екстрапольованих значень.

Ефективність використання запропонованої методики оцінюємо за допомогою математичного моделювання порівняно із традиційним рекурентним $\alpha\beta\gamma$ фільтром, тобто з фільтром, у якому використовується поліноміальна модель другого порядку. Під час моделювання випадковою похибкою вимірювання нехтуємо, що забезпечує визначення значень методичної похибки досліджуваних підходів. З метою оцінки якості кінцевих результатів точні значення параметрів досліджуваного нелінійного процесу вважаємо відомими і такими, що становлять:

$$U_c = U_s = 5 \text{ (В)}, \quad \omega = 1,5 \text{ (1/рад)}.$$

Результати моделювання наведено в табл. 2.9.

У табл.2.9 подано еталонні U_{em} і згладжені значення вимірюваної вихідної напруги СКОТ для вимірів з номерами n за різного темпу оновлення інформації

t_0 . Дані, отримані за запропонованою методикою, поміщені в рядки з позначенням U_{NL} , а результати використання відомого рекурентного $\alpha\beta\gamma$ фільтра – у рядки з позначенням $U_{\alpha\beta\gamma}$. Позначення $em - NL$ і $em - \alpha\beta\gamma$ характеризують методичну похибку, що виникає у разі використання запропонованого і традиційного підходів відповідно.

Таблиця 2.9

Результати моделювання

t_0	Параметр	n				
		4	8	12	16	20
$t_0 = 0,2c$	U_{em}	7,0246	1,7918	-5,7261	-5,9416	1,4201
	U_{NL}	7,0272	2,1037	-56551	-6,0972	1,4271
	$U_{\alpha\beta\gamma}$	7,0277	2,1682	-5,9113	-0,7474	48,4904
	$em - NL$	0,0025	0,3119	0,0070	0,1555	0,0070
	$em - \alpha\beta\gamma$	0,0031	0,3764	0,1852	5,1941	47,0702
$t_0 = 0,5c$	U_{em}	0,7494	-1,7342	2,6842	-3,5805	4,4052
	U_{NL}	0,7436	-1,6248	2,2050	-2,8763	4,1466
	$U_{\alpha\beta\gamma}$	0,7032	-14,5108	-38,0805	19,8744	401,946
	$em - NL$	0,0058	0,1093	0,4791	0,7042	0,2586
	$em - \alpha\beta\gamma$	0,0462	12,7766	40,7648	23,4550	397,5408
$t_0 = 1,0c$	U_{em}	-5,9416	-6,7761	-7,0709	-6,8023	-5,9920
	U_{NL}	-5,7100	-6,5326	-6,6588	-6,4721	-5,9114
	$U_{\alpha\beta\gamma}$	-6,8323	-55,0696	-205,005	-426,692	-635,043
	$em - NL$	0,2316	0,2435	0,4120	0,3302	0,0805
	$em - \alpha\beta\gamma$	0,8907	48,2934	197,934	419,890	629,051

Аналіз даних табл. 2.9 показує, що результати використання модифікованого $\alpha\beta\gamma$ фільтра вирізняються більш високою методичною точністю, ніж традиційний підхід. Зі збільшенням обсягу обробленої інформації (зі

збільшенням параметра n) методична похибка вихідних значень модифікованого фільтра є відносно малою і майже не змінюється, хоча спостерігається її незначне зростання зі збільшенням значення t_0 . Використання традиційного $\alpha\beta\gamma$ фільтра для згладжування нелінійного сигналу призводить до значного збільшення методичної похибки кінцевих результатів з ростом параметрів n і t_0 . Це явище називається розбіжністю фільтра [82; 83] і зумовлено невідповідністю характеру зміни загладжуваних даних прийнятої у фільтрі моделі. З іншого боку, урахування в модифікованому $\alpha\beta\gamma$ фільтрі відомої нелінійної моделі при розрахунку оцінених і екстрапольованих даних дозволяє значною мірою зменшити розбіжність фільтра і підвищити якість кінцевих оцінок.

Результати моделювання порівняно з рекурентним $\alpha\beta\gamma$ фільтром показують, що використання запропонованого підходу забезпечує підвищення точності відновлення досліджуваного процесу за методичною похибкою від 19% до 70% порівняно із традиційним залежно від темпу оновлення вимірюваної інформації. Таким чином, запропонована методика рекурентного згладжування нелінійних процесів дозволяє підвищити точність оцінювання поточного положення ДО в ІКС навігації та керування рухом. Відзнакою запропонованої методики від відомих підходів до нелінійного згладжування є отримання скінченних рекурентних алгоритмів у суто аналітичній формі. Наведена методика ґрунтується на застосуванні розробленого методу побудови нелінійних моделей руху ДО. Отримані результати, з одного боку, демонструють працездатність, ефективність, можливості та відносну універсальність розробленого методу, а з другого – розширюють його практичне застосування для рекурентного згладжування експериментальних даних на основі нелінійних за параметрами моделей. Отже, запропонований метод та отримана на його базі методика рекурентного згладжування забезпечують оперативне і високоточне оцінювання параметрів руху ДО.

2.5. Методика побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів за нагромадженою вибіркою з використанням методу балансу диференціальних спектрів

Для розширення можливостей розробленого методу побудови нелінійних моделей руху ДО на випадок згладжування нагромадженої експериментальної вибірки розроблено методику, яку наведено у цьому підрозділі [67; 110; 113; 120]. Запропонована методика ґрунтується на використанні МНК під час оброблення експериментальної вибірки (побудови експериментальної моделі згідно з МНК у виразі (2.3) та в блоці статистичного згладжування схеми рис.2.1). При цьому використано найпростіший критерій наближення експериментальної і теоретичної моделей – метод БДС, тобто виродженого до форми (1.4) виразу (2.4) (нев'язка між моделями прямує до нуля).

Реалізацію процесу побудови нелінійних моделей буде розглянуто на прикладі аналізу руху КО. На обмеженій ділянці супроводу КО РЛС можна досить точно визначити загальну аналітичну модель зміни параметрів орбіти, вважаючи рух КО незбуреним і таким, що підлягає законам Кеплера [57; 144; 183]. Однак такі узагальнені аналітичні залежності зазвичай мають нелінійні елементи, що ускладнює визначення їх параметрів. Визначення параметрів нелінійних моделей за експериментальними даними з використанням розробленого методу полягатиме у такому.

Нехай під час спостереження за КО в дискретні моменти часу виміряно його координати (див. вираз (2.1)), наприклад, в геоцентричній абсолютній системі координат (ГАСК). Припустимо, що орбіта КО колова, яка у вибраній системі координат досить точно апроксимується узагальненим рівнянням вигляду

$$f(t, c) = a_0 \cos \omega t + b_0 \sin \omega t, \quad (2.53)$$

де $c = \{a_0, b_0, \omega\}$ – невідомі параметри моделі.

Необхідно визначити параметри апроксимуючої функції (2.53) за експериментальними даними (2.1).

Для оброблення вимірних даних і визначення параметрів експериментальної моделі використаємо МНК, алгоритм якого в класичній матричній формі має вигляд [147]:

$$\bar{Y} = (A^T A)^{-1} A^T \bar{B}, \quad (2.54)$$

де \bar{Y} – вектор параметрів апроксимуючої функції;

A – матриця базисних (модельних) функцій;

\bar{B} – вектор вимірних параметрів.

Визначення параметрів апроксимуючої функції за алгоритмом (2.54) можливе, якщо базисні функції не містять у собі параметрів моделі, які належить розрахувати. Ця вимога виконується, наприклад, у класі поліноміальних апроксимуючих функцій вигляду (1.1). Порівняння виразів (1.1) і (2.53) показує суперечність між постановкою задачі і можливостями традиційних підходів до її розв'язання. Сутність запропонованого методу побудови нелінійних моделей руху ДО і полягає в усуненні цієї суперечності шляхом наближення узгодженої з експериментальними даними (2.1) згідно зі статистичним алгоритмом МНК експериментальної моделі (2.2), до теоретичної нелінійної за параметрами моделі (2.53) за обраним критерієм БДС у схемі ДНП.

Параметри апроксимуючої функції (2.53) із застосуванням методу БДС у схемі ДНП буде здійснено за послідовності операцій: отримання ДС нелінійної за параметрами моделі; визначення параметрів експериментальної моделі за вибіркою вимірів з використанням МНК; визначення параметрів нелінійної моделі шляхом наближення її до експериментальної згідно з методом БДС.

На підставі властивостей ДП [132; 133] перші три дискрети ДС нелінійної моделі (2.53) матимуть вигляд

$$F(0) = a, \quad F(1) = bwH, \quad F(2) = -a \frac{w^2 H^2}{2}. \quad (2.55)$$

Кількість необхідних дискрет ДС визначаємо за кількістю невідомих параметрів апроксимуючої функції, що для оригіналу (2.53) дорівнює трьом. Згідно із оберненими ДП [132] для тейлорівського базису отримаємо

$$f(t) = K_1 + K_2 t + K_3 \frac{t^2}{2}, \quad (2.56)$$

де $K_1 = a_0$; $K_2 = b_0 \omega$; $K_3 = -a_0 \omega^2$ (див. вираз (2.55)).

З урахуванням уведених позначень, матриці алгоритму МНК (2.54) запишемо таким чином:

вектори параметрів апроксимуючої функції і вимірних координат відповідно

$$Y = (K_1 \quad K_2 \quad K_3)^T, \quad B = (y_0 \quad y_1 \quad y_2 \quad \dots \quad y_n)^T;$$

матриця модельних функцій

$$A = \begin{pmatrix} 1 & t_0 & \frac{t_0^2}{2} \\ 1 & t_1 & \frac{t_1^2}{2} \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & t_n & \frac{t_n^2}{2} \end{pmatrix}.$$

Невідомі параметри нелінійної моделі (2.53) розраховуємо за експериментальною поліноміальною моделлю (2.56), визначеною згідно з алгоритмом МНК. У результаті отримуємо:

$$a_0 = K_1; \omega = \sqrt{K_3 / K_1}; b_0 = \frac{K_2}{\sqrt{K_3 / K_1}}. \quad (2.57)$$

Таким чином, були визначені невідомі параметри нелінійної моделі (2.53) за експериментальною моделлю (2.56), яка узгоджена з виміряними координатами руху КО згідно з нормою МНК. Підставляючи ці параметри у загальну формулу (2.34), отримаємо аналітичну нелінійну модель незбуреного руху КО з коловою орбітою в ГСК. Проведені дослідження повною мірою реалізують теоретико-експериментальний підхід до отримання моделі досліджуваного процесу за допомогою математичного апарату ДНП.

Узагальнюючи отримані результати, можна сформулювати методика побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів за нагромадженою вибіркою з використанням методу БДС. Запропонована методика ґрунтується на використанні розробленого методу побудови нелінійних моделей і є розширенням його можливостей та відрізняється урахуванням відомої нелінійної аналітичної моделі руху ДО і може бути використана у класі задач пошуку точних математичних моделей за експериментальними даними. Методика містить такі етапи.

1. Визначення ДС обраної нелінійної моделі (кількість дискрет Р-спектра повинна відповідати кількості невідомих параметрів шуканої моделі).

2. Перехід до оригіналу апроксимуючої функції за тейлорівським базисом і відокремлення невідомих параметрів.

3. Формування матриць алгоритму МНК і визначення невідомих параметрів експериментальної моделі.

4. Визначення відповідно до методу БДС параметрів нелінійної моделі за параметрами експериментальної моделі.

Оцінювання ефективності та порядок застосування розробленої методики розглянемо на прикладах.

За отриманою вибіркою експериментальних даних необхідно визначити невідомі параметри нелінійної моделі, що описує досліджуваний процес, – (a_0, a_1, b_1) . Теоретична модель має вигляд [153]

$$f(t) = \frac{a_0 + a_1 t}{1 + b_1 t}. \quad (2.58)$$

Поставлену задачу прикладу розв'язуємо згідно з пунктами запропонованої методики.

P-модель апроксимуючої функції (2.58) матиме вигляд

$$f(t) = \frac{a_0 + a_1 t}{1 + b_1 t} = \frac{f_1(t)}{f_2(t)} \Rightarrow F(k) = \frac{F_1(k) - \sum_{i=1}^k F(k-i)F_2(i)}{F_2(0)}. \quad (2.59)$$

Для розрахунку P-спектра $F(k)$ визначаємо три (за кількістю невідомих параметрів функції (2.58)) дискрети P-спектра чисельника і знаменника:

$$\begin{aligned} F_1(0) &= a_0, & F_1(1) &= a_1 H, & F_1(2) &= 0; \\ F_2(0) &= 1, & F_2(1) &= b_1 H, & F_2(2) &= 0. \end{aligned}$$

Тоді ДС нелінійної моделі матиме вигляд:

$$F(0) = a_0, \quad F(1) = (a_1 - a_0 b_1) H, \quad F(2) = (a_0 b_1^2 - a_1 b_1) H^2.$$

Результатом виконання п. 2 методики є вираз

$$f(t) = K_1 + K_2 t + K_3 t^2, \quad (2.60)$$

де $K_1 = a_0$; $K_2 = a_1 - a_0 b_1$; $K_3 = a_0 b_1^2 - a_1 b_1$.

Виконавши п. 3, отримаємо значення узагальнених параметрів K_1, K_2, K_3 моделі (2.60) – параметри експериментальної моделі. На підставі отриманих даних згідно з методом балансу диференціальних спектрів параметри теоретичної нелінійної моделі (2.58) визначаємо згідно з виразами:

$$a_0 = K_1; a_1 = K_2 + K_1 b_1; b_1 = \frac{K_3}{K_2}.$$

На підставі результатів п.3 методики формуємо нелінійну модель з використанням лише визначених параметрів експериментальної моделі (2.60):

$$f(t) = \frac{K_1 - (K_2 + K_1 K_3 / K_2)t}{1 + K_3 t / K_2}.$$

Ефективність запропонованої методики оцінювалася шляхом математичного моделювання процесу визначення параметрів нелінійної моделі (2.53), що характеризує зміну координати КО. Умови моделювання: КО має колову орбіту; СКВ похибки вимірювання координати в ГСК становить $\sigma_x = 0,1$ км; обробленню підлягає рівноточна експериментальна вибірка з 35 значень координати. Результати, отримані за розробленою методикою, порівнювалися з МНК, у якому використано поліноміальну модель траєкторії другого і третього порядків.

Результати досліджень подано на рис.2.3 а, б.

На обох графіках суцільній лінії відповідають результати досліджень МНК з поліноміальною моделлю другого порядку; штрихпунктирній лінії – МНК з поліноміальною моделлю третього порядку; штриховій – результати досліджень запропонованої методики.

Результати аналізу розрахунків показують, що запропонована методика дозволяє отримувати найкращі результати розрахунку параметрів нелінійної

моделі за критерієм мінімуму випадкової і методичної похибок порівняно з відомими підходами.

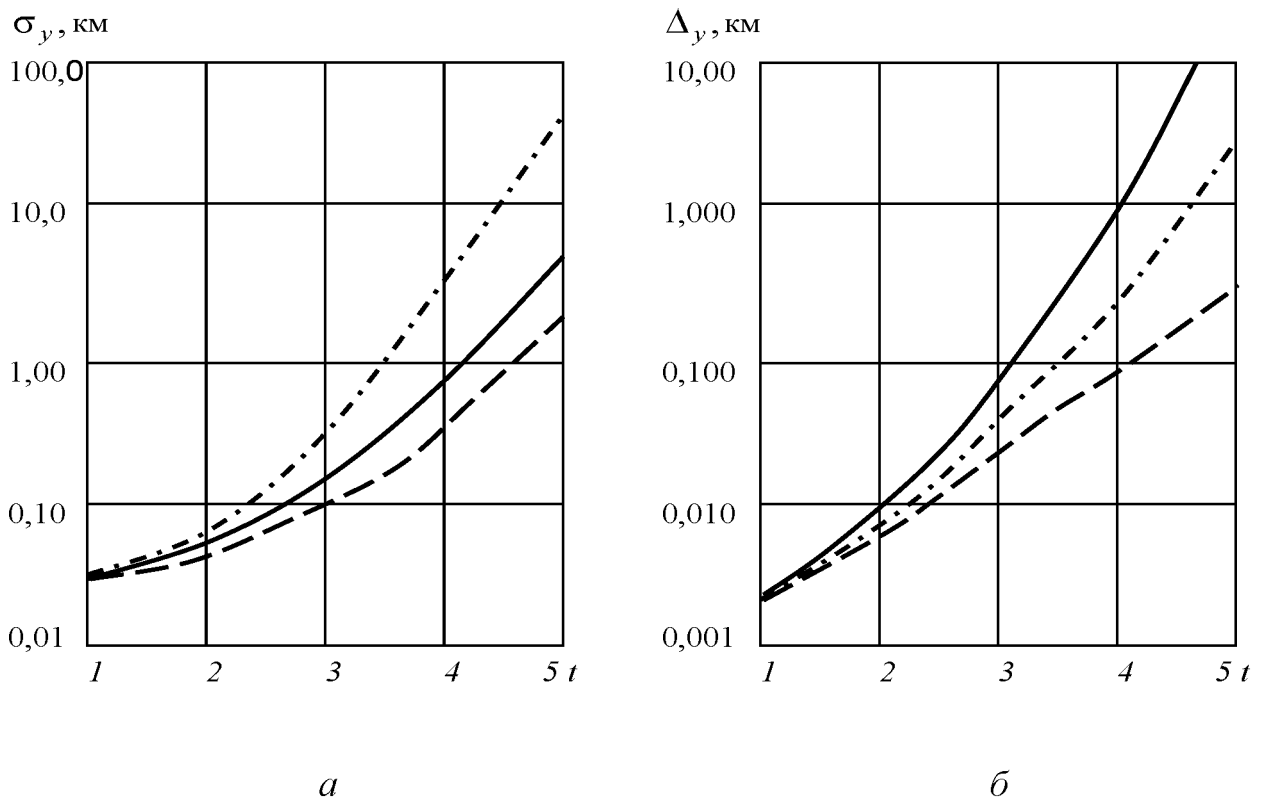


Рис.2.3. Результати досліджень методики побудови нелінійних моделей:

а – залежність СКВ похибки оцінювання координати σ_x як функції від часу їх отримання; *б* – залежність значення методичної похибки методів, що досліджуються, від часу їх отримання; 1, 2 – середня (нульова) і кінцева точки інтервалу спостереження за КО; 3, 4, 5 – значення часу екстраполяції відповідно 10 с, 100 с, 200 с.

Переваги запропонованої методики збільшуються зі збільшенням відстані від середньої точки інтервалу супроводу цілі до поточної оцінки. Так, вигреш за випадковою похибкою становить 3 – 12% на інтервалі супроводу і 6 – 60% поза цим інтервалом. Вигреш за методичною похибкою становить 10 – 50% на інтервалі супроводу КО і досягає 70 % за ним. Отриманий вигреш пояснюється тим, що запропонована методика дозволяє мінімізувати методичну похибку ускладненням моделі досліджуваного процесу за рахунок внесення нелінійних компонент за мінімальної кількості невідомих параметрів, що і зменшує

випадкову похибку. Зменшення методичної похибки поліноміальної моделі традиційних підходів досягається збільшенням її порядку. При цьому залучаються невідомі параметри моделі, які вносять додаткову випадкову похибку при визначенні їх за експериментальними даними. Це підтверджується близькістю функції $\sigma_X = f(t)$ для запропонованої методики і МНК з поліномом другого порядку (кількість невідомих збігається і дорівнює трьом (рис.2.3, а)), а також близькістю кривих $\Delta_X = f(t)$ для методики і МНК з поліномом третього порядку (рис 2.3, б).

Таким чином, розроблена методика дозволяє визначати параметри нелінійних математичних моделей за експериментальними даними. Наведені результати є розширенням можливостей запропонованого методу побудови нелінійних моделей досліджуваних процесів на випадок згладжування нагромадженої вибірки вимірів. У розглянутій методиці використано метод БДС для визначення параметрів нелінійної моделі за експериментальною (на етапі наближення моделей). У цьому випадку позитивні властивості експериментальної моделі – узгодженість за параметрами з конкретним досліджуваним процесів у повному обсязі переносяться на теоретичну нелінійну модель. Таким же чином переносяться на нелінійну модель і негативні властивості експериментальної функції – випадкові похибки її параметрів, зумовлені похибками вимірів. Окрім того, використання БДС дещо обмежує можливості розробленого методу побудови нелінійних за параметрами моделей через обмеженість у використанні дискрет Р-спектрів експериментальної і теоретичної моделей. Тобто використовуватись з обох моделей буде лише та кількість дискрет їх Р-спектрів, що відповідає кількості шуканих параметрів нелінійної моделі. Отже, використання БДС обмежує використовувану інформацію для побудови нелінійних моделей і, як наслідок, призводить до зниження точності остаточних результатів моделювання. Однак використання БДС у схемі нетейлорівських перетворень для побудови нелінійних моделей виправдано спрощенням розрахунків та можливістю отримання для багатьох випадків аналітичних розв'язків щодо визначення параметрів нелінійних моделей. У наступних

підрозділах наведено приклади використання інших критеріїв наближення експериментальних моделей до теоретичних, які усувають обмеження методу БДС.

2.6. Методика побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів з використанням інтегральної форми МНК у схемі диференціально-нетейлорівських перетворень

Використаний в підрозділі 2.4 критерій наближення експериментальної моделі до теоретичної за методом БДС реалізує теоретико-експериментальний підхід до дослідження систем (процесів), який покладено в основу розробленого методу побудови нелінійних моделей руху ДО. При цьому метод БДС, який полягає у дорівнюванні до нуля деякої кількості перших Р-дискрет є критерієм «жорсткої» апроксимації і забезпечує повне перенесення властивостей експериментальної моделі на теоретичну. Такий підхід не є раціональним з огляду на стохастичний характер експериментальної моделі. Тому доцільно застосовувати критерії так званої «м'якої» апроксимації, тобто мінімізації не самої нев'язки, а деякого функціонала від нев'язки $\varepsilon(t)$ між експериментальною і нелінійною моделями. Це зумовить зниження впливу випадкових похибок на отримувані параметри нелінійної моделі, однак ускладнить алгоритм пошуку нелінійної за параметрами моделі досліджуваного процесу.

Якість і наявність розв'язку задачі моделювання при використанні методу БДС залежить від його обмеження, яке потребує пропорційності ненульових визначальних (що використовуються для розрахунку параметрів нелінійної моделі) дискрет ДС. Це породжується двома причинами.

1. У разі, коли початкова функція має обмежену кількість ненульових дискрет, а апроксимуюча функція $f(t, c)$ має частину нульових визначальних дискрет, система рівнянь, складена для розрахунку значень вільних коефіцієнтів, буде виродженою, що не дозволить визначити параметри нелінійної функції.

2. Використання в БДС визначальних дискрет за кількістю невідомих параметрів апроксимуючої функції $f(t, c)$ призводить до втрати частини інформації, коли кількість ненульових дискрет початкової функції $z(t)$ більша.

Запобігти обмеженням БДС можна за допомогою переходу від функції $z(t)$ до $f(t, c)$ шляхом мінімізації нев'язки між ними відповідно до схеми (1.5). У цьому підрозділі показано порядок застосування методу побудови нелінійних моделей досліджуваних процесів при використанні критерію «м'якої» апроксимації на базі інтегральної форми МНК (критерію МНК у блоці наближення моделей схеми, показаної на рис. 2.1) [34]. Для побудови експериментальної моделі використано МНК, як і в підрозділі 2.4 (див. рис.2.1, блок статистичного згладжування схеми та алгоритм (2.54), застосований у перетворенні (2.3)) [68; 113].

Нехай $z(t)$ експериментальна модель, що визначена за результатами вимірів параметрів певного процесу. Необхідно знайти параметри нелінійної моделі досліджуваного процесу шляхом переходу від функції $z(t)$ до функції $f(t, \tilde{n})$ так, щоб сума квадратів нев'язки між ними на інтервалі $[a, b]$ була найменшою. Будемо вважати, що модельні функції $z(t)$ і $f(t, \tilde{n})$ на інтервалі $[a, b]$ є неперервними, нескінченну кількість разів диференціюються і обмежені разом із своїми похідними. За обраним критерієм наближення експериментальної та апроксимуючої моделей, що є нормою МНК для функцій безперервного аргумента, можна записати:

$$\delta(c) = \int_a^b \varepsilon(t)^2 dt = \int_a^b (z(t) - f(t, c))^2 dt \rightarrow \min, i = 0..n. \quad (2.61)$$

Критерій (2.61) конкретизує операцію перетворення нев'язки у виразі (2.4) до інтеграла квадрата нев'язки між експериментальною і теоретичною моделями. Для знаходження параметрів нелінійної моделі $f(t, c)$ згідно з нормою МНК (2.61) необхідно отримати аналітичний вираз для функціонала $\delta(c)$, знайти його

частинні похідні за шуканими параметрами, дорівняти їх до нуля і розв'язати утворену систему рівнянь відносно невідомих параметрів c :

$$\frac{\partial \delta(c)}{\partial c} = \left(\frac{\partial \delta(c)}{\partial c_1} = 0, \frac{\partial \delta(c)}{\partial c_2} = 0, \dots, \frac{\partial \delta(c)}{\partial c_n} = 0 \right). \quad (2.62)$$

Найбільшою мірою цей процес ускладнюється операцією інтегрування, спростити яку можна за методом ДП. На підставі властивостей ДП [132; 133] Р-модель МНК для функцій безперервного аргумента (2.61) набуде вигляду

$$\delta(c) = H \sum_{k=0}^m \left[\left(\frac{t_b}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{t_a}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{1}{k+1} \sum_{i=0}^k E(k-i)E(i) \rightarrow \min, \quad (2.63)$$

де m – верхня межа підсумовування, яка визначається за виразом $m = 2k_{\max} + 1$;
 k_{\max} – найбільший номер останньої знайденої ненульової Р-дискрети експериментальної або апроксимуючої функцій.

Припустивши, що $t_a = 0, t_b = H$ та виразивши Р-модель нев'язки $E(k)$ у нормі МНК вигляду (2.63) як різницю Р-спектрів експериментальної та апроксимуючої функцій і взявши частинну похідну від $\delta(c)$ за шуканими параметрами, остаточно отримаємо узагальнене рівняння для формування системи рівнянь вигляду (2.62):

$$\frac{\partial}{\partial c_i} H \sum_{k=0}^m \frac{1}{k+1} \sum_{i=0}^k (Z(k-i) - F(k-i, c))(Z(i) - F(i, c)) = 0. \quad (2.64)$$

З урахуванням викладеного методу побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів з використанням інтегральної форми МНК у схемі ДНП можна подати такими етапами:

1. Отримання Р-спектра нелінійної $f(t, c)$ та експериментальної $z(t)$ моделей згідно з виразом (1.2) і властивостями ДП.

2. Формування системи рівнянь вигляду (2.62) для пошуку параметрів нелінійної моделі.

3. Розв'язання системи рівнянь (2.64) щодо шуканих параметрів нелінійної моделі c .

Ефективність розробленої методики розглянемо на прикладах її застосування. Один із них стосується побудови моделі руху КА і полягає у такому. Нехай за результатами оброблення 35 дискретних вимірів координати (з дискретністю 2 с), що характеризує рух КА по коловій орбіті, отримано поліном

$$z(t) = 4785,5 - 4,9093t - 0,0034t^2 - 10^{-6}t^3.$$

Відомо, що в межах інтервалу спостереження (без урахування збурень орбіти) модель зміни координат КА з коловою орбітою в ГАСК можна описати виразом вигляду

$$f(t, a, b, \omega) = a \cos(\omega t) + b \sin(\omega t),$$

де a, b, ω – невідомі параметри моделі траєкторію руху КА. Необхідно визначити параметри нелінійної моделі $f(t, a, b, \omega)$.

Відповідно до п. 1 запропонованої методики реалізується визначення трьох дискрет нелінійної моделі $f(t, a, b, \omega)$ (за кількістю невідомих параметрів) і в цьому випадку – чотирьох дискрет експериментальної моделі $z(t)$, оскільки її ДС скінченний і решта дискрет нульові. За виразом (1.2) згідно із властивостями ДП [132] маємо Р-спектри експериментальної та нелінійної моделей:

$$Z(0) = D_0, \quad Z(1) = D_1 H, \quad Z(2) = D_2 H^2, \quad Z(3) = D_3 H^3;$$

$$F(0) = a, \quad F(1) = b\omega H, \quad F(2) = -a \frac{\omega^2 H^2}{2},$$

де D_0, D_1, D_2, D_3 – коефіцієнти експериментальної моделі $z(t)$ за відповідних степенів її аргумента.

Для формування системи рівнянь вигляду (2.62) визначимо верхню межу підсумовування у виразі (2.64). У цьому прикладі $k_{\max} = 3$, отже, параметр $m = 7$. Тоді, використовуючи вираз (2.64) з диференціюванням за шуканими параметрами a, b, ω і беручи за нульові значення дискрет Р-спектрів функцій $z(t)$, $f(t, a, b, \omega)$ з аргументами $k > 3$ і $k > 2$ відповідно отримаємо остаточні вирази для формування системи вигляду (2.62):

$$\begin{aligned} & \frac{1}{6} D_3 \omega^2 H^6 + \left(\frac{1}{5} D_2 \omega^2 + \frac{1}{10} a \omega^4 \right) H^5 + \left(\frac{1}{4} \omega^2 D_1 - \frac{1}{4} \omega^3 b - \frac{1}{2} D_3 \right) H^4 + \\ & \quad + \left(-\frac{2}{3} D_2 + \frac{1}{3} \omega^2 D_0 - \frac{2}{3} a \omega^2 \right) H^3 + (b\omega - D_1) H^2 + (2a - 2D_0) H = 0; \\ & -\frac{2}{5} D_3 \omega H^5 + \left(-\frac{1}{4} a \omega^3 - \frac{1}{2} D_2 \omega \right) H^4 + \left(-\frac{2}{3} \omega D_1 + \frac{2}{3} \omega^2 b \right) H^3 + \\ & \quad + (a\omega - D_0) H^2 = 0; \\ & \frac{1}{3} D_3 a \omega H^6 + \left(-\frac{2}{5} D_3 b + \frac{2}{5} D_2 a \omega + \frac{1}{5} a^2 \omega^3 \right) H^5 + \\ & \quad + \left(\frac{1}{2} a \omega D_1 - \frac{3}{4} a \omega^2 b - \frac{1}{2} D_2 b \right) H^4 + \\ & \quad + \left(-\frac{2}{3} D_1 b + \frac{2}{3} a \omega D_0 + \frac{2}{3} b^2 \omega - \frac{2}{3} a^2 \omega \right) H^3 + (ba - bD_0) H^2 = 0. \end{aligned}$$

Розв'язавши, сформовану систему рівнянь, у якій використано критерій МНК у схемі ДНП, отримуємо аналітичну нелінійну модель руху КА:

$$f_{МНК}(t) = 4786,499 \cos(0,001199t) - 4092,5992 \sin(0,001199t).$$

Для оцінювання ефективності отриманого розв'язку використано також метод БДС згідно з методикою, наведеною у підрозділі 2.4, що дає змогу аналітичну модель зміни координати КА

$$f_{БДС}(t) = 4786,5 \cos(0,001197t) - 4099,315 \sin(0,001197t).$$

З метою оцінювання якості отриманих розв'язків вважалася відомою еталонна модель процесу зміни координат КА в ГАСК:

$$f_{em}(t) = 4786,5 \cos(0,0012t) - 4091,05 \sin(0,0012t).$$

Результати розрахунків наведено в табл.2.10. Передостанні три рядки таблиці характеризують похибку відтворення координати КА відносно еталона з використанням сформованих моделей: поліноміальної – $(f_{em} - z)$, отриманої з використанням БДС $(f_{em} - f_{БДС})$ і з використанням норми МНК – $(f_{em} - f_{МНК})$.

Таблиця 2.10

Результати розрахунків

Параметр	t, c					
	0	30	60	100	250	350
$f_{em}(t)$	4786,500	4636,152	4479,797	4262,329	3363,730	2702,331
$z(t)$	4786,500	4636,188	4479,918	4262,570	3362,300	2694,620
$f_{БДС}(t)$	4786,500	4536,175	4479,867	4262,501	3364,618	2703,943
$f_{МНК}(t)$	4786,499	4636,187	4479,878	4262,487	3364,307	2703,286
$f_{int}(t)$	4786,484	4636,190	4479,889	4262,494	3364,159	2702,930
$f_{em} - z$	0	0,035	0,120	0,240	1,430	7,711
$f_{em} - f_{БДС}$	0	0,032	0,070	0,171	0,888	1,611
$f_{em} - f_{МНК}$	0,001	0,035	0,081	0,157	0,576	0,950
$f_{em} - f_{int}$	0,016	0,038	0,092	0,164	0,429	0,598

Результати розрахунків показують, що експериментальна модель у вигляді полінома і нелінійна за параметрами модель приблизно однаково відтворюють рух КА на ділянці спостереження, проте прогностичні властивості запропонованої методики переважають. Метод БДС дає грубіше уявлення про поведінку досліджуваного процесу на ділянці прогнозу, ніж запропонований підхід. Пояснюється це неврахуванням інформації, що міститься в останній (третій) дискреті ДС експериментальної моделі.

Досліджувалися також точнісні характеристики визначення параметрів нелінійних моделей за МНК для функцій з безперервним аргументом (2.61) шляхом розв'язання системи нелінійних рівнянь (2.62) числовими методами без застосування методу ДП. Розрахунки виконувалися з використанням прикладного пакета символічної алгебри Maple 7. Результати розрахунків за умов прикладу показали, що для нелінійної за параметрами моделі $f(t, a, b, \omega)$ неможливо отримати адекватний розв'язок системи (2.62) числовим методом у середовищі Maple 7. Водночас спрощення моделі $f(t, a, b, \omega)$ до вигляду

$$f_{\text{int}}(t) = a \cos(0,0012t) + b \sin(0,0012t),$$

тобто фактично до моделі лінійної за параметрами, дає змогу розрахувати шукані параметри з використанням числових методів і забезпечує отримання результату у вигляді

$$f_{\text{int}}(t) = 4786,484 \cos(0,0012t) - 4089,546 \sin(0,0012t),$$

Спрощення моделі до визначених коефіцієнтів перед тригонометричними функціями (a , b) не приводить до отримання адекватних параметрів моделі числовим методом. Результати моделювання з використанням моделі $f_{\text{int}}(t)$ наведено в табл.2.10 і позначено: $f_{\text{int}}(t)$ – результати використання моделі, сформованої числовим методом для відтворення досліджуваного процесу;

$f_{em} - f_{int}$ – похибки відтворення координати КА відносно еталона з використанням моделі $f_{int}(t)$.

Таким чином, для отримання параметрів нелінійних моделей шляхом наближення експериментальної поліноміальної моделі, узгодженої з вибіркою вимірів, до нелінійної за критерієм МНК (2.61) необхідно застосувати запропонований підхід на базі Р-моделі (2.64).

Ще один приклад застосування запропонованої методики стосується побудови моделі вихідного сигналу вимірювального пристрою системи керування – СКОТ. За вибіркою дискретних вимірів, що характеризують зміну вихідної напруги СКОТ у часі, отримано поліном вигляду

$$z(t) = -0,0586 + 1,9074t - 0,3049t^2.$$

Поліноміальну модель функціонування СКОТ побудовано за експериментальними даними на інтервалі $t = 0 \dots 6$, с з дискретністю $\Delta t = 1$ с. Відомо, що досліджуваний процес достатньо точно описується моделлю [181]

$$u(t) = U_m \sin(\omega t),$$

де U_m – максимальна електрорушійна сила;

ω – колова швидкість обертання ротора СКОТ.

Необхідно за поліномом $z(t)$ визначити параметри нелінійної моделі $u(t)$. Точний розв'язок задачі для цієї вибірки значень відомий: $U_m = 3,0398$ В; $\omega = 0,5$ рад, що дає можливість оцінити якість шуканого розв'язку.

Диференціальні спектри функцій $z(t)$ і $u(t)$ мають такий вигляд:

$$Z(0) = D_0, \quad Z(1) = D_1 H, \quad Z(2) = D_2 H^2;$$

$$U(0) = 0, \quad U(1) = U_m \omega H, \quad U(2) = 0, \quad U(3) = -\frac{U_m (\omega H)^3}{6}.$$

Особливістю прикладу є те, що експериментальна модель має три перші ненульові дискрети ДС, а нелінійна – лише одну з трьох визначальних. Розв’язати задачу методом БДС неможливо, оскільки система рівнянь буде виродженою. Застосування МНК згідно з розробленою методикою дозволяє знайти такі значення шуканих параметрів:

$$U_m = 3,0395 \text{ В}; \quad \omega = 0,5154 \text{ рад.}$$

Дискретні значення моделей $z(t)$, $u(t)$ і еталонної функції $u_{до}(t)$ наведено в табл.2.11.

Таблиця 2.11

Результати розрахунків

Параметр	$t, \text{ с}$					
	0	3	6	10	40	90
$u_{em}(t)$	0	2,9924	0,4233	-2,8767	2,7388	2,5527
$z(t)$	-0,0586	2,9195	0,4094	-11,4746	-411,60	-2298,0
$u(t)$	0	3,0386	0,1494	-2,7479	2,9815	2,04481

Результати розрахунків підтверджують той факт, що розроблена методика має вищі прогностичні властивості. Застосування критерію наближення експериментальної моделі до теоретичної за МНК є перспективним щодо забезпечення високої точності вихідних даних про досліджувані процеси в ІКС навігації та керування рухом. Отримані результати є розширенням розробленого методу побудови нелінійних моделей руху ДО щодо застосування альтернативних критеріїв наближення експериментальної та теоретичної моделей у схемі ДНП. Наведені приклади, крім можливості будувати нелінійні моделі досліджуваних процесів за експериментальними даними, демонструють переваги норми МНК для використання більш повної інформації про моделі у вигляді не лише визначальних, а й додаткових дискрет їх Р-спектрів. Використаний критерій «м’якої» апроксимації у вигляді МНК дозволяє регулювати взаємний вплив

властивостей експериментальної та теоретичної функцій під час визначення параметрів нелінійної моделі. Це стосується зокрема впливу випадкових похибок на результати моделювання. Зазначені обставини зумовлюють розширення переліку можливих для використання аналітичних моделей досліджуваних процесів, за рахунок послаблення обмежень про відповідність визначальних дискрет Р-спектрів, а також підвищує точність визначення параметрів нелінійних моделей та ефективність виконання цільових задач в ІКС навігації і керування рухом.

2.7. Методика побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів з використанням методу рівних площ у зміщених диференціально-нетейлорівських перетвореннях

Продовженням напряму впровадження критеріїв «м'якої» апроксимації в розробленому методі побудови нелінійних моделей руху ДО є застосування критерію рівних площ – МРП (метод підобластей) [134] (див. рис. 2.1, блок наближення моделей схеми) [113; 195].

Розглянутий в підрозділі 2.5 критерій наближення експериментальної моделі до нелінійної (теоретичної) на базі інтегральної форми МНК є природним, оскільки дозволяє мінімізувати вплив випадкової похибки на результати апроксимації та врахувати в розв'язку значення не лише визначних, а й додаткових дискрет Р-спектра експериментальної функції. Однак використання критерію інтегрального МНК не дозволяє застосувати сучасні напрями розвитку математичного апарату ДП. Зокрема проблемним є використання позитивних властивостей зміщених ДП і поєднання їх з нетейлорівським базисом. Це має забезпечувати підвищення точності відновлення досліджуваних процесів з використанням нелінійних моделей через урахування апріорної інформації про вигляд нелінійної моделі; зміщення точки розрахунку Р-спектрів експериментальної і теоретичної моделей на необхідний часовий інтервал відновлення досліджуваного процесу; застосування механізму прямих і обернених

аналогів, яке пояснюється таким. Зміщені ДП (1.6), (1.7) дозволяють з точністю прямих моделей (1.2), (1.3) сформувані аналітичні функції досліджуваних процесів у вигляді їх обернених аналогів. При цьому обернена модель буде містити похибки (стохастичні і динамічні) рівні за величиною, але протилежні за знаком похибкам прямої моделі. Тоді сумісне використання прямих і обернених аналогів приведе до компенсації похибок у результуючих розв'язків.

Розгляду питання одночасного використання переваг зміщених та нетейлорівських ДП при побудові нелінійних моделей за експериментальними даними присвячено матеріал цього підрозділу.

Нехай за вимірними даними згідно з алгоритмом класичного МНК побудовано експериментальну поліноміальну модель $z(t)$ (див. рис.2.1, блок статистичного згладжування та алгоритм (2.54), застосований у перетворенні (2.3)). Вважається апіорно відомою нелінійна (теоретична) модель досліджуваного процесу у вигляді $f(t, c)$. Необхідно визначити параметри нелінійної моделі $f(t, c)$ за відомою експериментальною функцією $z(t)$.

Для розв'язання поставленої задачі застосуємо критерій МРП. Такий вибір виправданий, коли процес побудови нелінійної моделі досліджуваного процесу здійснюється в класі гладких функцій. Відповідно до МРП критерій мінімізації нев'язки між експериментальною і теоретичною моделями, наведений виразом (2.4), формується у такий спосіб:

$$\int_a^b \varepsilon(t) dt = 0 \Rightarrow \int_a^b (z(t) - f(t, c)) dt \Rightarrow \int_a^b z(t) dt = \int_a^b f(t, c) dt. \quad (2.65)$$

Сутність критерію МРП для побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів полягає у вимозі рівності площ, обмежених кривими експериментальної і теоретичної моделей на певному обмеженому інтервалі. Для спрощення операції інтегрування переведемо критерій (2.65) в область зображень, використовуючи основні ДП (1.2):

$$H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{b}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{a}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{Z(k)}{k+1} = H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{b}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{a}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{F(k, c)}{k+1}, \quad (2.66)$$

де $z(k)$, $F(k, c)$ – ДС оригіналів $z(t)$ і $f(t, c)$ відповідно.

Для визначення параметрів $c = \{c_i\}$ нелінійної моделі $f(t, c)$ необхідно скласти систему з m (за кількістю невідомих параметрів теоретичної моделі) рівнянь, керуючись критерієм (2.65), приведеним до форми (2.66). Для отримання системи рівнянь, розв'язком якої є шукані параметри нелінійної моделі, інтервал інтегрування $[a, b]$ розбиваємо на m підінтервалів. Так, якщо розглядати загальний інтервал $[0, H]$, то підінтервали складають $[0, b_1]$, $[b_1, b_2]$, ... $[b_{m-1}, b_m = H]$. Розбиття на підінтервали меж побудови нелінійної моделі дозволяє застосувати технологію і переваги зміщених ДП. Ця властивість притаманна критерію МРП і не реалізується для інших критеріїв наближення експериментальної кривої до теоретичної (БДС, інтегральний МНК тощо). Відповідно до цього отримаємо систему рівнянь вигляду

$$\left\{ \begin{array}{l} H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{0}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{b_1}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{Z(k)}{k+1} = H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{0}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{b_1}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{F(k, c)}{k+1}, \\ H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{b_1}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{b_2}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{Z(k)}{k+1} = H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{b_1}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{b_2}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{F(k, c)}{k+1}, \\ \dots \\ H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{b_{m-1}}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{b_m = H}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{Z(k)}{k+1} = \\ = H \sum_{k=0}^{\infty} \left[\left(\frac{b_{m-1}}{H} \right)^{k+1} - \left(\frac{b_m = H}{H} \right)^{k+1} \right] \frac{F(k, c)}{k+1}. \end{array} \right. \quad (2.67)$$

У системі (2.67) ДС функцій $z(t)$, $f(t, c)$ подано у припущенні використання основних ДП (1.2). При цьому збільшення точності відтворення отриманих аналітичних розв'язків забезпечується використанням

нетейлорівського базису у вигляді нелінійної моделі $f(t, c)$. Для реалізації можливостей зміщених ДП застосуємо ряд послідовних дій. Нехай інтервал спостереження досліджуваного процесу дорівнює $[-H, H]$, визначимо пряму і обернену моделі функцій $z(t)$ і $f(t, c)$. Згідно зі зміщеними ДП (1.6) Р-спектр моделей $z(t)$, $f(t, c)$ у початковій точці $t_v = 0$ дорівнює

$$Z(k, t_v) = Z_v(k), F(k, t_v, c) = F_v(k, c). \quad (2.68)$$

Використовуючи ДС модельних функцій (2.68) для початкової точки $t_v = 0$ з урахуванням перетворення (1.6), можна записати їх прямі й обернені аналоги в точках відповідно $t_v = \pm H$:

$$\begin{aligned} Z(k, t_v + H) &= Z_v(k), \bar{Z}(k, t_v - H) = (-1)^k Z_v(k); \\ F(k, t_v + H, c) &= F_v(k, c), \bar{F}(k, t_v - H, c) = (-1)^k F_v(k, c). \end{aligned} \quad (2.69)$$

Тут поняття прямих і обернених моделей застосовується до пояснення напряму зміни аргументів функцій, що розглядаються: пряма модель – із зміною аргумента зліва направо; обернена – із зміною аргумента у зворотному до прямої моделі порядку. Отримані таким чином прямі моделі $Z(k)$, $F(k, c)$ характеризують досліджуваний процес на інтервалі його спостереження. Властивості зміщених ДП дозволяють сформулювати аналітичні функції досліджуваних процесів за інтервалом спостереження певного процесу у вигляді їх обернених аналогів $\bar{Z}(k)$, $\bar{F}(k, c)$. Схематично сутність отриманих прямих і обернених моделей (2.69) пояснюється рис.2.4.

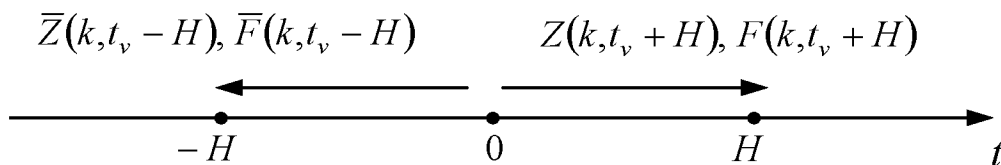


Рис.2.4. Пояснення до прямих та обернених моделей

Для оцінювання ефективності використання запропонованої методики розглядатимуться два приклади. Перший стосується детального розгляду порядку реалізації етапів розробленої методики, а другий – порядку розв’язання практичної задачі побудови моделі руху КА за обраною координатою.

За результатами оброблення масиву із 128 дискретних вимірів з використанням МНК на симетричній сітці отримано поліном вигляду

$$z(t) = 0,002173 + 0,119916t - 0,265383 \cdot 10^{-5}t^2 - 0,963716 \cdot 10^{-5}t^3. \quad (2.71)$$

Відомо, що в межах інтервалу спостереження модель зміни досліджуваного процесу можна описати нелінійною функцією

$$f(t) = a \cdot \arctg(\omega t), \quad (2.72)$$

де a, ω – невідомі параметри, що характеризують зміну досліджуваного процесу.

Необхідно визначити параметри нелінійної моделі $f(t, a, \omega)$ (2.72) за параметрами експериментального полінома $z(t)$ (2.71), узгодженими з вибіркою вимірних значень. Згідно з розробленою методикою виконаємо так дії.

1. Визначимо пряму й обернену Р-моделі вихідної поліноміальної $z(t)$ та апроксимуючої нелінійної моделі $f(t)$. У результаті використання базових (1.2) і зміщених (1.6) ДП, а також їх властивостей [132] отримаємо:

$$\begin{aligned} Z(0) &= 0,002173, Z(1) = 0,119916H; \\ Z(2) &= -0,265383 \cdot 10^{-5} H^2, Z(3) = -0,963716 \cdot 10^{-5} H^3; \\ \bar{Z}(0) &= 0,002173, \bar{Z}(1) = -0,119916H; \\ \bar{Z}(2) &= -0,265383 \cdot 10^{-5} H^2, \bar{Z}(3) = 0,963716 \cdot 10^{-5} H^3; \end{aligned} \quad (2.73)$$

$$\begin{aligned} F(0) &= 0, F(1) = a\omega H, F(2) = 0, F(3) = -\frac{1}{3}a\omega^3 H^3; \\ \bar{F}(0) &= 0, \bar{F}(1) = -a\omega H, \bar{F}(2) = 0, \bar{F}(3) = \frac{1}{3}a\omega^3 H^3, \end{aligned} \quad (2.74)$$

де $Z(k)$, $\bar{Z}(k)$ – відповідно Р-спектри прямої і оберненої моделей експериментальної функції;

$F(k)$, $\bar{F}(k)$ – Р-спектри прямої і оберненої моделей нелінійної функції.

2. Для пошуку параметрів a, ω необхідно сформулювати систему рівнянь вигляду (2.70). Для отримання розв'язку в найпростішому випадку необхідно мати два (за кількістю шуканих параметрів функції $f(t)$) рівнянь у системі. Для цього інтервал апроксимації досліджуваного процесу $[-d_1, d_2]$ слід розбити на два підінтервали: $[-d_1, 0], [0, d_2]$. Тоді отримаємо систему рівнянь вигляду:

$$\begin{cases} H \sum_{k=0}^{\infty} \left[-\left(\frac{d_1}{H}\right)^{k+1} \right] \frac{Z(k)}{k+1} = H \sum_{k=0}^{\infty} \left[-\left(\frac{d_1}{H}\right)^{k+1} \right] \frac{F(k)}{k+1}, \\ H \sum_{k=0}^{\infty} \left[-\left(\frac{d_2}{H}\right)^{k+1} \right] \frac{\bar{Z}(k)}{k+1} = H \sum_{k=0}^{\infty} \left[-\left(\frac{d_2}{H}\right)^{k+1} \right] \frac{\bar{F}(k)}{k+1}. \end{cases} \quad (2.75)$$

Після підставлення в систему рівнянь (2.75) значень ДС (2.73), (2.74) матимемо:

$$\begin{cases} -578,000000a\omega + 111361,333333a\omega^3 = -66,130881; \\ 0,113288a\omega - 0,004278a\omega^3 = 0,014619. \end{cases} \quad (2.76)$$

3. Розв'язуючи систему рівнянь (2.76) щодо шуканих параметрів a, ω , дістаємо шукані параметри нелінійної моделі

$$a = 5,318971, \omega = 0,024262. \quad (2.77)$$

Для оцінювання якості розв'язку (2.77) вважалися відомими ідеальні значення параметрів нелінійної моделі

$$a_i = 5,343220, \omega_i = 0,024241. \quad (2.78)$$

Результати порівняльного аналізу запропонованого підходу наведено в табл.2.12, у якій $f(n)_{em}$, $f(n)_{МНК}$, $f(n)_{МРП}$ характеризують відтворення досліджуваного процесу на інтервалі $n = -64 \dots 160$ відповідно до еталонної моделі, отриманої згідно з класичним МНК і моделі, отриманої відповідно до запропонованої методики. Результати оцінювання методичної похибки поліноміального подання моделі, отриманої згідно з класичним МНК, та відтворення досліджуваного процесу з використанням запропонованого підходу на базі МРП порівняно з ідеальними значеннями (2.78), наведено в рядках табл.2.12 з позначеннями $f(n)_{em} - f(n)_{МНК}$ і $f(n)_{em} - f(n)_{МРП}$.

Таблиця 2.12

Результати розрахунків

Параметр	n				
	-64	0	64	128	160
$f(n)_{em}$	-5,295491	-0,129503	5,295491	6,204224	6,715006
$f(n)_{МНК}$	-5,136597	-0,122077	5,153316	3,151124	-4,470650
$f(n)_{МРП}$	-5,273501	-0,129024	5,273501	6,177695	6,685840
$f(n)_{em} - f(n)_{МНК}$	0,158894	0,007426	0,142175	3,053100	11,185656
$f(n)_{em} - f(n)_{МРП}$	0,021990	0,000479	0,021990	0,026529	0,029166
$\sigma^{МНК}(n)$	0,000825	0,000277	0,000655	0,002915	0,007598
$\sigma_f^{МРП}(n)$	0,000692	0,000016	0,000529	0,002521	0,006713

Для оцінювання ефективності запропонованого підходу за зашумлених початкових даних були виконані розрахунки зі значенням СКВ похибки вимірювання досліджуваного параметра $\sigma = 0,002$. Результати оцінювання випадкової похибки оброблення початкових даних для класичного МНК і запропонованого підходу наведено в табл.2.12 з величинами $\sigma^{МНК}(n)$ і $\sigma_f^{МРП}(n)$.

Таким чином, отримані результати доводять працездатність запропонованої методики та підвищення точності відтворення нелінійного процесу як за методичною, так і за випадковою складовими похибки.

Другий приклад застосування запропонованої методики стосується розв'язання практичної задачі визначення ПУ руху КА і демонструє практичний бік застосування отримуваних результатів. У практиці навігації КА визначення ПУ їх руху є поширеним завданням [53]. Це здійснюється в наземних пунктах приймання сигналу з борту КА – КВС за результатами оброблення вимірюваних масивів, наприклад частоти Доплера прийнятого сигналу, перерахованої в радіальну швидкість. Для демонстрації можливостей розробленої методики оброблення експериментальної вибірки вимірів радіальної швидкості руху КА розглянемо процес розв'язання такої задачі. Нехай за результатами оброблення вибірки вимірів радіальної швидкості, що характеризує рух КА по коловій орбіті, з використанням МНК отримано поліноміальну модель

$$r_p(t) = -5,09671 - 0,01604t + 0,00192t^2 - 0,01039 \cdot 10^{-3}t^3 + 0,25773 \cdot 10^{-8}t^4. \quad (2.79)$$

Відомо, що в межах інтервалу спостереження процес зміни радіальної швидкості можна описати нелінійною моделлю $r_n(t)$ вигляду (2.72). Необхідно визначити параметри нелінійної моделі $r_n(t)$.

Відповідно до запропонованої методики з урахуванням уведених початкових даних маємо.

1. Пряма й обернена Р-моделі поліноміальної $r_p(t)$ (2.79) та нелінійної $r_n(t)$ (2.72) функцій мають значення, наведені виразами:

$$\begin{aligned} R_p(0) &= -5,09671, \quad R_p(1) = -0,01604H, \quad R_p(2) = 0,00192H^2; \\ R_p(3) &= -0,01039 \cdot 10^{-3}H^3, \quad R_p(4) = 0,25773 \cdot 10^{-9}H^4; \end{aligned} \quad (2.80)$$

$$\begin{aligned}
\bar{R}_p(0) &= -5,09671, \bar{R}_p(1) = 0,01604H, \bar{R}_p(2) = -0,00192H^2; \\
\bar{R}_p(3) &= 0,01039H^3, \bar{R}_p(4) = -0,25773 \cdot 10^{-9} H^4; \\
R_n(0) &= 0, R_n(1) = a\omega H, R_n(2) = 0, R_n(3) = -\frac{1}{3}a\omega^3 H^3, R_n(4) = 0; \\
\bar{R}_n(0) &= 0, \bar{R}_n(1) = -a\omega H, \bar{R}_n(2) = 0, \bar{R}_n(3) = \frac{1}{3}a\omega^3 H^3, \bar{R}_n(4) = 0.
\end{aligned} \tag{2.81}$$

2. Для пошуку параметрів нелінійної моделі a, ω з урахуванням загального вигляду системи рівнянь (2.75) та Р-спектрів (2.80), (2.81) маємо

$$\begin{cases} 5762,01125a\omega - 0,11066a\omega^3 = -98,95855; \\ -17286,03375a\omega + 0,166 \cdot 10^{-9} a\omega^3 = 10453,55658. \end{cases} \tag{2.82}$$

3. Розв'язуючи сформовану у такий спосіб систему рівнянь (2.82) щодо шуканих параметрів a, ω нелінійної моделі, визначаємо їх значення:

$$a_r = 5,34224, \omega_r = 0,02428. \tag{2.83}$$

Ідеальні значення параметрів нелінійної моделі становлять

$$a_i = 5,34322, \omega_i = 0,02424. \tag{2.84}$$

Результати оцінювання величини динамічної та випадкової похибок відтворення досліджуваного процесу зміни радіальної швидкості КА наведено в табл.2.13. Параметри МНК, МРП і еталон, наведені в табл.2.13, містять абсолютні значення зміни досліджуваного процесу (радіальної швидкості руху КА), отримані з використанням різних підходів до побудови моделей, – класичного МНК, запропонованого підходу на базі МРП (2.83) та еталонні значення (2.84). Показники $\Delta_{МНК}$ і $\Delta_{МРП}$ (табл.2.3) характеризують динамічну похибку використання МНК і МРП відповідно порівняно з еталоном.

Результати розрахунків

Параметр	Точки інтервалу супроводу КА		
	початкова	середня	кінцева
МНК, км/с	-5,09640	-0,25382	5,05769
МРП, км/с	-5,33694	-0,12969	5,33693
Еталон, км/с	-5,33393	-0,12950	5,33393
$\Delta_{МНК}$	0,23753	0,12432	0,27652
$\Delta_{МРП}$	0,00300	0,00018	0,00300
$\sigma_{МНК}$, км/с	0,000457	0,000198	0,000502
$\sigma_{МРП}$, км/с	0,000109	0,000022	0,000114

Зазначені результати отримано з припущенням відсутності випадкових похибок вимірювання експериментальних даних. Для реальних умов визначення радіальної швидкості за вимірами частоти Доплера були виконані розрахунки з величиною СКВ похибки визначення радіальної швидкості $\sigma = 0,002$ км/с. Значення випадкових похибок ($\sigma_{МНК}$, $\sigma_{МРП}$) відтворення досліджуваного процесу за моделями, отриманими згідно із запропонованою методикою порівняно з класичним МНК наведено в останніх двох рядках табл.2.13.

Аналіз результатів досліджень показує, що порівняно з традиційним підходом використання запропонованої методики для моделювання змін нелінійного процесу дозволяє підвищити точність його відтворення як за динамічною, так і за випадковою складовою похибок (див табл.2.12, 2.13). При цьому прогностичні властивості моделі, побудованої згідно із запропонованим підходом, вищі за точністю ніж традиційний алгоритм (див. табл.2.12). Виграш у динамічній точності згладжування пояснюється використанням нелінійної моделі для апроксимації виміряних значень, як більш адекватне подання досліджуваного процесу. Підвищення точності згладжування за випадковою складовою похибки досягнуто застосуванням прямих і обернених моделей у ДНП, що забезпечує

часткову компенсацію випадкових похибок. Результати застосування розробленої методики для розв'язання практичної задачі визначення ПУ руху КА дали змогу довести його ефективність за критерієм точності кінцевих результатів. У свою чергу підвищення точності визначення ПУ зумовлює підвищення якості розв'язання цільової задачі навігації КА.

Для прикладу використання МРП були проведені дослідження властивостей отримуваних оцінок контрольованих параметрів досліджуваних процесів.

Умови досліджень такі. Вимірюванню та обробленню підлягала вибірка 128 рівноточних та рівнодискретних вимірів радіальної швидкості руху КА по коловій орбіті. Похибки вимірювання розподілені за нормальним законом з нульовим математичним сподіванням та СКВ похибки вимірювання $\sigma = 0,002$ км/с. Статистичні дані отримані за результатами 100 випробувань. Модель l -го дискретного виміру r_{vl} являє собою адитивну суміш корисної r_l складової та випадкової похибок ξ_l :

$$r_{vl} = r_l + \xi_l, \quad l = 1..n.$$

Для досліджень контрольованими параметрами обрано математичне сподівання і СКВ похибок оцінювання параметрів нелінійної моделі відповідно m_a , m_ω , σ_a , σ_ω (табл.2.14) та гістограми щільності розподілу: випадкових похибок вимірювання (рис.2.5); оцінок радіальної швидкості для центральної (нульової) точки інтервалу супроводження КА, отримувані за класичним МНК (рис.2.6, *a*) та згідно із запропонованим методом (рис.2.6, *б*); оцінок параметрів нелінійної моделі руху КА (2.72) a , ω – рис.2.7,*a*, *б* відповідно.

Таблиця 2.14

Числові характеристики параметрів нелінійної моделі

m_a	m_ω	σ_a	σ_ω
5,3841	0,0234	0,00036	$0,087 \cdot 10^{-7}$

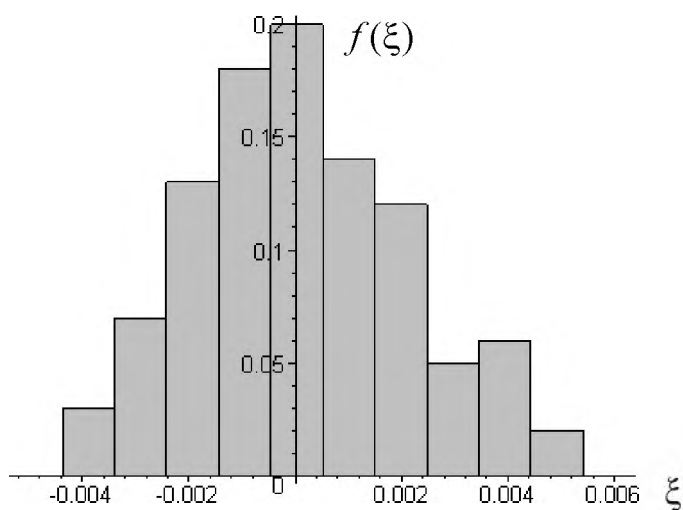


Рис.2.5. Гістограма щільності розподілу похибок вимірювання

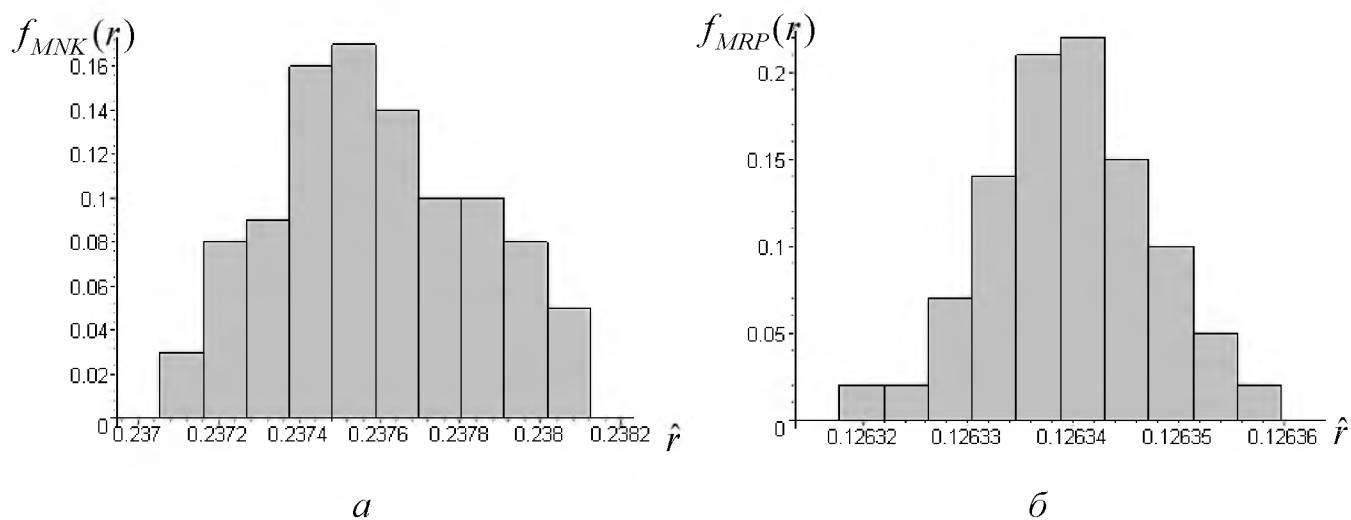
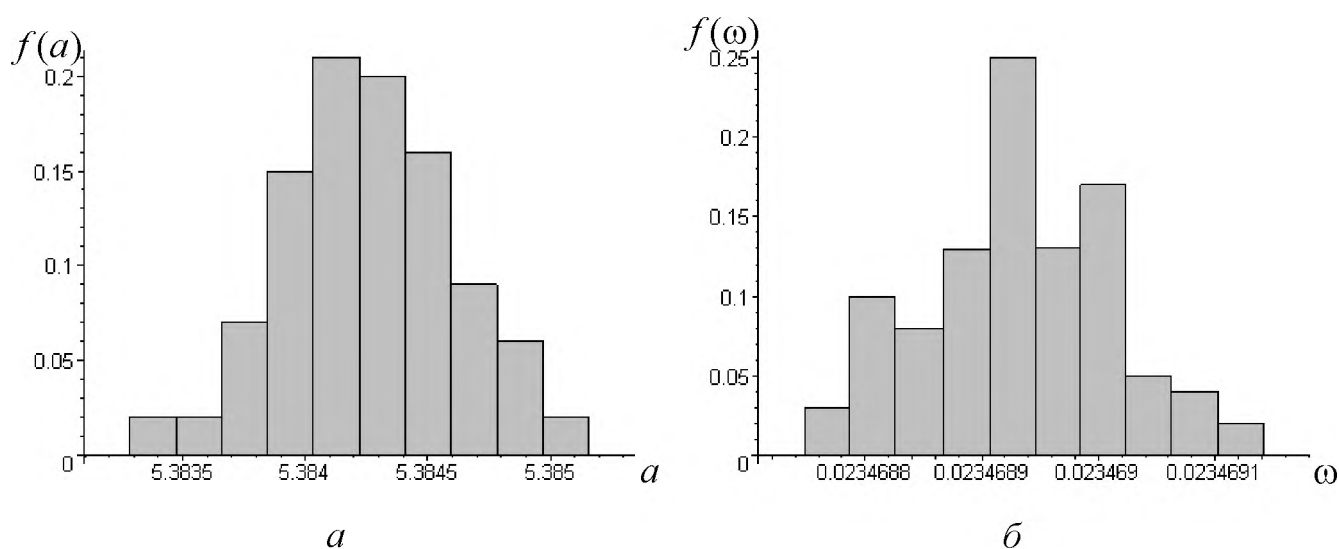
Рис.2.6. Гістограми щільності розподілу оцінок: a – МНК; b – МРП

Рис.2.7. Гістограми щільності розподілу оцінок параметрів нелінійної моделі:

 $a - a; b - \omega$

Аналіз отриманих результатів дозволяє сформулювати такі висновки. Застосування запропонованого методу побудови нелінійних моделей забезпечує отримання незміщених, ефективних оцінок з нормальним законом розподілу. Маємо факт збереження вигляду закону розподілу похибок оцінювання і властивостей МНК оцінок, незважаючи на нелінійний характер критерію наближення експериментальної і теоретичної моделей. Це пояснюється застосуванням для отримання остаточних результатів розрахунків методу ДП, який дозволяє звести до спрощеного алгебричного вигляду (2.66) нелінійну форму критерію рівних площ (2.65) і зменшити вплив розрахункових операцій на властивості отримуваних оцінок. Останнє дозволяє поширити отримані висновки на випадки застосування в запропонованому методі інших критеріїв.

Результати досліджень щодо визначення довірчої області – еліпса розсіювання похибок оцінювання параметрів нелінійної моделі для $P = 0,95$ з урахуванням їх кореляційної залежності зображено на рис.2.8 та подано такими виразами:

$$\begin{aligned} \sigma_a &= 0,000359, \quad \sigma_\omega = 0,923 \cdot 10^{-7}, \quad \rho_{a\omega} = -0,95; \\ \alpha &= 0,5 \arctg \left((2\rho_{a\omega} \sigma_a \sigma_\omega) (\sigma_a^2 \sigma_\omega^2)^{-1} \right) = -0,00024 \text{ рад}; \\ Vis_a &= \sqrt{\sigma_a^2 \cos^2 \alpha + \rho_{a\omega} \sigma_a \sigma_\omega \sin^2 \alpha + \sigma_\omega^2 \sin^2 \alpha} = 0,000359; \\ Vis_b &= \sqrt{\sigma_a^2 \sin^2 \alpha + \rho_{a\omega} \sigma_a \sigma_\omega \sin^2 \alpha + \sigma_\omega^2 \cos^2 \alpha} = 0,125 \cdot 10^{-6}, \end{aligned} \quad (2.86)$$

де α – кут повороту еліпса розсіювання похибок;

Vis_a, Vis_ω – розміри відповідних півосей довірчого еліпса.

Таким чином, запропонована методика ґрунтується на використанні МРП при наближенні експериментальних і теоретичних функцій, що забезпечує реалізацію критерію «м'якої» апроксимації для побудови нелінійних моделей. Відмітною ознакою методики є поєднання у межах розв'язання єдиної задачі побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів переважних можливостей нетейлорівських та зміщених ДП.

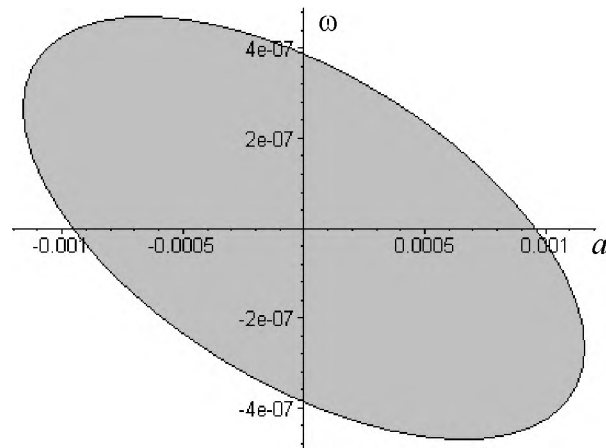


Рис.2.8. Довірчий еліпс розсіювання похибок оцінювання параметрів моделі

Ця обставина демонструє достатню універсальність розробленого методу побудови нелінійних моделей руху ДО і є розвитком математичного апарату ДП в напрямі побудови складних математичних моделей за експериментальними даними.

Висновки за другим розділом

У ході досліджень розроблено метод побудови нелінійних моделей руху ДО за експериментальними даними на базі ДП. Метод полягає у перенесенні властивостей спрощеної моделі досліджуваного процесу, отриманої шляхом оброблення експериментальної вибірки вимірних параметрів (експериментальної моделі), на складну нелінійну за параметрами теоретичну модель, яка адекватно описує досліджуваний процес і є апріорно відомою за формою. Розроблений метод ґрунтується на визначенні параметрів нелінійних моделей мінімізацією нев'язки між нею та поліноміальною моделлю за обраним критерієм у схемі ДНП. Це зумовлює зменшення впливу випадкових похибок та неадекватності поліноміальної моделі на параметри нелінійної. Запропонований метод відрізняється від відомих отриманням аналітичних нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів при обробленні експериментальних даних, що забезпечує підвищення динамічної точності отриманої моделі та її прогностичних

властивостей. З іншого боку, уведення нелінійних операцій дозволяє зменшувати кількість визначальних параметрів математичної моделі досліджуваних процесів, що зменшує випадкові похибки, спричинені похибками експериментальних даних. Розроблений метод дозволяє реалізувати нелінійне згладжування як за рекурентною схемою, так і за нагромадженою вибіркою експериментальних даних. Отримані результати доводять універсальність розробленого методу щодо використання широкого діапазону відомих статистичних алгоритмів для побудови нелінійних моделей за вимірними даними, а також можливість побудови аналітичних нелінійних моделей будь-якої складності. Наведені приклади застосування розробленого методу доводять його ефективність щодо згладжування нелінійних процесів руху КО, зміни параметрів радіотехнічних пристроїв в ІКС навігації та керування рухом.

Для забезпечення якісного застосування запропонованого методу побудови нелінійних моделей розроблено алгоритм визначення за експериментальними даними порядку кривої, що описує зміну досліджуваного процесу. Алгоритм призначено для забезпечення адекватного визначення експериментальної моделі досліджуваного процесу у формі полінома і перевірки доцільності застосування нелінійної моделі на малому інтервалі спостереження досліджуваного процесу, або правильності висунутих гіпотез про обраний її вигляд. Алгоритм базується на прийнятті рішення про порядок кривої, що описує зміну виміряного параметра за ознакою наближення до нуля похідної відповідного порядку, яка розрахована за дискретними вимірами, що характеризують досліджуваний процес. Запропонований алгоритм відзначається незначною його обчислювальною складністю та урахуванням похибок, властивих експериментальним даним. Для автоматизації розрахункових процесів із застосуванням запропонованого методу побудови нелінійних моделей розроблено основні властивості ДП для матричних операцій. Вони розширюють базові властивості ДП і спрощують процес реалізації матричних операцій.

На підставі розробленого методу побудови нелінійних моделей руху ДО за експериментальними даними з метою розширення його можливостей сформовано

низку часткових методик, у яких використано різні критерії наближення експериментальної кривої до теоретичної, зокрема: БДС, МНК і МРП.

У ході досліджень розроблено методики побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів з використанням методу БДС у схемі ДНП. Запропоновано два варіанти: для рекурентного згладжування (з використанням скалярного фільтра Калмана); для згладжування нагромадженої експериментальної вибірки (з використанням МНК). Ці методики ґрунтуються на використанні розробленого методу побудови нелінійних моделей і є розширенням його можливостей для рекурентного і нагромадженого згладжування. У разі використання БДС позитивні властивості експериментальної моделі (узгодженість за параметрами з досліджуваним процесів) та її негативні властивості (випадкові похибки її параметрів) у повному обсязі переносяться на теоретичну нелінійну модель і реалізують підхід «жорсткої» апроксимації. Крім того, метод БДС обмежує використовувану інформацію для побудови нелінійних моделей лише визначальними дискетами їх Р-спектрів і, як наслідок, призводить до обмеження точності кінцевих результатів моделювання. Однак використання БДС виправдано простотою розрахунків та можливістю для багатьох випадків аналітичного розв'язання задачі з визначення параметрів нелінійних моделей. Розрахунки показують, що запропоновані методики дають змогу отримати кращі результати розрахунку параметрів нелінійної моделі за критерієм мінімуму випадкової і методичної похибок порівняно з відомими підходами. Переваги запропонованої методики збільшуються зі збільшенням інтервалу відновлення досліджуваного процесу. Так, виграш за випадковою похибкою становить від 3 до 12% на інтервалі спостереження і від 6 до 60% за його межами. Виграш за методичною похибкою становить від 10 до 50% на інтервалі спостереження за процесом і до 70 % поза інтервалом розгляду. Отриманий виграш пояснюється ускладненням моделі досліджуваного процесу за рахунок внесення нелінійних компонент при використанні мінімальної кількості невідомих параметрів.

Розвитком розробленого методу є методика побудови нелінійних за параметрами моделей з використанням інтегральної форми МНК, що забезпечує

впровадження критеріїв «м'якого» наближення експериментальної та теоретичної моделей в схемі ДНП. Переваги застосування МНК полягають у використанні не лише визначальних, а й додаткових дискрет Р-спектрів експериментальної та теоретичної моделей, що розширює перелік можливих для застосування нелінійних функцій та підвищує динамічну точність вихідних результатів. Норма МНК за своєю суттю знижує вплив випадкових похибок експериментальної моделі на результати моделювання. Отже, застосування критеріїв «м'якої» апроксимації загалом і МНК зокрема дає змогу регулювати взаємний вплив властивостей експериментальної і теоретичної моделей в схемі ДНП. Результати розрахунків підтверджують, що використання критерію МНК для побудови нелінійних моделей забезпечує підвищення точності відтворення досліджуваного процесу порівняно з відомими підходами та критерію БДС, особливо на ділянці прогнозу.

Розроблено методику побудови нелінійних за параметрами моделей досліджуваних процесів з використанням МРП у зміщених ДНП. Ця методика є розвитком базового методу побудови нелінійних моделей щодо застосування різновидів критеріїв наближення експериментальної і теоретичної функцій, а також зміщених ДНП при обробленні експериментальних даних. Методика ґрунтується на використанні критерію МРП, що реалізує «м'яку» апроксимацію під час побудови нелінійних моделей. Методика вирізняється поєднанням позитивних властивостей нетейлорівських та зміщених ДП. Результати розрахунків показують, що використання запропонованої методики для моделювання нелінійного процесу дозволяє зменшити динамічну складову похибки його відтворення до 1% від абсолютного значення контрольованого параметра порівняно з 4% у випадку традиційного підходу. При цьому виграш у зменшенні випадкової складової похибок становить до 70%. Виграш у зменшенні динамічної похибки відтворення досліджуваного процесу пояснюється використанням нелінійної моделі для апроксимації вимірних значень, а за випадковою складовою – застосуванням зміщених ДНТ.

Таким чином, розроблені часткові методики є розширенням не лише запропонованого методу побудови нелінійних моделей, а й математичного апарату ДП щодо аналізу нелінійних систем і процесів за експериментальними даними з урахуванням переваг нетейлорівського базису та зміщених ДП. Отримані науково-прикладні результати дозволяють підвищити ефективність реалізації цільових задач в ІКС навігації та керування рухом за рахунок побудови і застосування нелінійних моделей досліджуваних процесів з використанням диференціальних перетворень.

РОЗДІЛ 3

МЕТОД ВИЗНАЧЕННЯ ПРОСТОРОВИХ КООРДИНАТ ДИНАМІЧНИХ ОБ'ЄКТІВ НА ОСНОВІ ПОРІВНЯНЬ ОРТОГОНАЛЬНИХ ВІДОБРАЖЕНЬ ТЕОРЕТИЧНОЇ ТА ЕКСПЕРИМЕНТАЛЬНОЇ МОДЕЛЕЙ ЇХ РУХУ

3.1. Методологічні засади визначення просторових координат динамічних об'єктів на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху

Для ефективного виконання навігаційних завдань шляхом забезпечення високоточного та оперативного визначення ПУ руху ДО (КА, КО) як в окремому вимірювачі, так і в БПС розроблено *метод визначення просторових координат ДО на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху* [65–66, 111; 112; 116; 117; 119; 125; 160]. Метод ґрунтується на визначенні повного вектора параметрів руху ДО через порівняння ортогональних відображень теоретичної моделі та експериментальної, отриманої у процесі оброблення часової і параметричної надмірностей вимірюваних даних. Запропонований підхід дозволяє з високими показниками точності та оперативності визначати ПУ руху ДО за умов обмеженого складу вимірюваних координат об'єкта спостереження за вибірками вимірів в однопозиційній інформаційній системі та інформаційного об'єднання вимірювачів, що працюють некогерентно у часі і просторі в єдину БПС. Останнє є характерною особливістю запропонованого методу порівняно з відомими підходами. Тут поняття *часової і просторової некогерентності* в роботі вимірювачів відображають відсутність або відносно малий розмір загальної просторової ділянки супроводу ДО, для якого визначаються координати в БПС, і відповідно відсутність єдиної часової прив'язки (синхронізації) отримуваних вимірів. Це є наслідком інформаційного об'єднання в БПС різних за своїм призначенням, складом вимірюваних параметрів і точностями їх отримання

вимірювачів. Уведене поняття часової і просторової некогерентності схематично пояснюється рис.3.1, де як вимірювачі показано дві РЛС дальнього виявлення (ДВ) та КОС з відповідними зонами огляду, через які проходить траєкторія руху КА.

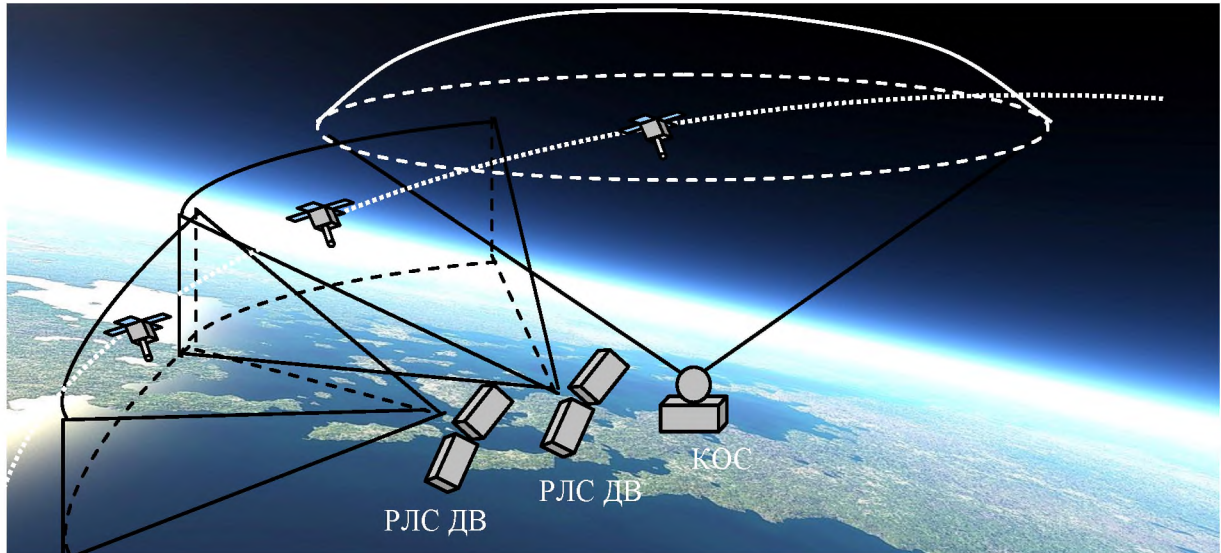


Рис. 3.1. Багатопозиційна інформаційна система з часовою і просторовою некогерентністю вимірювачів

Сутність розробленого методу пояснюється структурно-логічною схемою рис.3.2. Положення будь-якого ДО у просторі однозначно характеризується вектором шести параметрів, наприклад у ГСК,

$$\bar{b} = (x_0 \quad x_1 \quad y_0 \quad y_1 \quad z_0 \quad z_1)^T, \quad (3.1)$$

де x_0, y_0, z_0 – координати ДО;

x_1, y_1, z_1 – швидкості зміни положення ДО за відповідною координатою.

Вектор (3.1) визначається за вектором вимірних параметрів, як правило, у пунктовій системі координат (ПСК):

$$\bar{a} = (r_0 \quad r_1 \quad \varepsilon_0 \quad \varepsilon_1 \quad \beta_0 \quad \beta_1)^T, \quad (3.2)$$

де $r_0, \varepsilon_0, \beta_0$ – дальність, азимут та кут місця ДО відповідно;

$r_1, \varepsilon_1, \beta_1$ – швидкості зміни відповідних координат.



Рис. 3.2. Структурно-логічна схема методу визначення просторових координат ДО

Можливі ситуації двох типів, коли вимірюється недостатня кількість (менше за шість) параметрів, що характеризує рух об'єкта спостереження, або надмірна кількість вимірних параметрів, що характеризує процес руху ДО. Перша ситуація є наслідком використання одного вимірювача, а друга – характерна для БПС. В обох випадках у процесі спостереження за рухом ДО (супроводу цілі) формується часова надмірність експериментальних даних у вигляді набору вимірюваних параметрів руху цілі в дискретні моменти часу. За таких умов часова надмірність за обмеженого складу вимірних координат цілі використовується для непрямого визначення додаткових параметрів руху ДО, що й забезпечує високоточне визначення вектора ПУ в ГСК за вектором параметрів у ПСК. Для БПС використання параметричної і часової надмірності експериментальних даних з метою високоточного визначення вектора ПУ руху

ДО потребує зазвичай синхронізації (когерентної роботи) кожного вимірювача у часі та просторі. Зазначені особливості процесу визначення ПУ руху ДО призводять до зниження оперативності отримуваних даних, що потребує розв'язання цієї задачі таким чином.

Вектор параметрів руху ДО в ГСК за вектором виміряних координат визначається відповідно до виразу [53]

$$\bar{a} = F\bar{b}, \quad (3.3)$$

де F – узагальнена матриця переходу від вектора координат ДО в ГСК до вектора параметрів у ПСК.

З огляду на дослідження процесу руху об'єкта спостереження доцільним є розгляд не статичних параметрів, що характеризують положення цілі у просторі, – миттєвих координат, а моделей зміни їх у часі. Уведемо позначення: $A(t)$ – модель зміни координати ДО в ПСК; $B(t)$ – модель зміни координати об'єкта спостереження в ГСК. Тоді вираз (3.3) трансформується до вигляду

$$A(t) = F(B(t)). \quad (3.4)$$

Перерахунок (3.4) в аналітичній формі можливий у будь-якому випадку незалежно від складу вектора виміряних параметрів (3.2). Використання надалі залежності (3.4) для аналітичних моделей зміни координат об'єкта спостереження має низку особливостей. По-перше, це позитивні властивості узагальненої матриці F , які обумовлені ортогональними відображеннями (перетвореннями) вектора виміряних координат динамічного об'єкта до вектора ПУ. Сутність ортогональних відображень полягає у переведенні вектора з одного ортогонального евклідового простору в інший без зміни його абсолютного значення та напрямку, тобто зі збереженням основних його властивостей [100]. Таке перетворення робить можливим отримання функціональних залежностей шуканих параметрів руху ДО від виміряних координат незалежно від їх

співвідношення за складом. Саме ця особливість ортогональних відображень векторів – надання чіткого функціонального зв'язку між вимірними і тими, що визначаються, параметрами – використовуватиметься надалі для розрахунку вектора ПУ руху ДО за обмеженим складом вимірних параметрів та при об'єднанні вимірювачів у БПС. Друга особливість ортогональних відображень полягає у тому, що виразом (3.4) встановлено відповідність аналітичних моделей руху ДО у різних евклідових просторах для певного проміжку часу. Тобто не для однієї миттєвої точки у просторі, де перебуває об'єкт спостереження на заданий момент часу, а для безмежної сукупності просторових точок траєкторії його руху. Ця особливість не потребує просторової і часової когерентності щодо отримання аналітичних моделей руху ДО для їх перетворення (3.4). Достатньо лише виконати умову прив'язки на етапі формування моделей часових аргументів функцій, що їх описують до єдиного моменту часу за єдиною часовою шкалою.

Надалі необхідно сформулювати аналітичні моделі, що описують рух одного й того ж ДО, але у різних системах координат і мають відповідно різні властивості.

Аналітична модель руху ДО в ГСК формується у вигляді узагальненого диференціального рівняння m -го ступеня [183]

$$\frac{d^m B(t)}{dt^m} + \dots = f_B(t, B(t)). \quad (3.5)$$

Такий опис досліджуваного процесу надає можливість отримання досить високого ступеня адекватності результатів моделювання, але ускладнює процедуру розв'язання цільових задач через труднощі з отримання аналітичних розв'язків ДР. Ефективним методом аналітичного розв'язання диференціальних рівнянь є метод ДП [132; 133]. Застосування прямих ДП (1.2) дає змогу отримати аналітичний розв'язок (Р-модель) диференціальних рівнянь в області зображень у вигляді

$$P \left\{ \frac{d^m B(t)}{dt^m} + \dots = f_B(t, B(t)) \right\} = \left\{ \frac{(k+m)!}{k! H^m} B(k+m) + \dots = F_B(k, B(k)) \right\}, \quad (3.6)$$

де $k = 0, 1, 2, \dots$ (див. вирази (1.2), (1.3); $B(0)$; $B(1)$ – початкові умови розв’язання диференціального рівняння, зокрема нульова і перша дискрети ДС моделі зміни відповідної координати, а фактично шукані ПУ руху ДО (координата і швидкість) у ГСК.

Використовуючи обернені диференціально-тейлорівські перетворення, можна отримати аналітичний розв’язок диференціального рівняння (3.6) незалежно від ступеня його складності в часовій області у вигляді

$$B(t) = P^{-1} \{B(k)\} = \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{t}{H} \right)^k B(k). \quad (3.7)$$

Дискрети ДС моделі руху ДО в ГАСК, на підставі яких розв’язано диференціальне рівняння руху об’єкта спостереження (3.7), подано виразами

$$\begin{aligned} B(k) &= M_k [H, F_B(0, B(0)), F_B(1, B(1)), \dots, F_B(m, B(m))]; \\ B(0) &= M_0 [H, F_B(0, B(0))]; \\ B(1) &= M_1 [H, F_B(1, B(1))]; \\ &\dots, \\ B(m) &= M_m [H, F_B(m, B(m))] = M_m [H, F_B(0, 1, B(0), B(1))]. \end{aligned} \quad (3.8)$$

Особливістю розв’язання диференціального рівняння з використанням методу ДП є можливість визначення наступних дискрет його Р-спектра через попередні, тобто визначення залежності розв’язку лише від координат і швидкостей їх зміни (від шуканих параметрів – ПУ руху ДО). Розрахувавши отриману модель зміни координат ДО в ГСК (3.7) згідно з виразом (3.4) у ПСК і

застосовуючи до них ДП за тейлорівським базисом (1.2), (1.3), матимемо аналітичну модель вигляду

$$A(t) = \sum_{j=0}^L A_j t^j, \quad (3.9)$$

де

$$A_0 = F_0(x_0, y_0, z_0), \quad A_1 = F_1(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), \quad A_2 = F_2(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), \dots \quad (3.10)$$

дискрети ДС функції (3.9).

Модель (3.9), що містить у своєму складі шукані ПУ руху ДО, з високим ступенем адекватності, описує досліджуваний процес, але не пов'язана з конкретний об'єктом спостереження за своїми параметрами. Надалі називатимемо її *теоретичною моделлю*.

Початковою інформацією для визначення аналітичних моделей руху об'єкта спостереження в ПСК є вибірки дискретних значень, що характеризують зміну в часі положення цілі за обраною координатою, які отримані від визначеного вимірювача координат (часова надмірність даних)

$$\bar{a} = \{a_0, a_1, \dots, a_n\}. \quad (3.11)$$

За отриманими вибірками з використанням одного з відомих статистичних методів (МНК, ММП тощо) [99] формуються моделі, що описують рух ДО, наприклад у формі поліномів

$$\hat{A}(t) = \sum_{j=0}^L \hat{A}_j t^j, \quad (3.12)$$

де $\hat{A}_0, \hat{A}_1, \hat{A}_2, \dots$ – коефіцієнти полінома, отримані в результаті оброблення експериментальної вибірки (3.11).

Сформовані таким чином моделі називатимемо надалі *експериментальними*. Вони містять випадкові похибки, спричинені похибками експериментальних даних, але характеризують траєкторію руху конкретного ДО.

Таким чином, отримано два класи моделей руху ДО, які мають однакову фізичну сутність, але різні властивості. Модель (3.9) з параметрами (3.10) є відомою за формою, але невідомою за параметрами, якими є шукані ПУ руху ДО в ГСК (3.1). На відміну від неї, модель, що апроксимує експериментальні дані (3.12), є відомою за формою з відомими параметрами, але містить випадкові похибки і має обмеження щодо адекватності відображення досліджуваного процесу. Отже, сформовано систему моделей-аналогів, які різнобічно характеризують процес руху ДО, мають переваги і недоліки та доповнюють одна одну. Об'єднання властивостей моделей (3.9) і (3.12), у цьому випадку для розв'язання задачі високоточного та оперативного визначення ПУ руху ДО, відображують сутність системоаналогового підходу в побудові математичних моделей [8]. У цьому разі першим аналогом є теоретична модель вигляду (3.9), що отримана як розв'язок диференціального рівняння (3.5), з високим ступенем адекватності описує досліджуваний процес і не містить похибок експериментальних даних, а другим – експериментальна модель вигляду (3.12) з обмеженими можливостями щодо адекватного відображення досліджуваного процесу, що містить випадкові похибки вимірів. Поєднання цих аналогів поєднує властивості обох моделей, тобто адекватність невизначеного за параметрами першого аналога з визначеністю другого аналога з похибками. Застосування системоаналогового підходу до визначення ПУ руху ДО з використанням теоретичної та експериментальної моделей ускладнюється трансцендентними залежностями в теоретичних моделях (3.9). Тобто, з одного боку, ортогональні відображення, згідно з якими формується функціональний зв'язок між вимірними і шуканими параметрами, надають позитивні властивості, а з другого – призводять до ускладнення взаємних порівнянь отримуваних моделей-аналогів. Для спрощення процесу аналізу нелінійних залежностей пропонується застосовувати метод ДП [132]. Тоді для об'єднання властивостей аналогів (3.9) і

(3.12) у найпростішому випадку доцільно скористатись методом БДС у схемі ДНП (1.4) [134], хоча можна також використовувати і будь-які інші методи наближення моделей (див. розділ 2).

Відповідно до методу БДС сформовано систему рівнянь

$$P\{A(t)\}_i^* \Rightarrow A(k) = \hat{A}(k) \Leftarrow P\{\hat{A}(t)\}_i^*, \quad (3.13)$$

або в розширеному вигляді

$$\begin{cases} A(0) = \hat{A}(0), \\ A(1) = \hat{A}(1), \\ \dots\dots\dots \end{cases} \quad (3.14)$$

Отримана у такий спосіб система рівнянь дає змогу визначати вектор ПУ руху ДО за вимірними параметрами, що характеризують його траєкторію з використанням одного інформаційного засобу. Сформована система рівнянь реалізує системоаналоговий підхід до дослідження складних систем і процесів методом моделювання, ґрунтується на врахуванні часової надмірності вимірів на етапі отримання експериментальних моделей та на використанні властивостей ортогональних перетворень. Склад системи рівнянь (3.13), (3.14), спосіб її формування, розв'язання та обмеження щодо використання визначаються складом вимірюваних параметрів, що буде показано нижче під час розв'язання конкретних задач з використанням запропонованого методу.

Наведена послідовність дій дозволяє визначати ПУ руху ДО з обмеженим складом вимірних параметрів з урахуванням часової надмірності експериментальних даних. У разі використання БПС маємо сукупність частинних систем вигляду (3.13), тобто

$$P\{A_i(t)\}_i^* \Rightarrow A_i(k) = \hat{A}_i(k) \Leftarrow P\{\hat{A}_i(t)\}_i^*, \quad i = 1..d, \quad (3.15)$$

за кількістю вимірювачів d .

Тоді вектор ПУ руху ДО визначається за даними від декількох вимірювачів у БПВС шляхом розв'язання розширеної системи рівнянь

$$\begin{cases} A_1(0) = \hat{A}_1(0), A_2(0) = \hat{A}_2(0), \dots, A_d(0) = \hat{A}_d(0); \\ A_1(1) = \hat{A}_1(1), A_2(1) = \hat{A}_2(1), \dots, A_d(1) = \hat{A}_d(1), \\ \dots\dots\dots \end{cases} \quad (3.16)$$

У сформованій системі рівнянь (3.15) враховано як параметричну, так і часову надмірність вимірюваних даних про параметри руху ДО. Інформаційне об'єднання вимірювачів в єдину БПС з використанням систем (3.15), (3.16) не критичне до вимоги когерентності їх роботи у часі і просторі, оскільки процес об'єднання здійснюється на рівні моделей руху об'єкта спостереження. У цьому випадку достатньо аргументи експериментальних моделей (3.12) узгодити з єдиним моментом часу на етапі застосування статистичного алгоритму згладжування експериментальних даних. Тоді вектор ПУ руху ДО в ГСК (шукані параметри в системі (3.15)) буде однаковий для всіх, об'єднаних в єдину інформаційну систему, вимірювачів.

Таким чином, наведена послідовність дій відображає сутність розробленого методу визначення просторових координат ДО за обмеженого та надмірного складу вимірюваних параметрів, отриманих від некогерентних у часі вимірювачів. Метод ґрунтується на використанні властивостей ортогональних відображень моделей у схемі системоаналогового моделювання і дає змогу об'єднувати некогерентні в часі та просторі інформаційні потоки. Це підвищує точність визначення координат (ПУ руху) об'єкта спостереження за рахунок збільшення обсягу аналізованої експериментальної інформації. У подальших підрозділах наведено приклади застосування розробленого методу за різним складом вимірюваної інформації та отримані при цьому методики й алгоритми.

3.2. Методика визначення параметрів руху динамічних об'єктів у багатопозиційних інформаційних системах за умов некогерентної роботи вимірювачів

Можливості розробленого методу визначення координат ДО демонструються на прикладі інформаційного об'єднання некогерентних за часом функціонування та в просторі вимірювачів параметрів руху КО в БПС [64; 112; 116; 119]. Положення КО на орбіті для різномісних вимірювачів (РЛС, КОС, КВС) характеризуватиметься різними за складом векторами виміряних параметрів у пунктової (радіолокаційній) системі координат (РЛСК)

$$\bar{a}_i = |A_i|^T, i = 1..d, \quad (3.17)$$

де d – кількість вимірювачів у БПС;

A_i – характеризує сукупність виміряних в i -му вимірювачі параметри траєкторії руху КО (див. вираз (3.2)).

При цьому у процесі супроводу КО формується вибірка вимірів кожної його координати (часова надмірність даних – параметрів вектора (3.17)). Положення того ж об'єкта спостереження у ГАСК характеризується вектором параметрів (3.1). Тоді для кожного вимірювача маємо

$$\bar{b}_i = |B_i|^T, i = 1..d, \quad (3.18)$$

де \bar{b}_i – вектор координат КО в ГАСК для i -го вимірювача;

B_i – сукупність координат КО в ГАСК (див вираз (3.1)) для вимірювача з номером i .

Перехід від координат КО в РЛСК до координат у ГАСК (реалізація розрахунків виразу (3.4)) здійснюється згідно зі схемою рис.3.3 [6].

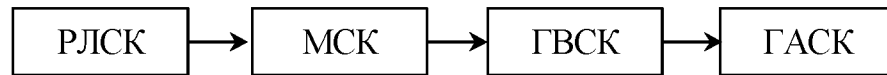


Рис.3.3. Схема розрахунку координат КО

На схемі позначено: МСК – місцева система координат; ГВСК – геоцентрична відносна система координат. Уведемо також позначення: $A_i(t)$ – модель зміни координат КО в РЛСК відносно i -го вимірювача; $B_i(t)$ – модель зміни координат об’єкта спостереження в ГАСК для i -го вимірювача. Тоді вираз (3.4) матиме вигляд

$$A_i(t) = f_i(B_i(t)), \quad (3.19)$$

де f_i характеризує розрахунки для кожного i -го вимірювача (ортогональні відображення вектора координат КО з ПСК у ГСК) показані у вигляді схеми рис.3.3.

Далі формуються аналітичні моделі функцій $A_i(t)$ і $B_i(t)$. Для формування моделі $B_i(t)$ (теоретичної моделі зміни параметрів руху ДО) слід конкретизувати вигляд диференціального рівняння (3.5). Опис траєкторії руху КО виконаємо за моделлю незбуреного орбітального руху, що допустимо для малого відносно періоду обертання часу спостереження об’єкта (що характерно для супроводу КО в РЛС ДВ) [4; 6]. Незбурений рух КО в центральному полі тяжіння Землі описується диференціальним рівнянням

$$\ddot{\bar{B}}_i(t) + \frac{K_3 \bar{B}_i(t)}{r^3(t)} = 0, \quad (3.20)$$

де $K_3 = 3,986 \cdot 10^{14} \text{ м}^3/\text{с}^3$ – гравітаційна стала Землі;

$B_i(t)$ – модель зміни обраної координати КО в ГАСК;

$r = \sqrt{x_0^2 + y_0^2 + z_0^2}$ – радіус-вектор, що з'єднує центр ГАСК з центром мас КО на орбіті.

Для отримання *теоретичної моделі*, що характеризує зміну координат КО в ГАСК, необхідно розв'язати нелінійне диференціальне рівняння (3.20), для чого застосовуватиметься математичний апарат ДП [132]. Згідно з прямими (1.2) та оберненими (1.3) ДП відповідно до загальних формул (3.6) – (3.8) розв'язання диференціального рівняння (3.20), обмежуючись шістьма дискретами його Р-спектра для координати КО і її похідної, матиме вигляд:

$$\begin{aligned}
 B(t) &= B_0 + B_1 t - \frac{K_3}{2!r^3} B_0 t^2 - \\
 &\quad - \frac{K_3}{3!r^3} B_1 t^3 + \frac{K_3^2}{4!r^6} B_0 t^4 + \frac{K_3^2}{5!r^6} B_1 t^5; \\
 \dot{B}(t) &= B_1 - \frac{K_3}{r^3} B_0 t - \frac{K_3}{2!r^3} B_1 t^2 + \\
 &\quad + \frac{K_3^2}{3!r^6} B_0 t^3 + \frac{K_3^2}{4!r^6} B_1 t^4 - \frac{K_3^3}{5!r^9} B_0 t^5,
 \end{aligned}
 \tag{3.21}$$

де B_0, B_1 – координати і швидкості зміни положення КО в ГАСК, які є шуканими ПУ руху об'єкта спостереження. Для спрощення позначень у моделях (3.21) індекс i (номер вимірювача) випущений. При цьому вигляд моделей (3.21) у загальному випадку буде однаковий для всіх координат КО в ГАСК і для кожного i -го вимірювача.

Виконуючи розрахунок розв'язків (3.21) згідно з виразом (3.19) у РЛСК і застосовуючи до них ДП (1.2), (1.3) з тейлорівським базисом, отримаємо конкретизовану формулу (3.9) – шукані теоретичні моделі у вигляді

$$A_i(t) = A_{0i} + A_{1i}t + A_{2i}t^2 + \dots,
 \tag{3.22}$$

де ДС моделі руху КО в області зображень має вигляд

$$A_{0i} = f_{0i}(x_0, y_0, z_0), A_{1i} = f_{1i}(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), A_{2i} = f_{2i}(x_0, x_1, y_0, y_1, z_i, z_i), \dots \quad (3.23)$$

Таким чином, отримана сукупність аналітичних моделей, що описують зміну параметрів руху КО в ГАСК (3.21) з розрахунком їх у РЛСК (3.22) для декількох вимірювачів $i=1..d$. У моделях (3.22) завдяки властивостям ортогональних відображень (3.19) встановлено аналітичний зв'язок між шуканими і вимірюваними параметрами, які характеризують орбіту КО (див. параметри у виразах (3.23)).

Експериментальні моделі зміни координат КО в РЛСК можуть бути отримані як поліноми, що апроксимують часову надмірність,

$$\widehat{A}_i(t) = \widehat{A}_{0i} + \widehat{A}_{1i}t + \widehat{A}_{2i}t^2 + \dots, \quad (3.24)$$

де $\widehat{A}_{0i}, \widehat{A}_{1i}, \widehat{A}_{2i}, \dots$ – коефіцієнти, отримані в результаті оброблення вибірки вимірювань параметрів траєкторії руху КО в РЛСК від i -го вимірювача із застосуванням класичного МНК [137].

Будь-який процес об'єднання інформації від декількох вимірювачів потребує синхронізації (когерентності) їх роботи. Інакше кажучи, простіше об'єднувати дані про параметри руху ДО (у цьому випадку КО), якщо його координати у кожному інформаційному засобі вимірюються в один і той самий жорстко синхронізований момент часу. У цьому разі формується просторовий багатокутник, який геометрично пов'язує вимірювані координати і ті параметри руху КО, що підлягають визначенню. Проте для вирішуваного завдання припускається, що параметри траєкторії руху КО вимірюються некогерентними за часом функціонування різнотипними вимірювачами. У цьому випадку враховувати зазначені особливості можна на етапі формування експериментальних моделей (3.12). Тоді інформаційна «синхронізація» вимірювачів здійснюється через узгодження аргумента апроксимуючої функції (3.24) з єдиним моментом часу за часовою шкалою, наприклад системою єдиного

часу (СЄЧ) на етапі використання МНК. На практиці така операція реалізується шляхом перенесення нуля сітки вимірювань МНК на необхідний часовий інтервал. У цьому випадку вектор параметрів КО в ГАСК (3.18) (шукані ПУ руху об'єкта спостереження) для моменту часу t_c (див. рис.3.4) буде однаковий для кожного вимірювача, що забезпечує можливість сумісного оброблення отриманої від них координатної інформації.

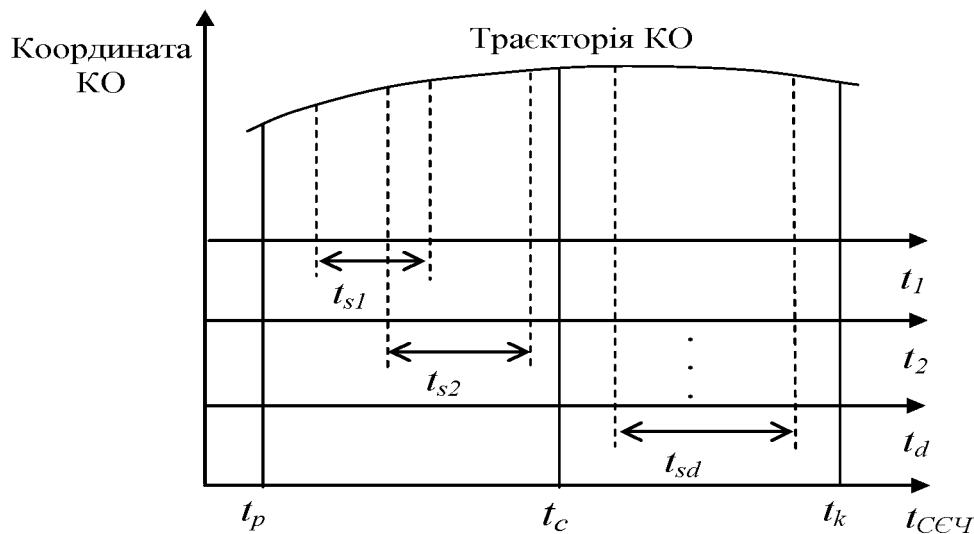


Рис.3.4. Часова діаграма узгодження вимірів з моментом часу t_c :

$t_{s1}, t_{s2}, \dots, t_{sd}$ – інтервал супроводження КО i -м вимірювачем; $t_p \dots t_k$ – загальний інтервал спостереження за КО; t_1, t_2, \dots, t_d – внутрішня часова шкала для i -го вимірювача; t_c – час синхронізації згідно зі шкалою СЄЧ – $t_{СЄЧ}$

Для визначення шуканих ПУ руху КО надалі слід об'єднати властивості теоретичної (3.22) та експериментальної (3.24) моделей шляхом формування системи рівнянь вигляду (3.13) з подальшим визначенням (за умов БПС) системи вигляду (3.15). Для уніфікації процесу формування такої системи необхідно мати початкові передумови, пов'язані з її характеристикою (система рівнянь є визначеною, невизначеною або перевизначеною) [80; 100; 170]. У цьому випадку показовим є параметр системи. Параметром L системи (3.13) та (або) (3.15)

називатимемо відношення кількості параметрів траєкторії КО в ГАСК n , що підлягають розрахунку до кількості вимірних координат в РЛСК m :

$$L = \frac{n}{m}. \quad (3.25)$$

Параметр системи характеризує:

існування розв'язку системи (якщо $1 \leq L \leq 3$, система є визначеною і має єдиний розв'язок; якщо $L < 1$, система є перевизначеною; якщо $L > 3$, система – невизначена і може не мати розв'язку взагалі або мати множину розв'язків);

кількість дискрет диференціального спектра моделей (3.7), (3.9), що підлягають визначенню, коли $1 \leq L \leq 3$.

кількість мінімально необхідних коефіцієнтів апроксимуючого полінома (3.12), коли $1 \leq L \leq 3$.

Невизначеність системи вигляду (3.13) та (або) (3.15) свідчить про необхідність залучення додаткової інформації про параметри руху КО для визначення заданого складу шуканих параметрів n . Коридор значень параметра системи $1 \leq L \leq 3$ свідчить про визначення запропонованим підходом параметрів руху ДО за обмеженим складом вимірюваних параметрів (за даними як від одного, так і від декількох вимірювачів).

Якщо параметр системи набуває значення $L < 1$, то система (3.13) та (або) (3.15) є перевизначеною. Причиною цього є параметрична надмірність у вимірюваних параметрах траєкторії руху КО, зумовлена, як правило, комплексуванням інформації від декількох вимірювачів. У разі перевизначеної системи рівнянь (3.15) кількість дискрет Р-спектра моделей (3.7), (3.9), що підлягають розрахунку і мінімально необхідна кількість коефіцієнтів апроксимуючого полінома (3.12) визначаються складом вимірюваних параметрів і вимогою адекватного поліноміального згладжування вибірок вимірів. Так, наприклад, якщо вимірюються вибірки координат дальності до КО, швидкість її зміни і прискорення, то для їх використання в системі (3.15) моделі (3.7), (3.9)

мають містити не менше трьох дискрет, а поліном (3.12) бути не нижчим за другий порядок.

Для реалізації процесу визначення параметрів траєкторії руху КО за інформацією від декількох вимірювачів у разі перевизначеної системи рівнянь (3.15) пропонується застосовувати один з двох способів. Перший з них ґрунтується на використанні класичних підходів до розв'язання перевизначених систем рівнянь, наприклад, МНК [100]. Тоді на підставі системи рівнянь (3.16) згідно з МНК формується функціонал вигляду

$$S(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1) = (\hat{A}_{01} - A_{01})^2 + (\hat{A}_{11} - A_{11})^2 + (\hat{A}_{21} - A_{21})^2 + \dots + \\ + (\hat{A}_{02} - A_{02})^2 + (\hat{A}_{12} - A_{12})^2 + (\hat{A}_{22} - A_{22})^2 + \dots + (\hat{A}_{0d} - A_{0d})^2 + \\ + (\hat{A}_{1d} - A_{1d})^2 + (\hat{A}_{2d} - A_{2d})^2 + \dots \quad (3.26)$$

З використанням функціонала (3.26) формується система рівнянь для визначення шуканих параметрів траєкторії руху КО (вектора (3.1)):

$$\frac{\partial S(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1)}{\partial x_0, \partial x_1, \partial y_0, \partial y_1, \partial z_0, \partial z_1} = 0. \quad (3.27)$$

Розв'язком системи (3.27) є ПУ руху КО в ГАСК, отримані з урахуванням параметричної і часової надмірності експериментальних даних.

Другий спосіб пошуку параметрів траєкторії руху КО в ГАСК при отриманні перевизначеної системи рівнянь (3.15) полягає у зведенні її до визначеного вигляду вилученням із використання тих з вимірюваних параметрів, які найбільше впливають на зниження точності розрахунку ПУ руху ДО. Вимірювані параметри слід вилучати як у межах одного вимірювача координат КО, так і для системи вимірювачів, залишаючи найточніші у випадку дубляжу вимірюваних координат. Реалізувати процедуру вилучення вимірюваних параметрів пропонується таким чином. Для відомої сукупності вимірюваних параметрів формуються комбінації складу початкових даних для визначення параметрів

траєкторії руху КО в ГАСК. При цьому не допускається використовувати варіанти, за яких параметр системи $L > 3$ (система є невизначеною). Далі для сформованих комбінацій виконується розрахунок кореляційних матриць похибок (КМП) визначення вектора \bar{b} за вектором \bar{a} згідно з виразом [46; 128]:

$$R_{\bar{b}l} = JR_{\bar{a}l}J^T, l = 1..k, \quad (3.28)$$

де J – матриця Якобі, що характеризує перетворення (3.4) [46];

l – кількість сформованих комбінацій складу початкових даних для їх аналізу;

$R_{\bar{a}l}$ – діагональна КМП, що складена з дисперсій похибок вимірювання компонент вектора \bar{a} і характеризує потенційну точність i -го вимірювача.

Для формування матриці $R_{\bar{a}l}$ значення похибок визначення параметрів траєкторії КО, що не вимірюються в i -му вимірювачі, припускаються нульовими. Надалі реалізується формування узагальненого показника похибок визначення параметрів вектора \bar{b} – σ_{sl} у вигляді суми СКВ похибок визначення координат КО в ГАСК – $\sigma_{z_1}, \sigma_{x_0}, \sigma_{x_1}, \sigma_{y_0}, \sigma_{y_1}, \sigma_{z_0}$, що є діагональними елементами матриці $R_{\bar{a}l}$. Оптимальна комбінація початкових даних вибирається за критерієм мінімуму узагальненої похибки

$$\sigma_{sl} = \sigma_{x_0} + \sigma_{x_1} + \sigma_{y_0} + \sigma_{y_1} + \sigma_{z_0} + \sigma_{z_1} \rightarrow \min. \quad (3.29)$$

Використання критерію (3.29) обумовлено таким. В основу запропонованого методу визначення просторових координат ДО шляхом складання і розв'язання системи рівнянь (3.13) або (3.15) покладено властивість ортогональних відображень моделей руху об'єкта спостереження в різних системах координат [46; 53; 100]. Ортогональне відображення моделей в цьому випадку забезпечується використанням виразу (3.4), що дозволяє отримати функціональну залежність параметрів руху КО в РЛСК від параметрів цього ж

процесу, але в ГАСК (шуканих параметрів). Тоді, якщо вибірки вимірів за кожним параметром, що характеризує траєкторію руху цілі в РЛСК, обробляються окремо з використанням одного й того ж статистичного алгоритму згладжування (наприклад, МНК), то саме перетворення (3.4) є визначальним чинником взаємовпливу похибок початкових даних на результати пошуку параметрів траєкторії руху КО в ГАСК.

Вибір для використання одного із запропонованих підходів для реалізації процесу розрахунку параметрів траєкторії руху КО при отриманні перевизначеної системи вигляду (3.13) і (3.15) визначається типом розв'язуваної задачі, вимогами до оперативності й точності виконуваних розрахунків.

Для демонстрації порядку вилучення зі складу вимірюваної інформації параметрів траєкторії руху КО був розглянутий розрахунковий приклад. Нехай під час супроводу КО в РЛС отримано вибірки координат чотирьох параметрів: дальності r_0 , кута місця, β_0 азимута ε_0 і швидкості зміни дальності r_1 . Середньоквадратичні відхилення похибки вимірювання відповідних параметрів становлять: $\sigma_{r_0} = 0,1$ км, $\sigma_{\beta_0} = 0,025$ рад, $\sigma_{\varepsilon_0} = 0,005$ рад, $\sigma_{r_1} = 0,01$ км/с. За вимірними даними передбачається визначити координати КО в ГАСК x_0, y_0, z_0 шляхом формування і розв'язання системи рівнянь вигляду (3.13). Розрахунки показали, що для заданого складу вимірних параметрів руху КО і координат, що підлягають визначенню, система рівнянь вигляду (3.13) буде перевизначена ($L = 0,6$). Необхідно прийняти рішення щодо вилучення вимірюваних параметрів траєкторії руху КО для отримання визначеної системи рівнянь вигляду (3.13). Перш за все формуються комбінації складу початкових даних, вилучаючи для спрощення лише один параметр, що вже забезпечує отримання визначеної системи ($L = 1$). Дані комбінації наведено в табл.3.1. Знаком «плюс» позначено використовуваний, а знаком «мінус» – невикористовуваний для визначення координат КО в ГАСК вимірний параметр.

Таблиця 3.1

Комбінації початкових даних

Розрахунковий варіант	r_0	β_0	ε_0	r_1
1	+	+	+	+
2	-	+	+	+
3	+	-	+	+
4	+	+	-	+
5	+	+	+	-

Результати розрахунків узагальненої похибки σ_{sl} з використанням виразів (3.28), (3.29) наведено в табл.3.2.

Таблиця 3.2

Результати розрахунків

СКВ	Розрахунковий варіант				
	1	2	3	4	5
σ_{sl}	7,170	7,167	1,305	7,00	7,169

За мінімальним значенням параметра σ_{sl} визначається найбільш переважний для отримання системи рівнянь (3.13) склад початкових даних третього варіанта, тобто з вилученням вимірів кута місця КО. Таке рішення є обумовленим, оскільки параметром з найбільшою похибкою вимірювання є кут місця КО. Обумовленість отриманого рішення свідчить про дієвість запропонованого підходу.

Виходячи з викладеного, можна сформулювати *методику визначення параметрів руху ДО в БПС за умов некогерентної роботи вимірювачів*, що включає етапи:

1) формування сегмента початкових даних – вибірок вимірів координат ДО у РЛСК, отриманих від $i = 1..d$ вимірювачів;

2) розрахунок параметра системи згідно з виразом (3.25) і прийняття рішення про тип формованої системи рівнянь вигляду (3.15) (невизначена, визначена або перевизначена);

3) вироблення рішення про кількість дискрет диференціального спектра моделей (3.7), (3.9) і порядку згладжувального полінома (3.12);

4) формування системи рівнянь вигляду (3.15);

5) розв'язання системи рівнянь вигляду (3.15) щодо шуканих параметрів траєкторії ДО в ГАСК з урахуванням виду системи – визначена, перевизначена.

Таким чином, на підставі розробленого *методу визначення просторових координат ДО на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху* сформовано методику, яка дозволяє визначати ПУ руху ДО за інформаційного об'єднання даних від декількох некогерентних у часі функціонування і просторі різнотипних вимірювачів. Надалі буде показано ефективність розробленої методики на конкретних прикладах високоточного й оперативного визначення параметрів траєкторії руху ДО в БПС.

3.2.1. Алгоритм визначення параметрів орбіт космічних апаратів системою некогерентних доплерівських вимірювачів

Вирішення завдань навігації КА покладено на мережу наземних пунктів, обладнаних радіотехнічними вимірювальними системами, засобами приймання даних і передавання команд керування. Ці пункти є елементами наземних КВС, які забезпечують планування застосування та керування КА, і являє собою складну, вартісну радіотехнічну систему. Зважаючи на це, а також на територіальні розміри держави, в Україні прийнято стратегію однопунктної системи керування КА. Існуючі КВС визначають параметри орбіт КА за оцінкою одного параметра – радіальної швидкості, що розраховується за результатами вимірювання частоти Доплера сигналів об'єкта спостереження, та подальшим розв'язанням багатоточкової крайової задачі з використанням МНК. При застосуванні одного вимірювального пункту політ КА спостерігається на короткому часовому інтервалі, що зумовлює незначну чином зміну частинних похідних вимірюваних координат. Наслідком цього є незадовільна визначеність матриць, що використовуються для розв'язання крайової задачі. Тому для

знаходження її розв'язку і забезпечення високої точності остаточного результату нагромаджується вимірювальна інформація за декілька проходів КА через зону радіовидимості КВС. Це значно знижує оперативність отримання вихідної інформації і вносить додаткові похибки, зумовлені еволюцією орбіти. Один зі способів оперативного й точного визначення параметрів орбіт КА в КВС полягає у створенні багатопозиційної системи вимірювачів для безпосередньо керування апаратами за допомогою однопунктного КВС. За таких умов інформаційне об'єднання КВС в єдину БПС буде здійснюватись для довільного взаємного розміщення у просторі інтервалів супроводу і некогерентних у часі моментів виміру параметрів руху цілі. Таке завдання буде реалізовуватися згідно з розробленим *методом визначення просторових координат ДО на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху* до запропонованої *методики визначення параметрів руху ДО в БПС за умов некогерентної роботи вимірювачів*, що є конкретним практичним прикладом їх застосування [64].

Нехай за результатами функціонування декількох некогерентних доплерівських вимірювачів отримано вибірки радіальних швидкостей руху КА, розраховані за відповідними виміряними масивами доплерівських частот

$$\dot{r}_1 = \{\dot{r}_{11}, \dot{r}_{21}, \dots, \dot{r}_{n1}\}, \dot{r}_2 = \{\dot{r}_{12}, \dot{r}_{22}, \dots, \dot{r}_{n2}\}, \dots, \dot{r}_i = \{\dot{r}_{1i}, \dot{r}_{2i}, \dots, \dot{r}_{ni}\}, i = \overline{1, d}, \quad (3.30)$$

де d – кількість доплерівських вимірювачів у системі;

n – кількість вимірів у вибірці для кожного вимірювача, яка може бути неоднаковою.

Необхідно за вибірками (3.30) визначити шестивимірний (повний) вектор параметрів траєкторії руху КА \bar{b} (3.1) у ГАСК.

Згідно із рівнянням (3.19) можна записати

2) формування згідно з МНК моделей (3.32) і визначення L дискрет їх Р-спектрів;

3) розрахунок L дискрет розв'язку (3.33) диференціального рівняння (3.20), формування моделей (3.34) та визначення L дискрет їх Р-спектрів;

4) формування системи рівнянь відповідно до виразів (3.36) і визначення її коренів, що характеризують ПУ руху КА в ГАСК.

Ефективність розробленого алгоритму досліджувалась методом математичного моделювання. Розглядалась великобазова система з трьох однотипних доплерівських вимірювачів, які мають такі технічні характеристики: темп оновлення інформації $\Delta t = 4$ с, довжину хвилі сигналу КА $\lambda = 1,5$ м; похибку визначення радіальної швидкості за вимірюною частотою Доплера $\sigma_{\dot{r}} = 5 \cdot 10^{-5}$ км/с. Для моделювання було взято траєкторію польоту КА типу «Січ». Результати математичного моделювання наведено в табл.3.3, у якій: \bar{b} – компоненти вектора координат КА в ГАСК; \bar{b}_e – вектор еталонних координат КА; \bar{b}_0 – вектор координат КА в ГАСК, розрахований за запропонованим алгоритмом і без випадкових похибок виміру; \hat{b} – вектор оцінок координат КА, отриманий за наявності випадкових похибок відповідно до розробленого підходу; $\sigma_{\hat{b}}$ – СКВ похибок розрахунку компонент вектора \hat{b} .

Таблиця 3.3

Результати розрахунків

\bar{b}	\bar{b}_e	\bar{b}_0	\hat{b}	$\sigma_{\hat{b}}$
x_0	6942,3725	6942,3726	6942,2657	0,38555
x_1	-1,9633	-1,9633	-1,9633	0,00022
y_0	1990,5652	1990,5648	1990,5432	0,41504
y_1	-0,6527	-0,6527	-0,6527	0,00030
z_0	4986,0365	4986,0364	4986,0375	0,148277
z_1	6,1238	6,1238	6,1238	0,00031

Результати досліджень показують, що запропонований алгоритм дозволяє виконувати оперативно (у межах одного сеансу спостереження) і з високою точністю розрахунки параметрів траєкторії КА за сукупною інформацією від декількох доплерівських вимірювачів. При цьому досягнення аналогічних точнісних характеристик визначення ПУ руху КА за однопунктною технологією потребує нагромадження вимірів за декілька прольотів КА через зону радіовидимості КВС. Таким чином, можна організувати процес керування КА шляхом визначення ПУ його руху в БПС, а безпосереднє керування – однопунктною КВС. Особливістю такої БПС є її некогерентність у часі та просторі, що не потребує технічної синхронізації вимірів і дає змогу використати переваги великих баз. Отримані результати розрахунків доводять дієвість та ефективність розробленої методики визначення параметрів руху ДО в БПС за умов некогерентної роботи вимірювачів та побудованого на її базі алгоритму. Отже, запропонований метод *визначення просторових координат ДО на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху* забезпечує оперативне і точне визначення ПУ руху КО при об'єднанні некогерентних за часом функціонування та у просторі вимірювачів.

3.3. Методика визначення параметрів руху динамічних об'єктів в однопозиційній інформаційній системі за обмеженого складу вимірюваних координат

Для оперативного і високоточного визначення ПУ руху ДО за обмеженого складу вимірюваних координат та розширення можливостей запропонованого методу розроблено *методику визначення параметрів руху ДО в однопозиційній інформаційній системі*, розгляду сутності якої присвячено матеріал цього підрозділу [66].

Визначення координат КО за обмеженим складом вимірюваних параметрів полягає в обчисленні вектора його ПУ руху в ГСК (ГАСК) вигляду (3.1) у разі неповного (меншого за шість) вектора вимірюваних координат у ПСК (РЛСК).

Вважаються наявними вибірки вимірних координат КО в РЛСК (часова надмірність даних (3.11)). При цьому не передбачається можливість залучення для реалізації процесу визначення ПУ руху КО додаткових вимірювачів параметрів руху об'єкта спостереження. Задачу розв'язуватимемо у відповідності до положень розробленого методу визначення просторових координат ДО на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху.

Для опису траєкторії руху КО на орбіті скористаємося моделлю незбуреного руху (3.20). Розв'язок диференціального рівняння (*теоретична модель руху КО*) для кожної координати об'єкта спостереження згідно з виразом (3.7) матиме вигляд, поданий виразами (3.33).

Нехай обрану вимірну координату в РЛСК позначено як $r(t)$, тоді згідно з рівнянням (3.4) можна завжди визначити залежність

$$r(t) = f(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1). \quad (3.37)$$

Тут $f(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1)$ характеризує послідовність перетворення координат із ГАСК у РЛСК відповідно до схеми рис.3.3. Функціональна залежність вигляду (3.37) надто ускладнюється розрахунками: місцева (топоцентрична) система координат – РЛСК, що має вигляд [53; 66]

$$\left\{ \begin{array}{l} r_0 = \sqrt{x_{m0}^2 + y_{m0}^2 + z_{m0}^2}; \beta_0 = \arcsin\left(\frac{y_{m0}}{r_0}\right); \\ \varepsilon_0 = \arctg\left(\frac{z_{m0}}{x_{m0}}\right); r_1 = \frac{x_{m0}x_{m1} + y_{m0}y_{m1} + z_{m0}z_{m1}}{r_0}; \\ \beta_1 = \frac{y_{m1}r_0 - y_{m0}r_1}{r_0^2 \sqrt{1 - \left(\frac{y_{m0}}{r_0}\right)^2}}; \varepsilon_1 = \frac{z_{m1}x_{m0} - x_{m1}z_{m0}}{x_{m0}^2 \left(1 - \frac{z_{m0}}{z_{m0}}\right)^2}, \end{array} \right. \quad (3.38)$$

де $x_{m0}, y_{m0}, z_{m0}, x_{m1}, y_{m1}, z_{m1}$ – координати і швидкості зміни координат КО відповідно в МСК.

Для спрощення залежності (3.37) з огляду на те, що координати КО в РЛСК є числовими значеннями (вимірами), перенесемо радикали й обернені тригонометричні функції в ліву частину виразів (3.38):

$$\left\{ \begin{array}{l} r_0^2 = x_{m0}^2 + y_{m0}^2 + z_{m0}^2; \quad \frac{\sin \beta_0}{r_0} = \frac{y_{m0}}{r_0^2}; \\ \operatorname{tg} \varepsilon_0 = \frac{z_{m0}}{x_{m0}}; \quad r_0 r_1 = x_{m0} x_{m1} + y_{m0} y_{m1} + z_{m0} z_{m1}; \\ \frac{r_0 \beta_1 \cos \beta_0 - r_1 \sin \beta_0}{r_0^2} = \frac{y_1 r_0^2 - 2 y_0 r_1}{r_0^4}; \\ \frac{\varepsilon_1}{\cos^2 \varepsilon_0} = \frac{z_{m1} x_{m0} - x_{m1} z_{m0}}{x_{m0}^2}. \end{array} \right. \quad (3.39)$$

Застосувавши пряме й обернене диференціально-тейлорівське перетворення до залежності (3.37), дістанемо узагальнений вираз

$$r_f(t) = \sum_{l=0}^k r_l t^l, \quad (3.40)$$

де

$$r_0 = f_{r_0}(x_0, y_0, z_0), r_1 = f_{r_1}(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), r_2 = f_{r_2}(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), \dots - \quad (3.41)$$

дискрети ДС залежності (3.37).

Сформувати *експериментальну модель* зміни координати КО в РЛСК можна шляхом оброблення часової надмірності вимірюваних даних, наприклад згідно з МНК. Тоді матимемо апроксимуючий поліном – експериментальну модель досліджуваного процесу

$$r_p(t) = \sum_{i=0}^k C_{ri} t^i, \quad (3.42)$$

де C_{ri} – коефіцієнти апроксимуючого полінома, узгоджені з експериментальними даними.

З урахуванням уведених позначень відповідно до системи рівнянь (3.13) теоретичну $r_f(t)$ та експериментальну $r_p(t)$ моделі об'єднаємо за рівністю

$$P\{r_f(t)\}_{r^*} = P\{r_p(t)\}_{r^*}, \quad (3.43)$$

яка виконуватиметься у разі визначення компонент вектора \bar{b} (ПУ руху КО) такими, що є розв'язком системи рівнянь, сформованої за методом БДС моделей (3.40), (3.41) і (3.42):

$$\begin{cases} r_0 - C_{r0} = 0, r_1 - C_{r1} = 0; \\ r_2 - C_{r2} = 0, \dots, r_k - C_{rk} = 0. \end{cases} \quad (3.44)$$

Складний трансцендентний характер рівнянь, що входять до (3.43), (3.44), зумовлює пошук її коренів з використанням одного з відомих числових методів [145]. Як початкове наближення для числових методів слід використовувати апріорні дані про параметри траєкторій відомих типів і класів КО або грубі значення координат цілі в ГАСК, отримані за вимірними параметрами траєкторії об'єкта спостереження. Для кожного конкретного випадку (складу вимірюваних параметрів траєкторії КО) вигляд системи (3.44) та кількість дискрет Р-спектрів теоретичної (3.40) та експериментальної (3.42) моделей будуть різними і визначатимуться за значенням параметра системи (3.25).

Виходячи з викладеного, *методика визначення параметрів руху ДО в однопозиційній інформаційній системі за обмеженого складу вимірюваних координат* полягатиме в такому.

- 1) визначення параметра системи згідно з виразом (3.25);
- 2) якщо $1 \leq L \leq 3$, – формування у загальному вигляді системи рівнянь

$$r_i - C_{ri} = 0, \quad i = \overline{0..L}, \quad (3.45)$$

для кожного вимірюного параметра;

3) формування L дискрет ДС залежності (3.40), що зв'язує розв'язок диференціального рівняння руху КО в ГАСК з вимірними координатами цілі в РЛСК;

4) визначення згідно з МНК L коефіцієнтів згладжувального полінома за вибіркою вимірних координат КО у РЛСК з урахуванням спрощень (3.39);

5) формування системи (3.44) відповідно до результатів п.п. 3, 4 і визначення її коренів, що характеризують ПУ руху КО в ГАСК.

Таким чином, розроблена методика дозволяє визначати повний вектор параметрів руху КО за обмеженого складу вимірюваних координат. Щоб оцінити її дієвість розглянемо приклад.

Нехай за результатами функціонування РЛС із голчастою діаграмою напрямленості отримано вибірки координат дальності r , азимута ε і кута місця КО β із СКВ похибок виміру координат відповідно $\sigma_r = 0,1$ км, $\sigma_\varepsilon = \sigma_\beta = 0,01$ рад. Необхідно за вимірними даними визначити вектор ПУ руху КО в ГАСК – \bar{b} .

Послідовне виконання етапів розробленої методики дає змогу отримати такі результати.

1. За умовою задачі $m = 6$, $n = 3$, отже, параметр системи $L = 2$.
2. Параметр системи $1 \leq L \leq 3$, тому поставлена задача має розв'язок, яким є корені системи рівнянь вигляду

$$\begin{cases} r_0 - C_{r0} = 0, r_1 - C_{r1} = 0; \\ \varepsilon_0 - C_{\varepsilon0} = 0, \varepsilon_1 - C_{\varepsilon1} = 0; \\ \beta_0 - C_{\beta0} = 0, \beta_1 - C_{\beta1} = 0. \end{cases} \quad (3.46)$$

3. Відповідно до запропонованої методики кількість дискрет ДС для залежності, що зв'язує координати КО в РЛСК з ГАСК, дорівнює $L = 2$. Тоді для складу вимірних координат отримаємо

$$r_f(t) = r_0 + r_1 t, \varepsilon_f(t) = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 t, \beta_f(t) = \beta_0 + \beta_1 t. \quad (3.47)$$

Аналітичні вирази, наприклад, що зв'язують дальність до КО r_0 (нульовий коефіцієнт (дискрета) полінома (3.47)) і швидкість зміни дальності r_1 (перший коефіцієнт полінома (3.47)) з координатами цілі в ГАСК, матимуть вигляд

$$\begin{aligned} r_0 &= D_1 + D_2 x_0 + D_3 y_0 + D_4 z_0 + D_5 x_0 z_0 + D_6 x_0 y_0 + \\ &+ D_7 y_0 z_0 + D_8 x_0^2 + y_0^2 + z_0^2; \\ r_1 &= B_1 + B_2 x_1 + B_3 y_1 + B_4 z_1 + B_5 x_1 z_0 + B_6 x_1 y_0 + \\ &+ B_7 x_1 x_0 + B_8 y_1 x_0 + B_9 y_1 y_0 + B_{10} y_1 z_0 + B_{11} z_1 x_0 + \\ &+ B_{12} z_1 y_0 + B_{13} z_1 z_0, \end{aligned} \quad (3.48)$$

де $D_1 \dots D_8$, $B_1 \dots B_{13}$ – константи перетворень дальності до КО та швидкості її зміни, значення яких визначаються сталими: радіус Землі, гравітаційна стала, координати дислокації засобів вимірювання координат КО в РЛСК та ін. [53; 183].

Наведені вирази демонструють фізичну сутність запропонованої методики, а також спрощення процедури переходу від координат КО в РЛСК до координат в ГАСК, порівняно із традиційними послідовними перетвореннями [53]. Через громіздкість вирази для параметрів $\varepsilon_0, \varepsilon_1, \beta_0, \beta_1$ не наводяться.

4. Результатами оброблення вибірок координат дальності, азимута і кута місця цілі з використанням МНК є апроксимуючі поліноми, що характеризують модель руху КО за відповідними вимірними координатами з урахуванням перетворень початкових даних згідно з виразами (3.39)

$$r_p(t) = C_{r0} + C_{r1}t + C_{r2}t^2, \varepsilon_p(t) = C_{\varepsilon0} + C_{\varepsilon1}t + C_{\varepsilon2}t^2, \beta_p(t) = C_{\beta0} + C_{\beta1}t + C_{\beta2}t^2. \quad (3.49)$$

Опис траєкторії руху КО поліномами другого степеня зумовлений необхідністю проведення адекватного згладжування вимірних вибірок МНК. Однак для реалізації розробленої методики за заданого складу вимірних координат достатньо мати два коефіцієнти апроксимуючого полінома – $C_{r0}, C_{r1}, C_{\varepsilon0}, C_{\varepsilon1}, C_{\beta0}, C_{\beta1}$. Таким чином, вирази (3.49) можна подати у спрощеній формі:

$$r_p(t) = C_{r0} + C_{r1}t, \varepsilon_p(t) = C_{\varepsilon0} + C_{\varepsilon1}t, \beta_p(t) = C_{\beta0} + C_{\beta1}t. \quad (3.50)$$

5. Остаточно систему вигляду (3.45) формуємо відповідно до ДС теоретичної (3.47) та експериментальної (3.50) моделей. Тоді для заданого складу вимірюваних параметрів матимемо

$$\begin{cases} r_0 - C_{r0} = 0, r_1 - C_{r1} = 0; \\ \varepsilon_0 - C_{\varepsilon0} = 0, \varepsilon_1 - C_{\varepsilon1} = 0; \\ \beta_0 - C_{\beta0} = 0, \beta_1 - C_{\beta1} = 0. \end{cases} \quad (3.51)$$

Корені отриманої у такий спосіб системи (3.51), що містить шість рівнянь із шістьма невідомими, дозволяють визначити шестивимірний вектор координат КО в ГАСК – ПУ його руху.

Таким чином, у розглянутому прикладі реалізовано визначення повного вектора параметрів траєкторії руху КО за обмеженого складу вимірюваних координат. Ефективність запропонованої методики оцінювалася методом математичного моделювання з розглядом динамічної і випадкової похибок запропонованого підходу порівняно з традиційним методом розширення вектора \bar{a} шляхом числового диференціювання згладжених координат і послідовного переходу до вектора \bar{b} . Під час моделювання поліноміальні моделі траєкторії

руху КО з використанням МНК визначали за вибіркою з 35 вимірів. Результати досліджень наведено в табл.3.4, у якій \bar{b} – компоненти вектора координат КО в ГАСК; \bar{b}_e – вектор еталонних координат цілі; \bar{b}_c, \bar{b}_m – вектори координат КО в ГАСК, розраховані за відсутності випадкових похибок з використанням розробленої методики і традиційного підходу відповідно; \hat{b}_c, \hat{b}_m – вектори оцінок координат КО, отримані за наявності випадкових похибок відповідно до розробленої методики і традиційного підходу; $\sigma_{\hat{b}_m}, \sigma_{\hat{b}_c}$ – СКВ похибок розрахунку компонент відповідних векторів \hat{b}_c, \hat{b}_m .

Таблиця 3.4

Результати розрахунків

Результати дослідження розробленої методики				
\bar{b}	\bar{b}_e	\bar{b}_c	\hat{b}_c	$\sigma_{\hat{b}_c}$
x_0	6897,5691	6897,5691	6897,4162	3,3824
x_1	-1,9180	-1,9180	-1,9060	0,1008
y_0	2160,1760	2160,1760	2160,3393	10,0965
y_1	-0,5600	-0,5600	-0,5532	0,3735
z_0	4983,3706	4983,3706	4983,7429	10,6836
z_1	6,0806	6,0806	6,0543	0,2525
Результати дослідження традиційного підходу				
\bar{b}	\bar{b}_e	\bar{b}_m	\hat{b}_m	$\sigma_{\hat{b}_m}$
x_0	6897,5691	6897,5663	6897,8842	3,3269
x_1	-1,9180	-1,9094	-1,8996	0,1017
y_0	2160,1760	2160,1794	2161,4630	10,1820
y_1	-0,5600	-0,6086	-0,5978	0,3136
z_0	4983,3706	4983,3901	4983,8429	10,6812
z_1	6,0806	6,0776	6,0310	0,2757

Результати досліджень показують, що запропонована методика дозволяє знизити динамічну похибку і зберегти стохастичну точність у визначенні координат КО за обмеженого складу вимірюваних даних. Крім того, зниження динамічних похибок ПУ руху КО в запропонованому підході дозволяє отримати більш близькі до еталонних оцінки координат КО порівняно з традиційними процедурами (див. табл.3.4, стовпці \bar{b}_e , \hat{b}_c , \hat{b}_m). Виграш у динамічній точності пояснюється таким. Використання залежності (3.37), що зв'язує координати КО в РЛСК з ГАСК, і реалізація розрахунку лише для вимірюваних координат цілі дозволяють зменшити сумарну кількість необхідних математичних операцій при перетвореннях координат із РЛСК у ГАСК. Ця обставина знижує похибки обчислень (підвищує динамічну точність визначення ПУ), зумовлені обмеженістю розрядної сітки обчислювальних засобів. З іншого боку, пошук розв'язку системи рівнянь (3.46), що задовольняє умову (3.43), являє собою своєрідну оптимізаційну задачу, розв'язання якої забезпечує більш точні результати розрахунків. Стохастична точність результатів використання традиційного і запропонованого підходів збігаються. Це зумовлено тим, що розглянутий практичний випадок характеризує ідентичні початкові умови за точнісними та інформаційними параметрами як для системи рівнянь (3.46), так і для традиційного підходу. Порівняння запропонованої методики з варіантом вимірювання трьох координат за рівності точностей кутових параметрів наведено як доказ того, що розроблений підхід не гірший ніж існуючі. Однак найбільш доцільне застосування розробленої методики буде у таких ситуаціях: до складу початкових даних входить вимірювана координата з низькою точністю, від якої доцільно позбутись для усунення її впливу на точність визначення ПУ руху КО; у складі вимірюваних даних немає однієї з базових координат КО, що викликано обмеженими технічними можливостями засобів вимірювання координат цілі. Таким чином, розроблена методика дозволяє реалізувати визначення параметрів повного вектора параметрів траєкторії руху КО за обмеженого складу вимірюваної інформації з високою динамічною і зі збереженням стохастичної точності остаточного результату. Можливості й універсальність розглянутої методики доводить приклад її

застосування з отриманням конкретного алгоритму виконання розрахункових операцій.

3.3.1. Алгоритм визначення початкових умов руху космічних апаратів за вимірами кутових координат в однопозиційній інформаційній системі

Для якісного вирішення завдань навігації КА ставляться жорсткі вимоги до оперативного й точного визначення ПУ його руху. Так, наприклад, досвід ведення каталогу КА в Російській Федерації свідчить, що ПУ вважаються якісними і підлягають каталогізації та цільовому використанню, якщо виконується умова щодо точності їх визначення [171]

$$\sigma_r = \sqrt{\sigma_{x_0}^2 + \sigma_{y_0}^2 + \sigma_{z_0}^2} \leq 0,6 \text{ км}, \quad (3.52)$$

де σ_r – СКВ похибки визначення напрямку (радіуса-вектора) на ціль, тобто відстані, що з'єднує центр ГАСК з центром мас КА.

Реалізувати цей процес пропонується з використанням дислокованих на території України КОС, специфіка функціонування яких дає можливість вимірювання лише кутових координат. Тоді задача високоточного визначення ПУ руху КА полягатиме у реалізації цього процесу за масивами вимірів кутових координат, отриманих у межах одного витка [65]. Для розв'язання цієї задачі використовуватиметься *методика визначення параметрів руху ДО в однопозиційній інформаційній системі за обмеженого складу вимірюваних координат.*

Результатом супроводу КА в межах одного витка є вибірки вимірів азимута ε і кута місця β

$$\varepsilon = \{\varepsilon_i\}, \beta = \{\beta_i\}, i = 1..n. \quad (3.53)$$

Необхідно за вимірними вибірками (3.53) визначити ПУ руху КА – вектора шести параметрів \bar{b} (3.1).

Згідно з виразом (3.4) можна встановити залежності

$$\varepsilon(t) = f_\varepsilon(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), \quad \beta(t) = f_\beta(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), \quad (3.54)$$

де $\varepsilon(t)$, $\beta(t)$ – моделі зміни положення КА в РЛСК за координатами азимута та кута місця відповідно;

$f_\varepsilon(\dots)$, $f_\beta(\dots)$ – моделі руху КА в ГАСК, перераховані в РЛСК до параметрів ε та β .

Надалі формуються вказані аналітичні моделі з урахуванням відомих вимірних параметрів (3.53) і тих невідомих (3.1), що підлягають визначенню.

Теоретичні моделі $f_\varepsilon(\dots)$, $f_\beta(\dots)$ формуватимуться у вигляді розв'язку диференціального рівняння руху КА (3.20). Відповідно до виразу (3.7) розв'язок рівняння (3.20), обмежений шістьма дискретами ДС для координати КА $x(t)$ та її похідної $\dot{x}(t)$, матиме вигляд [7]

$$\begin{aligned} x(t) &= x_0 + x_1 t - \frac{K_3}{2!r^3} x_0 t^2 - \frac{K_3}{3!r^3} x_1 t^3 + \frac{K_3^2}{4!r^6} x_0 t^4 + \frac{K_3^2}{5!r^6} x_1 t^5, \\ \dot{x}(t) &= x_1 - \frac{K_3}{r^3} x_0 t - \frac{K_3}{2!r^3} x_1 t^2 + \frac{K_3^2}{3!r^6} x_0 t^3 + \frac{K_3^2}{4!r^6} x_1 t^4 - \frac{K_3^3}{5!r^9} x_0 t^5, \end{aligned} \quad (3.55)$$

де x_0, x_1 – компоненти вектора \bar{b} .

Аналогічним чином формуються аналітичні моделі для решти параметрів траєкторії руху КА в ГАСК, тобто для y_0, y_1, z_0, z_1 . Переводячи отримані розв'язки (3.55) у РЛСК, згідно з виразом (3.4) отримаємо шукані моделі, що описують праву частину рівності (3.54) у вигляді

$$\varepsilon_f(t) = f_\varepsilon(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1), \beta_f(t) = f_\beta(x_0, x_1, y_0, y_1, z_0, z_1). \quad (3.56)$$

Для визначення *експериментальних* моделей $\varepsilon(t)$ і $\beta(t)$, що відображають ліву частину рівності (3.54), використовуються вибірки експериментальних даних (3.53). Застосування для оброблення статистичної надмірності МНК [147] дає змогу експериментальним моделям надати вигляду апроксимуючих поліномів

$$\varepsilon_p(t) = \varepsilon_{p0} + \varepsilon_{p1}t + \varepsilon_{p2}t^2 + \dots, \beta_p(t) = \beta_{p0} + \beta_{p1}t + \beta_{p2}t^2 \dots \quad (3.57)$$

Для об'єднання властивостей теоретичної (3.56) та експериментальної (3.57) моделей-аналогів згідно з методом БДС у схемі ДНП (3.13) формується система рівнянь

$$\begin{cases} P\{\varepsilon_p(t)\} = P\{\varepsilon_f(t)\}; \\ P\{\beta_p(t)\} = P\{\beta_f(t)\}, \end{cases} \quad (3.58)$$

або в розгорнутому вигляді для пошуку вектора шести параметрів траєкторії руху КА в ГАСК (3.1) за вимірними кутовими координатами:

$$\begin{cases} E_p(0) = E_f(0), E_p(1) = E_f(1), E_p(2) = E_f(2); \\ B_p(0) = B_f(0), B_p(1) = B_f(1), B_p(2) = B_f(2), \end{cases} \quad (3.59)$$

де $E_p(k), E_f(k), B_p(k), B_f(k), k = 0, 1, 2, \dots$ – Р-спектри відповідних моделей.

Для розрахунку Р-спектрів моделей (3.56) і (3.57) кількість дискрет визначалась за умови наявності розв'язку системи вигляду (3.13), що в цьому випадку дорівнює трьом. Розв'язком сформованої у такий спосіб системи рівнянь (3.58), (3.59) є шукані ПУ руху КА в ГАСК (3.1).

Таким чином, система рівнянь (3.59) об'єднує у собі отримані за експериментальними даними параметри моделі руху об'єкта спостереження із шуканими ПУ руху КА в ГАСК. Розв'язання системи (3.59) щодо невідомих

параметрів дозволяє визначити повний вектор координат КА (3.1) за виміряними вибірками кутових параметрів. Тоді, алгоритм визначення ПУ руху КА за вимірами кутових координат в однопозиційній інформаційній системі матиме такі етапи:

- 1) формування теоретичних моделей (3.56) і визначення їх Р-спектрів;
- 2) визначення параметрів експериментальних моделей (3.57) відповідно до МНК і визначення їх Р-спектрів;
- 3) формування системи рівнянь вигляду (3.59) та визначення її коренів, що характеризують ПУ руху КА в ГАСК.

Розрахунковий приклад застосування запропонованого алгоритму виконується методом статистичного моделювання за таких умов. Розглядалися вибірки із 100 вимірів кутових координат КА, отримані з дискретністю 1 с і СКВ похибок виміру азимута та кута місця об'єкту спостереження $\sigma_\varepsilon = \sigma_\beta = 1,5'' (0,73 \cdot 10^{-7} \text{ рад})$. Для моделювання було взято траєкторію руху КА типу «Січ». Точнісні характеристики визначення ПУ руху КА оцінювались для середньої (найточнішої) точки інтервалу супроводу цілі. Результати розрахунків подано на рис.3.5, 3.6 та в табл.3.5.

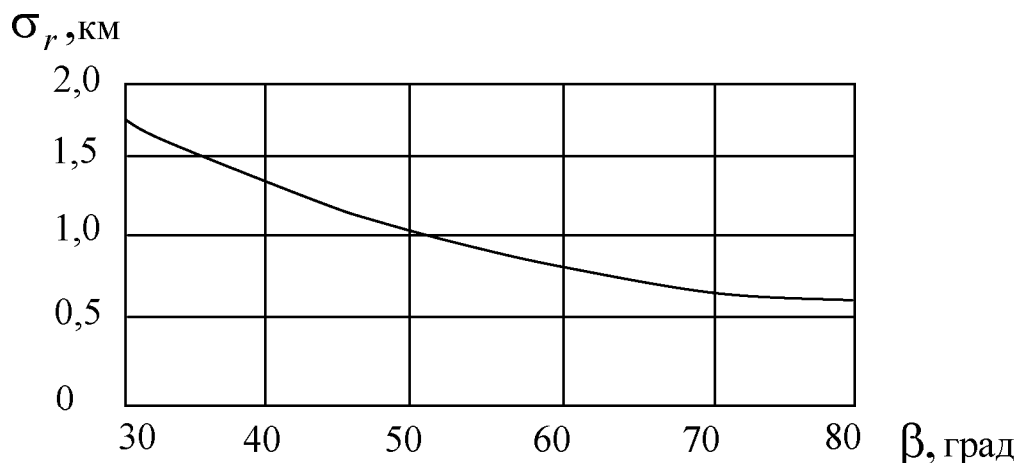


Рис. 3.5. Середньоквадратичне відхилення похибки оцінювання радіуса-вектора КА в ГАСК

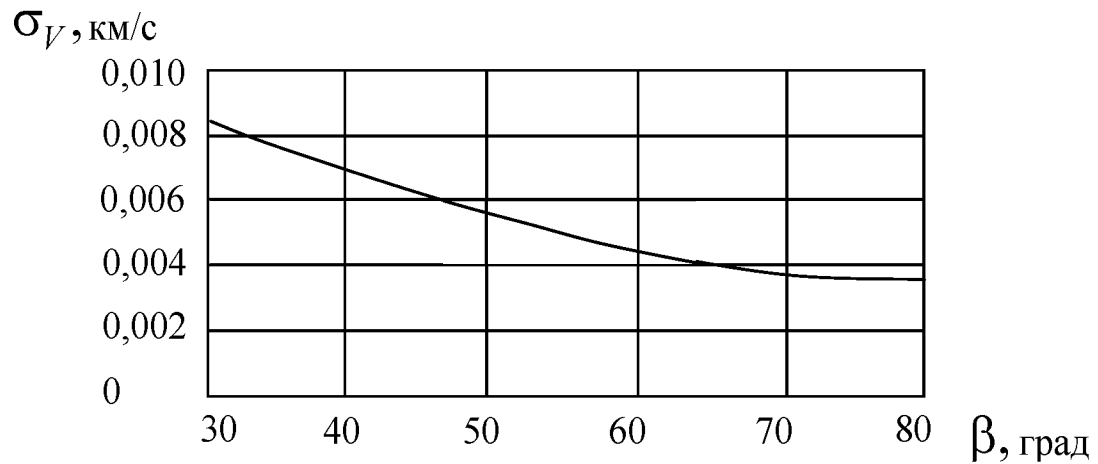


Рис. 3.6. Середньоквадратичне відхилення похибки оцінювання швидкості зміни радіуса-вектора КА в ГАСК

Залежність СКВ похибки визначення радіуса-вектора до КА (радіуса-вектора від центра ГАСК до КА) σ_r від значення кута місця КА β зображено на рис.3.5, а залежність СКВ похибки визначення швидкості зміни радіуса-вектора до КА σ_V від значення кута місця – на рис.3.6. Числові значення похибок визначення вектора ПУ руху КА в ГАСК із значеннями σ_r і σ_V наведено в табл.3.5.

Таблиця 3.5

Результати розрахунків

β , град	30	40	50	60	70	80
σ_{x_0} , км	2,2876	1,5702	0,9956	0,6509	0,5785	0,5501
σ_{x_1} , км/с	0,0088	0,0057	0,0034	0,0025	0,0024	0,0023
σ_{y_0} , км	0,6805	0,4616	0,1872	0,1801	0,1735	0,1689
σ_{y_1} , км/с	0,0036	0,0024	0,0014	0,0012	0,0011	0,0010
σ_{z_0} , км	0,3996	0,1469	0,0689	0,0589	0,0574	0,0561
σ_{z_1} , км/с	0,0104	0,0068	0,0043	0,0031	0,0029	0,0027
σ_r , км	1,8562	1,3801	1,0153	0,7670	0,6285	0,6250
σ_V , км/с	0,0083	0,0068	0,0056	0,0045	0,0038	0,0036

Результати моделювання показують, що з наближенням значення кута місця цілі до величини нахилу орбіти КА (у цьому разі зі збільшенням кута місця) похибки визначення його ПУ руху монотонно зменшуються і набувають мінімального значення за кута місця, який відповідає нахилу орбіти. Ця ситуація пояснюється тим, що за збіжності кута спостереження і нахилу орбіти відстань до КА мінімальна, а швидкість його руху відносно спостерігача максимальна, тобто система рівнянь (3.59), у якій використовуються похідні за координатами кута місця і швидкості, є добре зумовленою і має стійкий до відхилень початкових даних розв'язок. Для пропонованих умов моделювання вимога досягнення точності визначення параметрів орбіти КА, не менша, ніж умова (3.52) і виконується для кутів місця $\beta \geq 70^\circ$. Тому для оперативного й точного визначення параметрів руху КА слід використовувати прольоти з кутом місця спостереження, наближеними до нахилу орбіти цілі. Якщо такої можливості немає, слід збільшувати вибірки вимірів кутових координат КА за рахунок його супроводу протягом часу знаходження в зоні дії КОС, або використовувати інформацію від додаткових вимірювачів координат КО. Наведені результати отримано за даними спостереження в межах одного прольоту КА через зону радіовидимості вимірювача (у межах одного витка) з обмеженим складом вимірюваних параметрів, що є особливістю розробленого *алгоритму визначення ПУ руху КА*. Таким чином, розроблений підхід дозволяє реалізувати оперативне й точне визначення вектора ПУ руху КА за вимірами кутових координат, а розроблений *метод визначення просторових координат ДО* дозволяє обробляти експериментальні дані для якісного виконання завдання навігації космічних апаратів з обмеженим складом вимірюваних параметрів траєкторії його руху.

Висновки за третім розділом

Розроблено метод визначення просторових координат ДО через порівняння ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху. В розробленому методі використано властивості ортогональних відображень вектора вимірних координат об'єкта спостереження до вектора ПУ його руху – встановлення однозначного аналітичного зв'язку між вимірними і шуканими параметрами руху ДО. Це дозволяє поєднати властивості отримуваних моделей-аналогів двох класів: теоретичної, яка адекватно описує досліджуваний процес і відома за формою, але не відображує у параметрах конкретного об'єкта досліджень, та експериментальної, що визначається за вибіркою вимірюваних координат і є відомою за формою та параметрами. Зазначене висвітлює сутність системоаналогового підходу в моделюванні складних систем, яке реалізовано у розробленому методі. Для забезпечення можливості використання адекватних нелінійних моделей досліджуваних процесів (теоретичної моделі-аналога) у запропонованому методі використано математичний апарат ДП. Розроблений метод відзначається можливістю об'єднання некогерентних у часі та просторі інформаційних потоків у вигляді як часової, так і параметричної надмірності вимірюваних даних. Некогерентність роботи вимірювачів урахується на етапі визначення експериментальної моделі-аналога шляхом коригування аргументів апроксимуючих функцій щодо єдиного моменту часу. Особливістю методу є можливість його застосування як за обмеженого (за даними одного вимірювача), так і за надмірного (за інформаційного об'єднання вимірювачів у БПС) складу вимірних параметрів. Це дозволяє підвищувати оперативність і точність визначення ПУ руху ДО і якість вирішення навігаційних завдань. Ефективність розробленого методу доводять приклади і результати застосування розроблених з його використанням методик та алгоритмів.

Для розширення можливостей запропонованого методу визначення просторових координат ДО розроблено методику визначення параметрів його руху в БПС за умов некогерентної роботи вимірювачів. Під час розроблення

методики визначено і конкретизовано межі її застосування. Так, дослідження показали, що сформована для визначення ПУ руху КО шляхом порівняння теоретичної і експериментальної моделей-аналогів система має розв'язок (є визначеною) за наявності хоча б двох інформативних параметрів про траєкторію руху об'єкта спостереження. Для перевизначеної системи, що може бути наслідком застосування БПС визначення параметрів руху КО слід шукати з використанням МНК, або відкидати параметри траєкторії, виміряні з найгіршою точністю. Останнє слід реалізовувати за критерієм мінімуму узагальненої похибки ортогонального відображення вектора шуканих параметрів траєкторії до вектора виміряних координат. Приклад застосування розробленого на підставі запропонованої методики алгоритму визначення параметрів орбіт КА системою доплерівських вимірювачів показав, що розглянутий підхід дозволяє виконати оперативно (в межах одного сеансу спостереження) і з високою точністю розрахунок параметрів траєкторії цілі при об'єднанні інформації від декількох некогерентних вимірювачів. Це забезпечує реалізацію керування КА за однопунктною технологією при визначенні ПУ його руху некогерентною у часі функціонування і просторі БПС.

Для оперативного і високоточного визначення координат ДО з обмеженою кількістю вимірюваних параметрів в однопозиційній інформаційній системі та для розширення можливостей запропонованого методу розроблено методику, у якій враховано часову надмірність експериментальних даних. Дослідження ефективності запропонованої методики на прикладі визначення вектора ПУ руху КА за вимірами трьох параметрів та розробленого на її основі алгоритму визначення координат КА за вимірами кутових координат в однопозиційній інформаційній системі показали таке. Розроблена методика дозволяє зменшити динамічну похибку визначення ПУ руху КА і зберегти стохастичну точність за обмеженого складу виміряних даних. Виграш у динамічній точності забезпечується зменшенням кількості математичних операцій під час виконання ортогональних відображень векторів координат КА, а також сутністю підходу – знаходження розв'язку як специфічної оптимізаційної задачі. Найбільш доцільно

застосовувати розроблену методику у випадках вилучення з оброблюваної інформації грубих координат та за відсутності вимірів базової координати КА. Результати дослідження розробленого алгоритму показують, що для оперативного і точного визначення параметрів руху КА за вимірами лише кутових координат слід використовувати прольоти з кутом місця спостереження, наближеним до нахилу орбіти цілі. Без такої можливості слід збільшувати вибірки вимірів кутових координат цілі за рахунок супроводу КА весь час перебування його в зоні дії вимірювачів. Таким чином, розроблена методика, побудована у відповідності до запропонованого методу визначення просторових координат ДО, дозволяє визначати вектор ПУ руху КО у разі обмеженого обсягу вимірювальної інформації в однопозиційній інформаційній системі з високою динамічною та зі збереженням стохастичної точності остаточного результату.

РОЗДІЛ 4

БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНИЙ СТРУКТУРНИЙ ТА ПАРАМЕТРИЧНИЙ
СИНТЕЗ СКЛАДНИХ ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУВАЛЬНИХ СИСТЕМ**4.1. Багатокритеріальна математична модель визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи**

Для підвищення точності визначення ПУ руху КО шляхом оптимізації просторової структури БПС і гнучкого інформаційного об'єднання наявних вимірювачів та визначення координат дислокації додаткових (перспективних) вимірювальних пунктів розроблено *багатокритеріальну математичну модель визначення оптимальної просторової структури БПС* [69; 107; 118; 122; 123]. Модель належить до класу оптимізаційних і передбачає визначення оптимального кількісного складу ІС, формування оптимальної просторової структури системи, складеної із наявних стаціонарних вимірювачів, та розрахунок координат дислокації додаткових вимірювальних пунктів. Розроблена модель ґрунтується на поданні задачі у багатокритеріальній формі та її розв'язанні за нелінійною схемою компромісів.

Сутність формування багатокритеріальної моделі пояснюється структурно-логічною схемою, показаною на рис.4.1, та виразами (4.4) – (4.33).

Початкова інформація для формування оптимальної структури БПС:

координати дислокації наявних стаціонарних вимірювачів – географічна довгота λ_i і широта φ_i та їх загальна кількість N :

$$\lambda_i, \varphi_i, \quad i = 1 \dots N; \quad (4.1)$$

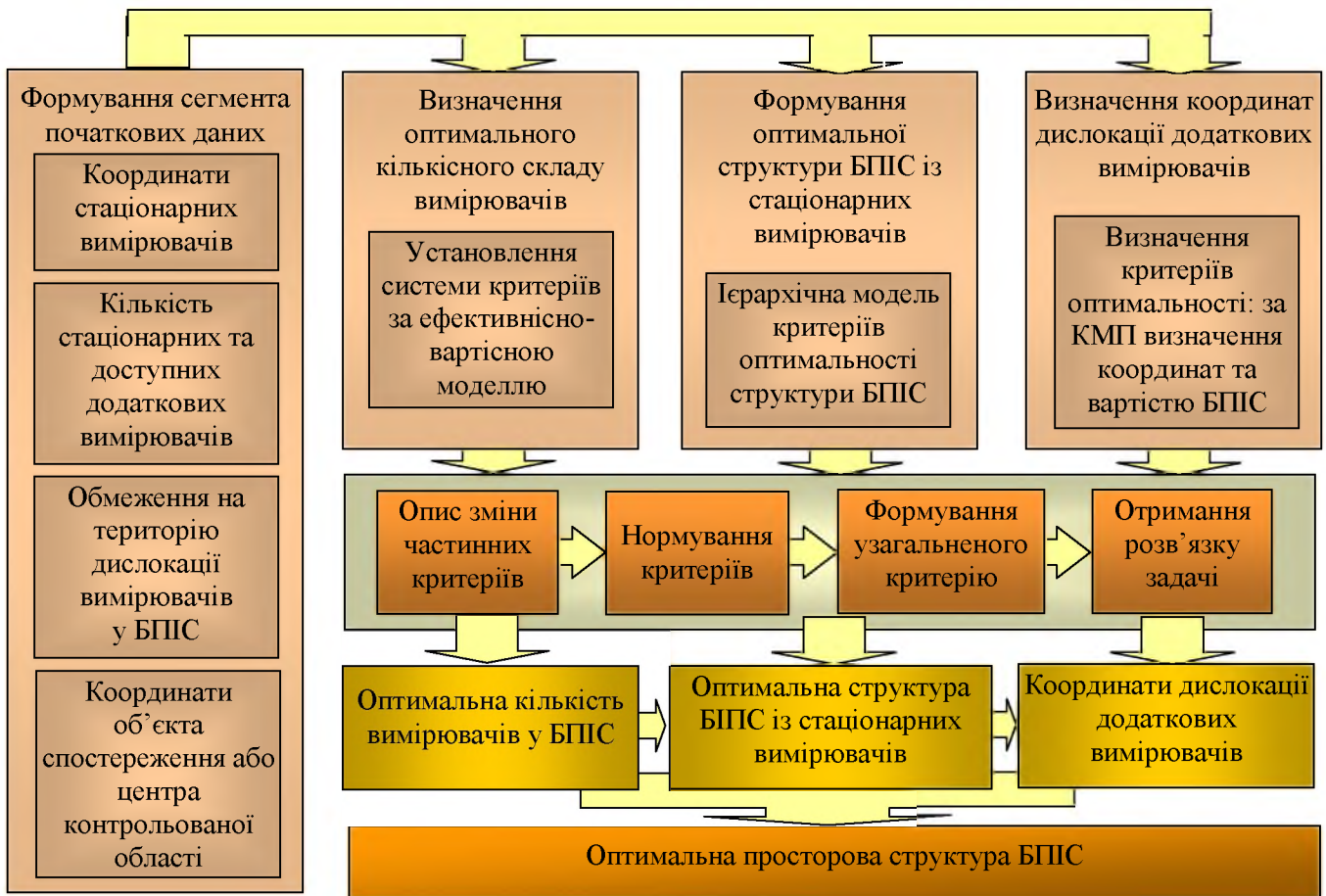


Рис.4.1. Структурно-логічна схема формування багатокритеріальної математичної моделі БПС

кількість додаткових вимірювачів N_p та обмеження на територію їх дислокації

$$\varphi_W \leq \varphi_i \leq \varphi_I, \quad \lambda_S \leq \lambda_i \leq \lambda_N, \quad (4.2)$$

де λ_S, λ_N – північна та південна довготи обмеженої території можливої дислокації вимірювачів в БПС,

φ_W, φ_I – західна та східна широти обмеженої території дислокації вимірювачів.

Вважаються відомими координати просторої точки, відносно якої формуватиметься оптимальна структура БПС

$$\bar{b}' = (x_0 \quad y_0 \quad z_0)^T. \quad (4.3)$$

Вектор (4.3) може характеризувати координати об'єкта спостереження, які визначаються обмеженим складом вимірювачів, або координати центра контрольованої просторової області, відносно якої формуватиметься оптимальна просторова структура БПС. Залежно від класу, складу вимірювачів та призначення БПС об'єктом спостереження може бути КО, КА, аеродинамічний об'єкт (АО), статичне або рухоме джерело радіовипромінювань (ДРВ). Необхідність устанавлення вектора (4.3) як початкових даних пояснюється наступним. У загальному випадку задача побудови структури БПС є некоректною [152]. Некоректність задачі, по-перше, зумовлено відсутністю будь-якої інформації про розташування об'єкта спостереження і, як наслідок, відсутністю відправної точки для формування оптимальної структури системи. У цьому випадку матимемо нескінченну множину розв'язків. Для позбавлення некоректності розв'язуваної задачі необхідним є встановлення вектора (4.3) як початкової інформації. По-друге, некоректність задачі формування просторової структури БПС зумовлюється невизначеністю щодо кількості використовуваних у БПС вимірювачів. Це унеможлиблює формування аналітичних моделей для опису критеріальних функцій, що характеризують вимоги до просторової структури системи. У цьому випадку некоректність можна усунути попереднім визначенням оптимальної кількості вимірювачів або встановленням обмежень на цей параметр системи.

Формування оптимальної просторової структури БПС пропонується здійснювати шляхом розв'язання трьох часткових завдань: визначення оптимального кількісного складу вимірювачів у БПС; формування оптимальної просторової структури багатопозиційної системи із стаціонарних вимірювачів; визначення координат дислокації додаткових вимірювальних пунктів.

Визначення оптимального кількісного складу вимірювачів у БПС N_{opt} реалізується шляхом подання задачі у багатокритеріальній формі за ефективнісно-

вартісною системою критеріїв оптимальності. Для встановлення частинних критеріїв використано залежні від кількості вимірювачів (від шуканого параметра) показника точності $Q(N)$ визначення координат об'єкта спостереження в БПС (обернений від похибки $R(N)$ показник) та вартості системи $S(N)$. Тут і надалі передбачається пропорційний лінійний зв'язок між показниками точності та похибки визначення координат об'єкта спостереження в БПС.

Для опису зміни показника точності можна застосовувати методи імітаційного моделювання, а для опису показника вартості системи – характеристики матеріальних витрат на створення й обслуговування БПС, або розглядати пропускну здатність системи та ін. В обох випадках застосовуватиметься початкова інформація про координати розташування наявних вимірювачів (4.1) та координати просторої точки, відносно якої формуватиметься оптимальна просторова структура БПС (4.3).

Тоді суперечливі критеріальні вимоги до структури БПС за кількісним складом вимірювачів матимуть вигляд

$$Q^{-1}(N) = R(N) \rightarrow \min ; \quad (4.4)$$

$$S(N) \rightarrow \min . \quad (4.5)$$

Щоб розв'язати багатокритеріальну задачу формування оптимальної структури БПС, зокрема визначення кількісного складу вимірювачів у системі, застосовуватимемо підхід зведення багатокритеріальної задачі до однокритеріальної форми [18; 36–39]. Цей процес полягає у формуванні за вектором суперечливих критеріїв узагальненого функціонала та визначенні його екстремуму щодо шуканих (оптимізованих) параметрів. Класична методологія розв'язання багатокритеріальних задач містить такі етапи: опис зміни частинних критеріїв оптимальності; формування з них узагальненого критерію; визначення оптимальних параметрів системи.

Залежно від типу розв'язуваної багатокритеріальної задачі, вимог до кінцевого результату або рівня дослідженості предметної галузі зміну частинних критеріїв можна описувати або в дискретній, або в аналоговій формі. Дискретний опис частинних критеріїв (4.4), (4.5) подається множинами, які можуть бути заданими, отриманими методами моделювання або експериментальним шляхом

$$R = \{R_i\}, S = \{S_i\}, i = 1..N. \quad (4.6)$$

Аналоговий опис зміни частинних критеріїв формується на підставі певних аналітичних перетворень фізичних законів, що відображають суть частинного критерію, оброблення даних дискретного подання критеріальної залежності, наприклад за МНК, і у загальному випадку задаються поліномами

$$R(N) = \sum_{j=0}^{m_R} r_j N^j; \quad (4.7)$$

$$S(N) = \sum_{j=0}^{m_S} s_j N^j. \quad (4.8)$$

Вибір способу опису зміни частинних критеріїв ґрунтується на специфіці оптимізаційної задачі, що розв'язується та визначається фізичною сутністю шуканого оптимального параметра.

Узагальнений критерій оптимальності формуватимемо з використанням нелінійної схеми компромісів відповідно до згортки професора А.М. Вороніна [36–39]. Порівняно з іншими схемами оптимізації згортка має низку переваг. У згортці використовується нелінійна схема компромісів, що дозволяє одержати парето-оптимальне рішення при невеликих обчислювальних витратах. Оптимізаційна задача розв'язується за наявності обмежень, що забезпечує унімодальність функції узагальненого критерію і у будь-якому випадку гарантує отримання єдиного рішення. Згортка дозволяє використовувати мінімаксий

підхід, тобто концентруватись на екстремізації домінуючого частинного критерію оптимальності.

Критерій згортки для дискретно заданих частинних критеріїв оптимальності має вигляд [36]:

$$Y(y_0) = \sum_{l=1}^b \gamma_{0l} (1 - y_{0l})^{-1} \rightarrow \min, \quad (4.9)$$

де $l = 1..b$ – кількість включених у згортку частинних критеріїв оптимальності;

γ_{0l} – нормований ваговий коефіцієнт;

y_{0l} – нормативний частинний критерій.

Узагальнений критерій оптимальності для аналітичного подання частинних критеріїв згідно з нелінійною схемою компромісів формуємо відповідно до виразу [36]

$$\chi^* = \arg \min_{\chi \in G} \sum_{l=1}^b \gamma_{l0} (1 - \varphi_{0l}(\chi))^{-1} = F(\chi), \quad (4.10)$$

де χ – параметр, що оптимізується;

G – область визначення функцій частинних критеріїв оптимальності;

$\varphi_{0l}(\chi)$ – нормована функція l -го частинного критерію оптимальності;

χ^* – оптимальне значення параметра, що оптимізується.

У виразах (4.9), (4.10) ваговий коефіцієнт l -го критерію оптимальності дозволяє виконати процедуру примусового домінування певного частинного критерію над іншими. Значення вагових коефіцієнтів призначаються у межах єдиної шкали оцінок і реалізуються за двома підходами [18; 36; 188]. Перший підхід полягає у призначенні вагових коефіцієнтів безпосередньо особою, яка приймає рішення в ергатичній ІКС. У цьому разі ураховуються суб'єктивні судження в остаточному розв'язку оптимізаційної задачі [18]. Інший підхід

ґрунтується на застосуванні обумовлених обчислювальних процедур [188]. Так, наприклад, якщо визначити вплив приростів частинних показників оптимальності на зміну узагальненого показника, то вагові коефіцієнти можна призначити пропорційно приросту його значення. Вибір для використання одного з двох підходів обумовлено можливостями щодо його реалізації, а також специфікою розв'язуваної задачі.

Вимогою застосування згорток (4.9), (4.10) є нормування параметрів, що входять до їх складу. Нормування забезпечує зведення до єдиної безрозмірної шкали оцінок частинних критеріїв оптимальності з різною фізичною сутністю та різними за абсолютною величиною значеннями. Це дозволяє рівноправно впливати на результат розв'язання оптимізаційної задачі кожного із частинних критеріїв. Існують декілька способів нормування частинних критеріїв [18; 36; 61]. Так, для дискретно заданих частинних критеріїв (4.6) нормування виконується до суми значень, що описують їх зміну. Застосовується також нормування до максимального значення, яке можливе для частинного критерію на обмеженому інтервалі його розгляду. При цьому для позбавлення операції ділення на нуль у згортці (4.9), у випадку отримання значень, що описують зміну нормованих частинних критеріїв, що дорівнюють одиниці, використовують додавання певного коефіцієнта запасу. Упроваджують також нормування до максимального значення, якого досягає обраний частинний критерій при його існуванні взагалі. Зазначені підходи є рівноправними щодо отримуваного розв'язку за умов використання одного з них до всіх частинних критеріїв, включених до згортки. Відмінності проявляються лише у динаміці зміни узагальненого критерію.

Вагові коефіцієнти нормуються за виразом:

$$\gamma_{0l} = \frac{\gamma_l}{\sum_{l=1}^b \gamma_l}, \quad (4.11)$$

де γ_l – поточне (ненормоване) значення вагового коефіцієнта.

Оскільки згортка (4.9) є мінімізованою, тобто включатиме критерії з вимогою їх мінімізації, тоді частинні дискретні критерії оптимальності нормуються відносно суми поточних значень окремо для тих, що мінімізуються [36]

$$\varphi_{0l}^{\min} = \frac{\varphi_l^{\min}}{\sum_{i=1}^N \varphi_{li}^{\min}}, \quad (4.12)$$

та для тих, що максимізуються

$$\varphi_{0l}^{\max} = \left(\varphi_l^{\max} \cdot \sum_{i=1}^N \frac{1}{\varphi_{li}^{\max}} \right)^{-1}. \quad (4.13)$$

Частинні критерії нормуються відносно максимальних (мінімальних) значень за виразами

$$\varphi_{0l}^{\min} = \frac{\varphi_l^{\min}}{\max \varphi_l^{\min} + \Delta}; \quad (4.14)$$

$$\varphi_{0l}^{\max} = \frac{\min \varphi_l^{\max} - \Delta}{\varphi_l^{\max}}, \quad (4.15)$$

де $\max \varphi_l^{\min}$, $\min \varphi_l^{\max}$ – максимальні та мінімальні значення мінімізуючого і максимізуючого критеріїв на інтервалі їх розгляду;

Δ – коефіцієнт запасу, що змінюється в межах 0,1 – 0,3;

$i=1..N$ – кількість дискретних значень, що описують зміну частинних критеріїв оптимальності.

Для нормування критеріїв, заданих аналітичними моделями перш за все встановлюються обмеження області розв'язку багатокритеріальної задачі (області

зміни кожного частинного критерію). У загальному випадку обмеження задаються у вигляді [36]

$$Aleft_l \leq \varphi_l(\chi) \leq Arite_l, \quad (4.16)$$

де $Aleft_l, Arite_l$ – обмеження ліворуч і праворуч зміни критеріальних функцій.

Тоді частинні критерії нормуються до максимального на інтервалі (4.16) їх значення відповідно до виразу для максимізованих

$$\varphi_{0l}(N) = \frac{\min \varphi_l(N)}{\varphi_l(N)} \quad (4.17)$$

та для мінімізованих

$$\varphi_{0l}(N) = \frac{\varphi_l(N)}{\max \varphi_l(N)} \quad (4.18)$$

критеріїв,

де $\min \varphi_l(N), \max \varphi_l(N)$ – мінімальне та максимальне на інтервалі (4.16) значення, що характеризують зміну частинних критеріїв оптимальності.

За частинними критеріями (4.4), (4.5), залежно від способу подання їх опису, згідно з виразами (4.9), (4.10) отримано математичні моделі для визначення оптимальної кількості вимірювачів у БПС – узагальнені критерії оптимальності:

$$Y_i = \gamma_{10}(1 - Q_{0i}^{-1})^{-1} + \gamma_{20}(1 - S_{0i})^{-1} \rightarrow \min, \quad i = 1 \dots N; \quad (4.19)$$

$$N^* = \arg \min_{\chi \in G} \left[\gamma_{10}(1 - Q_0^{-1}(N))^{-1} + \gamma_{20}(1 - S_0(N))^{-1} \right] = F(N). \quad (4.20)$$

Порядок розв'язання багатокритеріальної задачі за узагальненими критеріями оптимальності залежно від способу подання зміни частинних

критеріїв є різним. Так, для дискретно поданих частинних критеріїв значення шуканого параметра за моделлю (4.19) (у цьому випадку кількість вимірювачів у БПС) визначається за правилом

$$N_{opt} = i, \text{ якщо } Y_i \rightarrow \min. \quad (4.21)$$

Оптимальна кількість вимірювачів у БПС за моделлю (4.20) визначається як розв'язок нелінійного рівняння (чи рівнянь для декількох параметрів, що оптимізуються)

$$\frac{dF(N)}{dN} = 0. \quad (4.22)$$

Результатом розв'язання рівняння (4.22) є значення N^* , як правило, дробове число. Виходячи із сутності параметра, що оптимізується, N – кількості вимірювачів у БПС – дробове розв'язання оптимізаційної задачі не має сенсу. У цьому разі його округляють у більший або менший бік до значення, за якого функція $F(N^*)$ є мінімальною

$$N'_{opt} = \min F(N^* = \max N \text{ або } \min N). \quad (4.23)$$

Таким чином, правила (4.21) і (4.23) регламентують порядок визначення оптимальної кількості вимірювачів у БПС за суперечливими критеріями (4.4), (4.5) згідно з багатокритеріальними оптимізаційними моделями (4.19), (4.20).

Формування оптимальної просторової структури БПС системи із стаціонарних вимірювачів передбачає передусім установлення системи критеріїв оптимальності, що забезпечують вибір для використання в ІС визначеної (оптимальної) кількості вимірювачів з наявних. Критерії оптимальності просторової структури БПС формуються у вигляді ієрархічної моделі факторів,

показників та критеріїв (рис.4.2). Множина факторів, що впливають на ефективність функціонування БПС і розв'язування задач за призначенням (впливають на точність визначення координат об'єкта спостереження), відображається у множині показників ефективності.

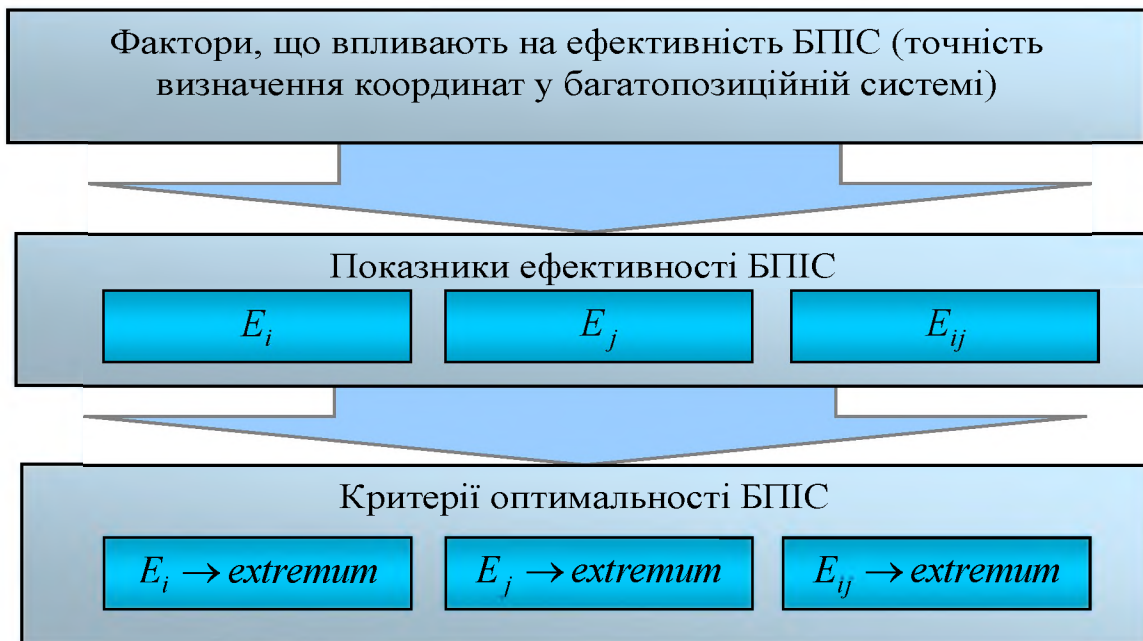


Рис. 4.2. Ієрархічна модель факторів, показників та критеріїв ефективності БПС

До показників ефективності ставляться вимоги всебічного відображення встановлених факторів, їх обумовленість та можливість вимірювання або розрахунку значень за тактико-технічними (технічними) характеристиками окремих вимірювачів та БПС у цілому. Надалі за встановленими показниками формується перелік критеріїв, які дозволяють вибирати для використання в структурі системи оптимальної кількості вимірювачів з найвищою ефективністю виконання БПС завдань за призначенням – досягнення найвищої точності визначення координат об'єкта спостереження.

У загальному вигляді система критеріїв оптимальності просторової структури БПС має вигляд

$$\begin{cases} E_i \rightarrow extremum, E_j \rightarrow extremum; \\ E_{ij} \rightarrow extremum. \end{cases} \quad (4.24)$$

де E_i, E_j – ефективність виконання завдань за призначенням i -м і j -м вимірювачем (одинарний критерій), $i = 1..N, j = 2..N$;

E_{ij} – ефективність виконання завдань за призначенням БПС, складеної з i -го і j -го вимірювачів (комбінаторний критерій).

Вигляд системи критеріїв (4.24) визначається призначенням БПС, типом об'єктів спостереження та особливостями функціонування і технічними характеристиками використовуваних вимірювачів. Зміна частинних критеріїв (4.24) визначається початковими даними (4.1), (4.3) і має дискретну форму. Це пояснюється сутністю формування оптимальної просторової структури БПС з наявних вимірювачів, яке полягає у перебиранні можливих (дискретних) варіантів побудови системи і визначення з них оптимального за сформованим переліком критеріїв (4.24).

Перед формуванням узагальненого критерію оптимальності структури БПС за системою частинних критеріїв (4.24) слід відзначити особливість згорток за нелінійною схемою компромісів (4.9), (4.10). Ця особливість полягає у незначному впливі на результат розв'язання оптимізаційної задачі кожного окремого частинного критерію, коли їх кількість у згортці більша за десять [38]. Розширення переліку частинних критеріїв (4.24) зумовлено уведенням комбінаторного критерію і необхідністю перебирання усіх можливих комбінацій пар вимірювачів. У цьому разі доцільним є використання технології вкладених згорток [38], яка полягає у розмежуванні загальної системи частинних критеріїв на підгрупи відповідно до певної ознаки, формуванні з кожної підгрупи частинних критеріїв, узагальнених критеріїв оптимальності за згорткою (4.9) або (4.10) та формуванні з узагальнених критеріїв інтегрованого критерію оптимальності системи відповідно до тієї ж згортки, тобто формування згортки згорток – інтегрованого критерію (рис.4.3.)

Для формування оптимальної структури БПС необхідно за сукупністю частинних критеріїв (4.24) прийняти рішення про включення (виключення) i -го вимірювача в систему. Тому узагальнені критерії формуються таким чином.

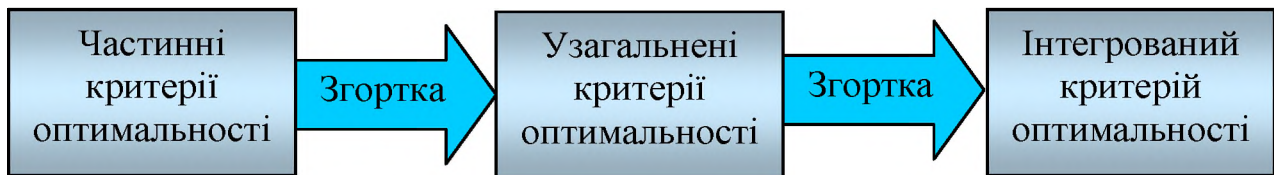


Рис.4.3. Схема застосування вкладених згорток

Зважаючи на наявність одинарних та комбінаторних частинних критеріїв оптимальності структури БПС згідно зі згорткою (4.9) необхідно визначити комбінаторні узагальнені критерії для пар з i -го та j -го вимірювачів. Надалі з комбінаторних критеріїв формуються узагальнені критерії оптимальності БПС за кожним вимірювачем. Сформований у такий спосіб узагальнений критерій являє собою багатокритеріальну оптимізаційну математичну модель формування просторової структури БПС з наявних вимірювачів. Рішення про включення (виключення) у систему вимірювача приймається на підставі аналізу узагальненого критерію за вимірювачами, що є розв'язувальним правилом щодо формування оптимальної просторової структури системи. Описаний процес ґрунтується на використанні технології вкладених згорток, а послідовність отримання розв'язувальним правила щодо формування оптимальної структури БПС пояснюється схемою рис 4.4.

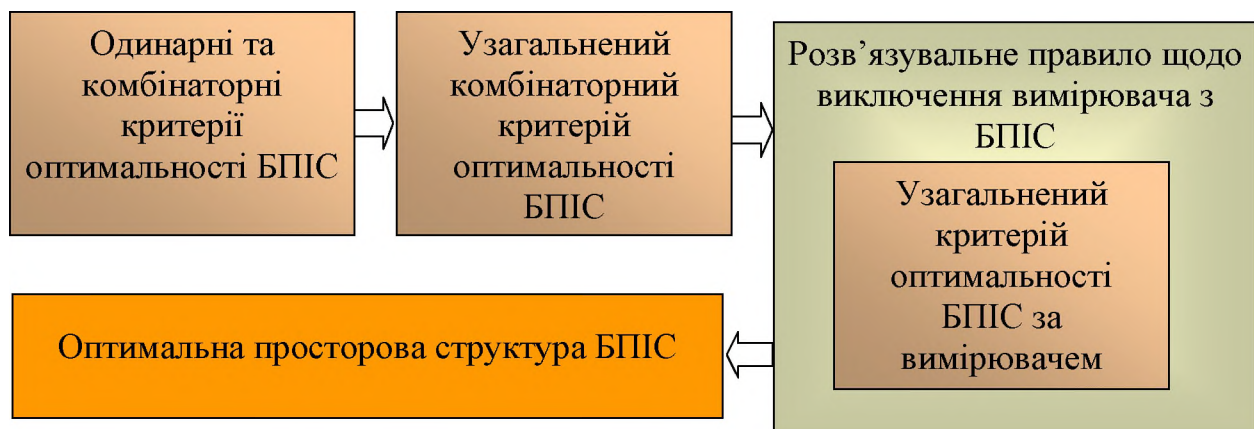


Рис.4.4. Отримання розв'язувального правила для формування оптимальної структури БПС

Комбінаторні узагальнені критерії для пар вимірювачів визначаються за згорткою для дискретного опису частинних критеріїв (4.9) за виразом

$$W_{ij} = \gamma_{0E_i} (1 - E_{0i})^{-1} + \gamma_{0E_j} (1 - E_{0j})^{-1} + \gamma_{0E_{ij}} (1 - E_{0ij})^{-1} \rightarrow \min. \quad (4.25)$$

Узагальнений критерій оптимальності БПС за кожним вимірювачем формується за оптимізаційною моделлю

$$D_f = \sum_{j=f+1}^N (1 - W_{0ff})^{-1} \rightarrow \min, \quad f = 1; \quad (4.26)$$

$$D_f = \left(\sum_{k=1}^{f-1} (1 - W_{0kf})^{-1} + \sum_{j=f+1}^N (1 - W_{0ff})^{-1} \right) \rightarrow \min, \quad f = 2 \dots N.$$

Значення, що описують зміну узагальнених критеріїв оптимальності для пари вимірювачів W_{ij} , нормуються відносно нормувального (порогового) значення W_{por} – пари вимірювачів з найгіршими значеннями, що характеризують зміну критеріальних функцій частинних критеріїв – $\max E_{0i}$, $\max E_{0j}$, $\max E_{0ij}$ за виразом

$$W_{0ij} = \frac{W_{ij}}{W_{por}}. \quad (4.27)$$

Найгіршим є вимірювач з найбільшим значенням параметра (4.26), що дозволяє відібрати N_{opt} кількість інформаційних засобів для формування оптимальної згідно з критеріями (4.24) просторової структури БПС. Базовим для цього є багатокритеріальна оптимізаційна математична модель (4.26), яка забезпечує розв'язання задач з визначення оптимальної структури БПС з

урахуванням типу об'єкта спостереження, класу використовуваних вимірювачів та їх технічних характеристик на рівні сформованих частинних критеріїв (4.24).

Визначення координат дислокації додаткових вимірювачів у БПС

полягає у формуванні критеріальної функції ефективності як мінімізованого об'єму просторового еліпсоїда похибок визначення координат об'єкта спостереження, утвореного перетинами еліпсоїдів похибок кожного вимірювача. Цей показник фізично і функціонально залежить від координат дислокації вимірювачів відносно контрольованої точки простору. Така властивість буде використана для розрахунку координат дислокації додаткових вимірювачів з метою формування оптимальної просторової структури БПС. Суперечливим критерієм відносно точності визначення координат об'єкта спостереження в БПС використовуватиметься мінімізована її вартість пропорційно відстаням між вимірювачами або максимізована площа багатокутника, утвореного ними. Останнє забезпечує найбільше просторове рознесення вимірювачів (найбільші бази в БПС). Таким чином, частинними критеріями оптимальності просторової структури БПС при визначенні координат дислокації додаткових вимірювачів є мінімізований критерій похибки визначення координат об'єкта спостереження V_S (найвища точність) та мінімізований критерій вартості системи S . Варійованими параметрами є координати дислокації вимірювачів λ_i, φ_i , а отже, маємо

$$\begin{cases} V_S(\lambda_i, \varphi_i) \rightarrow \min; \\ S(\lambda_i, \varphi_i) \rightarrow \min; \\ \lambda_i, \varphi_i - \text{var}; i = 1 \dots N_{opt}. \end{cases} \quad (4.28)$$

Зміна частинних критеріїв (4.28) з огляду на сутність розв'язуваної задачі буде описуватись в аналоговій формі. Об'єм еліпсоїда похибок визначення координат об'єкта спостереження в БПС $V_S(\lambda_i, \varphi_i)$ функціонально пов'язаний з варійованими параметрами й обчислюється за КМП визначення координат цілі в БПС, наприклад у ГАСК за наявності вектора (4.3)

$$R_{RZ}(\lambda_i, \varphi_i) = \prod_{i=1}^{N_{opt}} R_{ГАСК_i}, \quad (4.29)$$

де $R_{ГАСК_i}$ – КМП визначення координат об'єкта спостереження i -м вимірювачем у ГАСК, які розраховуються за виразами

$$R_{ГАСК_1} = F_1 R_{РЛСК_1} F_1^T, R_{ГАСК_2} = F_2 R_{РЛСК_2} F_2^T, \dots, R_{ГАСК_{N_{opt}}} = F_{N_{opt}} R_{РЛСК_{N_{opt}}} F_{N_{opt}}^T, \quad (4.30)$$

де – F_i – матриці Якобі перетворень вектора координат об'єкта спостереження з РЛСК до вектора (4.3) у ГАСК для кожного i -го вимірювача [46; 128].

Для встановлення перетворення (4.30) та розрахунку (4.29) необхідно мати початкові дані про визначену на попередньому етапі оптимальну кількість вимірювачів у БПС, координати дислокації відібраних стаціонарних інформаційних засобів та вектор (4.3) для отримання функціональних залежностей координат об'єкта спостереження в РЛСК від його координат у ГАСК, що використовуються в якобіанах матриць F_i .

Модель зміни критерію вартості БПС спрощено формується у вигляді

$$S(\lambda_i, \varphi_i) = \sum_{i=1}^{N_{opt}} L_i B_i + M_i, \quad (4.31)$$

де L_i – вартість одиниці довжини створення й обслуговування комутаційних ліній передавання даних від вимірювачів до пункту збирання й оброблення даних у БПС;

B_i – відстань від вимірювача до пункту оброблення даних (або відстані між вимірювачами);

M_i – витрати на створення, обслуговування й утримання i -го вимірювача.

Розрахунок параметрів моделі (4.31) виконується за даними (4.1), що робить критерій вартості залежним від шуканих параметрів – координат дислокації додаткових вимірювачів у БПС.

Оптимальні значення варійованих параметрів за аналоговими суперечливими частинними критеріями (4.28) визначаються відповідно до згортки (4.10), яка у розглядуваному випадку дозволяє сформувати оптимізаційну математичну модель для визначення координат дислокації додаткових вимірювачів у вигляді

$$\chi^* = \arg \min_{\chi \in G} [\gamma_V(1 - V_{S0}(\lambda_i, \varphi_i))^{-1} + \gamma_S(1 - S_0(\lambda_i, \varphi_i))^{-1}] = F(\lambda_i, \varphi_i), \quad (4.32)$$

де $\chi = (\lambda_i, \varphi_i)^T$ – вектор варійованих параметрів;

$\chi^* = (\lambda_i^{opt}, \varphi_i^{opt})^T$ – вектор оптимальних значень варійованих параметрів;

$G = \{\varphi_W \leq \varphi_i \leq \varphi_I, \lambda_S \leq \lambda_i \leq \lambda_N\}$ – обмеження на розв'язання багатокритеріальної задачі, які у цьому випадку відображають обмеження на територію дислокації додаткових вимірювачів (див. вирази (4.2)).

Координати дислокації додаткових вимірювачів $\lambda_i^{opt}, \varphi_i^{opt}$ за моделлю (4.32) визначаються шляхом розв'язання системи рівнянь

$$\frac{\partial F(\lambda_i, \varphi_i)}{\partial \lambda_i} = 0; \quad \frac{\partial F(\lambda_i, \varphi_i)}{\partial \varphi_i} = 0. \quad (4.33)$$

Таким чином, вирази (4.19), (4.20), (4.26) та (4.32) являють собою багатокритеріальну математичну модель визначення оптимальної просторової структури БПС. Сформована модель враховує суперечливі частинні критерії при визначенні оптимальної кількості вимірювачів, складу стаціонарних та координат дислокації додаткових інформаційних засобів і відзначається застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дає змогу

сформувати аналітичну модель оптимальності просторової структури БПС і підвищити точність визначення координат об'єкта спостереження.

Порядок застосування розробленої моделі для визначення оптимальної просторової структури БПС можна подати у вигляді узагальненої методики.

1. Визначення сегмента початкових даних:

1.1) координат та кількості наявних стаціонарних вимірювачів (4.1);

1.2) кількості додаткових вимірювачів та обмеження на територію їх дислокації (4.2);

1.3) визначення обмеженим складом вимірювачів координат об'єкта спостереження або встановлення координат центра контрольованої просторової ділянки, відносно якої формуватиметься оптимальна структура БПС (4.3).

2. Визначення оптимального кількісного складу вимірювачів у БПС за моделлю (4.19) або (4.20).

3. Формування оптимальної просторової структури БПС зі стаціонарних вимірювачів за моделлю (4.26).

4. Визначення координат дислокації додаткових вимірювальних пунктів згідно з моделлю (4.32).

Розроблена методика визначення оптимальної структури БПС за кількісним складом та просторовою конфігурацією відзначається поданням задачі у вигляді багатокритеріальної моделі та отриманням аналітичного її розв'язку, що дозволяє підвищувати точність вихідних даних про параметри руху та місцеперебування об'єкта спостереження. Запропонований підхід можна застосовувати для розв'язання задач гнучкого інформаційного об'єднання вимірювачів у віртуальну БПС для конкретного об'єкта чи району спостереження або для створення статичної багатопозиційної інформаційної структури. Наведені нижче приклади використання розробленої моделі розкривають її особливості та доводять ефективність формування з її використанням оптимальних просторових структур БПС.

4.1.1. Методика визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи з активних вимірювачів

Нехай об'єктом спостереження в БПС є КО. Як вимірювачі параметрів руху КО – інформаційні засоби, що складатимуть БПС, розглядаються РЛС ДВ, КОС, що застосовуються для високоточного визначення навігаційних параметрів у контурі керування КА і суміщена командно-траєкторна радіолінія (СКТРЛ). Необхідно визначити оптимальну структуру БПС, складену з активних вимірювачів параметрів руху КА. Призначенням такої БПС є контроль космічного простору з метою високоточного й оперативного визначення ПУ руху КО для якісної реалізації процесів керування ними, ефективного розв'язання космічними системами цільових задач, каталогізації КО для забезпечення безпеки запуску і навігації КА, контролю надійності та якості вихідної інформації космічних систем навігації, зв'язку, ДЗЗ та ін. Для розв'язання поставленої задачі буде використано сформовану багатокритеріальну математичну модель оптимізації просторової структури БПС. Як початкова використовуватиметься інформація про координати дислокації і кількість стаціонарних вимірювачів (4.1), кількість додаткових інформаційних засобів, обмеження території їх дислокації (4.2) та вектора координат (4.3) – просторової області, відносно якої формуватиметься просторова структура БПС.

Відповідно до розробленої оптимізаційної моделі та методики її застосування послідовно визначається оптимальний кількісний склад вимірювачів, формується просторова структура БПС із стаціонарних та визначаються координати дислокації додаткових інформаційних засобів. Оптимальний кількісний склад вимірювачів у БПС для демонстрації можливостей запропонованих підходів визначається за аналоговим і дискретним описами зміни частинних критеріїв, а також для розширеного їх переліку.

Визначення оптимального кількісного складу БПС з аналоговим поданням зміни частинних критеріїв. Початкова задача формалізується у такий спосіб. Необхідно визначити оптимальну кількість вимірювачів n у БПС, що

забезпечує найвищу точність обчислення параметрів руху КА за мінімальних витрат на створення й експлуатацію системи. Суперечливі критерії оптимальності структури БПС за кількісним складом подано у вигляді виразів (4.4) та (4.5)

Аналітичні залежності для точності визначення параметрів руху КА будуються шляхом апроксимації розрахункових даних, отриманих у ході імітаційного моделювання. Під час моделювання роботи БПС досліджувались характеристики двох межових варіантів побудови системи: великобазової системи, коли величина бази L між вимірювачами порівняно з дальністю до КА D становить $L \approx D$, і малобазової системи, коли $L \ll D$. Як вимірювачі застосовуються однотипні активні РЛС ДО з вимірюваними параметрами дальності r , азимута ε , кута місця цілі β та СКВ похибок їх вимірювання $\sigma_r = 0,15$ км, $\sigma_\varepsilon = 0,025$ рад, $\sigma_\beta = 0,25$ рад. Космічний апарат перебуває в центрі контрольованої БПС області і має параметри орбіти, близькі до орбіти КА типу «Січ». Для частинних критеріїв вартості на створення й експлуатацію БПС у першому наближенні береться лінійна залежність від кількості РЛС. Числові дані, що описують зміну критеріальних функцій для малобазової й великобазової систем спостереження за КА, зведено в табл. 4.1, у якій $Q_M(n)$, $Q_B(n)$ – точність малобазової й великобазової БПС відповідно [71], а також нормовані до значень для однієї РЛС величини вартості БПС $S(n)$.

Таблиця 4.1

Числові дані для побудови моделей частинних критеріїв

Показник	n				
	1	2	3	4	6
$Q_M(n)$	1	1,41	1,73	2,0	2,44
$Q_B(n)$	1	2,60	3,96	4,18	4,29
$S(n)$	1	2	3	4	6

Пошук аналітичних залежностей критеріальних функцій за експериментальним даними табл.4.1 здійснюється за МНК [147]. Тоді відповідно

до базових поліноміальних моделей (4.7), (4.8) з урахуванням прийнятих позначень матимемо

$$Q_M(n) = 0,5798 + 0,455n - 0,0241n^2; \quad (4.34)$$

$$Q_B(n) = -1,0333 + 2,3018n - 0,2369n^2; \quad (4.35)$$

$$S(n) = n. \quad (4.36)$$

Для застосування сформованої оптимізаційної моделі визначення оптимальної кількості РЛС у БПС (4.20) встановлюється область обмежень розв'язуваної задачі для кожного частинного критерію відповідно до узагальненого правила (4.16). З урахуванням даних табл.4.1 можна записати

$$\begin{aligned} \min Q(n) = Q(1) \leq (\varphi_1(n) = Q(n)) \leq \max Q(n) = Q(6); \\ \min S(n) = S(1) \leq (\varphi_2(n) = S(n)) \leq \max S(n) = S(6). \end{aligned} \quad (4.37)$$

Здійснюючи нормування частинних критеріїв оптимальності (4.4), (4.5) відповідно до виразів (4.17) і (4.18) з урахуванням обмежень (4.37) отримаємо

$$\varphi_{01}(n) = \frac{\min Q(n) = Q(1)}{\varphi_1(n)}; \quad \varphi_{02}(n) = \frac{\varphi_2(n)}{\max S(n) = S(6)}. \quad (4.38)$$

Оптимальну кількість вимірювачів у БПС визначаємо за оптимізаційною моделлю (4.20) з урахуванням (4.22) у вигляді

$$\frac{d}{dn} \sum_{k=1}^2 \gamma_{k0} [1 - \varphi_{0k}(n)]^{-1} = 0, \quad (4.39)$$

або після диференціювання

$$\sum_{k=1}^2 \gamma_{k0} [1 - \varphi_{0k}(n)]^{-2} \frac{d\varphi_{0k}(n)}{dn} = 0; \quad (4.40)$$

$$\frac{\gamma_{10} \frac{d}{dn} \varphi_{01}(n)}{(1 - \varphi_{01}(n))^2} + \frac{\gamma_{20} \frac{d}{dn} \varphi_{02}(n)}{(1 - \varphi_{02}(n))^2} = 0. \quad (4.41)$$

Після нормування (4.38) та підставлення в (4.39) – (4.41) виразів для частинних критеріїв (4.7), (4.8), обмежуючись поліномами другого порядку, дістанемо уточнене рівняння для визначення оптимальної кількості вимірювачів у БПС

$$-\frac{\gamma_{10} \min Q(n)(q_1 + 2q_2n)}{(q_0 + q_1n + q_2n^2)^2 \left(1 - \frac{\min Q(n)}{q_0 + q_1n + q_2n^2}\right)} + \frac{\gamma_{20}^S}{\max S(n) \left(1 - \frac{sn}{\max S(n)}\right)^2} = 0. \quad (4.42)$$

Підставляючи поліноміальні функції (4.34) – (4.36) у (4.42) матимемо рівняння, розв'язавши які, отримаємо оптимальну кількість вимірювачів для малобазової

$$\frac{-0,459 + 0,048n}{(0,579 + 0,455n + 0,024n^2)^2 \left(1 - \frac{1,01}{0,579 + 0,455n + 0,024n^2}\right)} + \frac{0,166}{(1 - 0,166n)^2} = 0 \quad (4.43)$$

і великобазової

$$\frac{-2,370 + 0,487n}{(-1,033 + 3,301n - 0,236n^2)^2 \left(1 - \frac{1,01}{-1,033 + 3,301n - 0,236n^2}\right)} + \frac{0,166}{(1 - 0,166n)^2} = 0 \quad (4.44)$$

БПС відповідно.

Шукане значення параметра n визначається з використанням одного з числових методів [145]. Розв'язком рівнянь (4.43), (4.44) є оптимальна кількість вимірювачів для малобазової $n_M = 2,94$ та великобазової $n_B = 2,15$ систем. У межах цих двох чисел перебувають можливі розв'язки задачі – між найнижчим за точністю варіантом (малобазова система) і найвищим (великобазова система). Дробові значення шуканого параметра в цьому випадку не мають фізичного сенсу. Застосовуючи для отриманих розв'язків правило (4.23), остаточно матимемо $n_M = 3$ і $n_B = 2$. Слід зазначити, що за двох частинних критеріях розв'язання оптимізаційної задачі можна продемонструвати і перевірити графічно, як показано на рис.4.5.

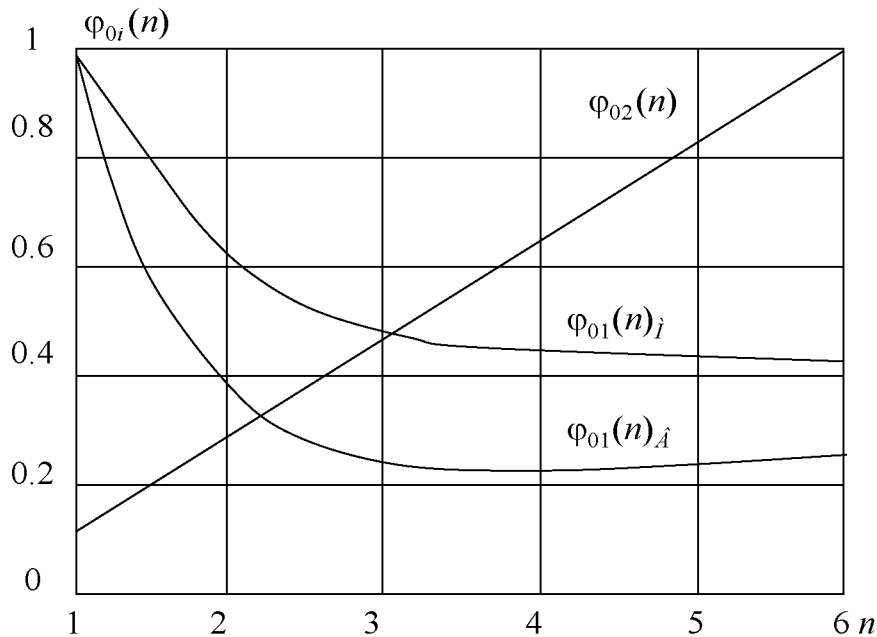


Рис. 4.5. Графічний розв'язок оптимізаційної задачі:

$\varphi_{01}(n)_i$ – крива нормованого частинного критерію точності для малобазової системи; $\varphi_{01}(n)_A$ – великобазової системи; $\varphi_{02}(n)$ – зміна нормованої вартості.

У реальних умовах формування структури БПС крива частинного критерію точності буде лежати між $\varphi_{01}(n)_i$ і $\varphi_{01}(n)_A$, що визначається впливом параметрів орбіт КА й зміною ракурсу на ціль. Залежність частинного критерію вартості не

буде лінійною, оскільки необхідні додаткові засоби на створення загальних комунікацій БПС й програмного забезпечення її функціонування. Таким чином, залежності частинних критеріїв будуть мати більш складний характер. Отже, отримані розв'язки можна називати лише квазіоптимальними.

Таким чином, на прикладі визначення оптимальної кількості РЛС спостереження за КА в БПС показано порядок застосування сформованої багатокритеріальної оптимізаційної моделі (4.20) при аналітичному описі зміни частинних критеріїв. Спосіб опису критеріальних функцій зумовив потребу у застосуванні етапу апроксимації дискретних даних табл.4.1, числових методів для отримання результатів розв'язання нелінійного рівняння вигляду (4.42), (4.44) та необхідність визначення фізично виправданого розв'язку цілочислових задач. Усунути наведені операції можна застосуванням дискретного подання зміни критеріальних функцій частинних критеріїв оптимальності БПС.

Визначення оптимального кількісного складу БПС з дискретним описом частинних критеріїв. Для розрізнення отриманих розв'язків порівняно з аналоговим поданням критеріальних функцій позначимо параметр, що підлягає визначенню – кількість вимірювачів у БПС, літерою N . Критерії оптимальності залишаються такими самими (4.4), (4.5). Дискретні значення для опису зміни частинних критеріїв наведено у табл.4.1.

Частинні критерії оптимальності, задані у дискретному вигляді, нормуватимемо за виразами (4.12), (4.13) або (4.14), (4.15). Для отримання узагальненого критерію оптимальності БПС за кількісним складом вимірювачів для малобазової Y_M та великобазової Y_B системи використаємо оптимізаційну модель (4.19), тоді:

$$Y_{Mi} = \gamma_{10}(1 - Q_{M0i}^{-1})^{-1} + \gamma_{20}(1 - S_{0i})^{-1} \rightarrow \min ; \quad (4.45)$$

$$Y_{Bi} = \gamma_{10}(1 - Q_{B0i}^{-1})^{-1} + \gamma_{20}(1 - S_{0i})^{-1} \rightarrow \min . \quad (4.46)$$

Результатом застосування моделей (4.45), (4.46) з використанням нормувань (4.12), (4.13) до даних табл.4.1 є значення, подані в табл.4.2

Таблиця 4.2

Значення, що описують зміну узагальненого критерію оптимальності БПС

Показник	N				
	1	2	3	4	6
Y_M	11,20	4,91	4,36	5,00	11,68
Y_B	11,20	3,12	3,33	4,31	11,30

За мінімальним значенням, що характеризує зміну узагальненого критерію для малобазової і великобазової БПС згідно з правилом (4.21) приймається рішення про оптимальну кількість вимірювачів у системі (виокремлено сірим кольором комірок на табл.4.2). Для розглядуваного прикладу маємо

$$N_M^{opt} = 3, \quad N_B^{opt} = 2. \quad (4.47)$$

Таким чином, сформована оптимізаційна модель (4.19) з дискретним поданням зміни частинних критеріїв дозволяє реалізувати визначення оптимальної кількості вимірювачів у БПС при використанні багатокритеріальної моделі за схемою «ефективність – вартість». З наведених прикладів випливає, що розрахунок оптимальної структури БПС за кількісним складом з дискретним поданням зміни критеріальних функцій має набагато менше послідовних дій (відсутній етап апроксимації дискретних даних та розв'язання нелінійного рівняння для пошуку оптимізованого параметра) і забезпечує аналогічні до аналогового подання зміни критеріальних функцій результати. Ця обставина є переважною для використання дискретного подання критеріальних функцій під час розроблення спеціалізованих розрахункових програм.

Формування оптимальної просторової структури БПС із стаціонарних вимірювачів Реалізовуватиметься за багатокритеріальною оптимізаційною моделлю (4.26) і передусім потребує конкретизації системи частинних критеріїв

вигляду (4.24). Структурний синтез БПС спрямовуватиметься на відбір (або гнучкий динамічний відбір) вимірювачів параметрів траєкторії руху КА для використання й об'єднання від них інформації з метою отримання високоточних даних про ПУ руху об'єкта спостереження. Результатом розв'язання є віртуальна БПС, що динамічно формується для обслуговування КА з траєкторіями заданого типу.

Найбільш критичним параметром, що характеризує точність остаточних результатів траєкторного оброблення, є кількість аналізованої інформації, використовуваної для отримання параметрів руху КА [53; 84]. Це визначається двома параметрами. Перш за все часом спостереження КА – t_{cn} , який характеризує термін перебування об'єкта спостереження в зоні дії вимірювача і визначає обсяг вибірки дискретних вимірів, що обробляються для отримання ПУ руху КА. Параметр t_{cn} залежить від взаємного розташування вимірювача й об'єкта спостереження; параметрів орбіти КА, що супроводжується, а також від параметрів зони огляду вимірювача [84; 176]. Максимізація часу спостереження за ціллю зумовлює підвищення точності ПУ її руху за постійних інших умов [84]. Таким чином, першим критерієм оптимізації БПС є максимізований час спостереження за КА заданим вимірювачем

$$t_{cn} \rightarrow \max. \quad (4.48)$$

Другим параметром, що відображає інформаційні властивості вимірювача, є кількість вимірюваних параметрів траєкторії руху цілі. У загальному випадку траєкторія КА в просторі для заданого моменту часу характеризується вектором шести параметрів у вибраній системі координат [144]. Такий вектор включає координати КА і швидкості їх зміни (виняток становить вектор параметрів в орбітальній системі координат). Як правило, для економії коштів на створення, експлуатацію і спрощення структури інформаційного засобу вимірюються менше шести параметрів руху КА. Брак даних компенсується отриманням часової надмірності за кожним з контрольованих параметрів траєкторії руху КА з

подальшим їх статистичним обробленням [53; 84; 85; 137]. Якщо позначити K_V – кількість вимірюваних параметрів траєкторії руху цілі, то другим критерієм оптимальності просторової структури БПС, який характеризує властивості окремого вимірювача, є вимога мінімізації різниці

$$\Delta = (6 - K_V) \rightarrow \min. \quad (4.49)$$

Значення, які виражають зміну критерію (4.49) в окремих випадках, можуть бути від'ємними, що допускається в розрахунках.

Точність остаточних результатів траєкторного оброблення в БПС безперечно визначається потенційною точністю вимірювання параметрів руху цілі в окремому вимірювачі, що характеризується КМП діагонального вигляду [82]. Для кожного вимірювача буде конкретний вигляд КМП за незмінної її загальної структури. Для шестивимірному вектора виміряних координат КА в РЛСК КМП має вигляд [82]

$$R = \text{diag}(\sigma_r^2, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\beta^2, \sigma_{\dot{r}}^2, \sigma_{\dot{\varepsilon}}^2, \sigma_{\dot{\beta}}^2), \quad (4.50)$$

де $\sigma_r, \sigma_\varepsilon, \sigma_\beta$ – СКВ похибок вимірювання дальності, азимута і кута місця цілі відповідно;

$\sigma_{\dot{r}}, \sigma_{\dot{\varepsilon}}, \sigma_{\dot{\beta}}$ – СКВ похибок вимірювання швидкості зміни координат.

Узагальненою характеристикою КМП є її визначник [60; 71; 73], а вимога його мінімізації – третім критерієм оптимальності просторової структури БПС

$$\det R \rightarrow \min. \quad (4.51)$$

Наступним показником, що характеризує властивості вимірювача, є узагальнений показник надійності Nad , що може складатись з трьох категорій $l_i, i = 1..3$: всепогодність роботи інформаційного засобу; перебування на

чергуванні; можливість функціонування в особливий період. Показник надійності відображає можливість інформаційного засобу щодо невідкладного вимірювання параметрів траєкторії, призначеного на обслуговування КА. Міра категорії надійності (величина l_i) набуває значення «1» за позитивного тлумачення відповідної категорії і «0» в іншому випадку, або за браком інформації про категорію. Вимога максимізації значення узагальненого показника надійності є четвертим критерієм оптимізації просторової структури БПС

$$Nad = \sum_{i=1}^3 l_i \rightarrow \max. \quad (4.52)$$

Необхідно встановити показник, що характеризує взаємне розташування вимірювачів у БПС. Відомо, що точність оцінювання ПУ руху КО в БПС визначається величиною бази між окремими її вимірювачами [78; 176]. Причому зі збільшенням бази – A точність оцінювання ПУ руху цілі збільшується. Таким чином, п'ятим критерієм оптимізації просторової структури БПС є вимога максимізації значення баз, попарно взятих для всіх наявних вимірювачів:

$$B_{ij} \rightarrow \max, \quad i = 1..n, \quad j = 1..m. \quad (4.53)$$

Таким чином, маємо інформаційну модель факторів, показників і критеріїв оптимальної просторової структури БПС у вигляді схеми (рис.4.6). Сформований перелік частинних критеріїв оптимальності містить чотири одинарні критерії, що характеризують властивості окремого вимірювача, – (4.48), (4.49), (4.51), (4.52), а один – комбінаторний – (4.53). Отже, можна виділити підгрупи критеріїв

$$\Omega_i = \begin{cases} t_{icn} \rightarrow \max; \\ \Delta_i \rightarrow \min; \\ \det R_i \rightarrow \min; \\ Nad_i \rightarrow \max; \end{cases} \quad (4.54)$$

$$\Omega_j = \begin{cases} t_{jcn} \rightarrow \max; \\ \Delta_j \rightarrow \min; \\ \det R_j \rightarrow \min; \\ Nad_j \rightarrow \max; \end{cases}$$

$$B_{ij} \rightarrow \max.$$

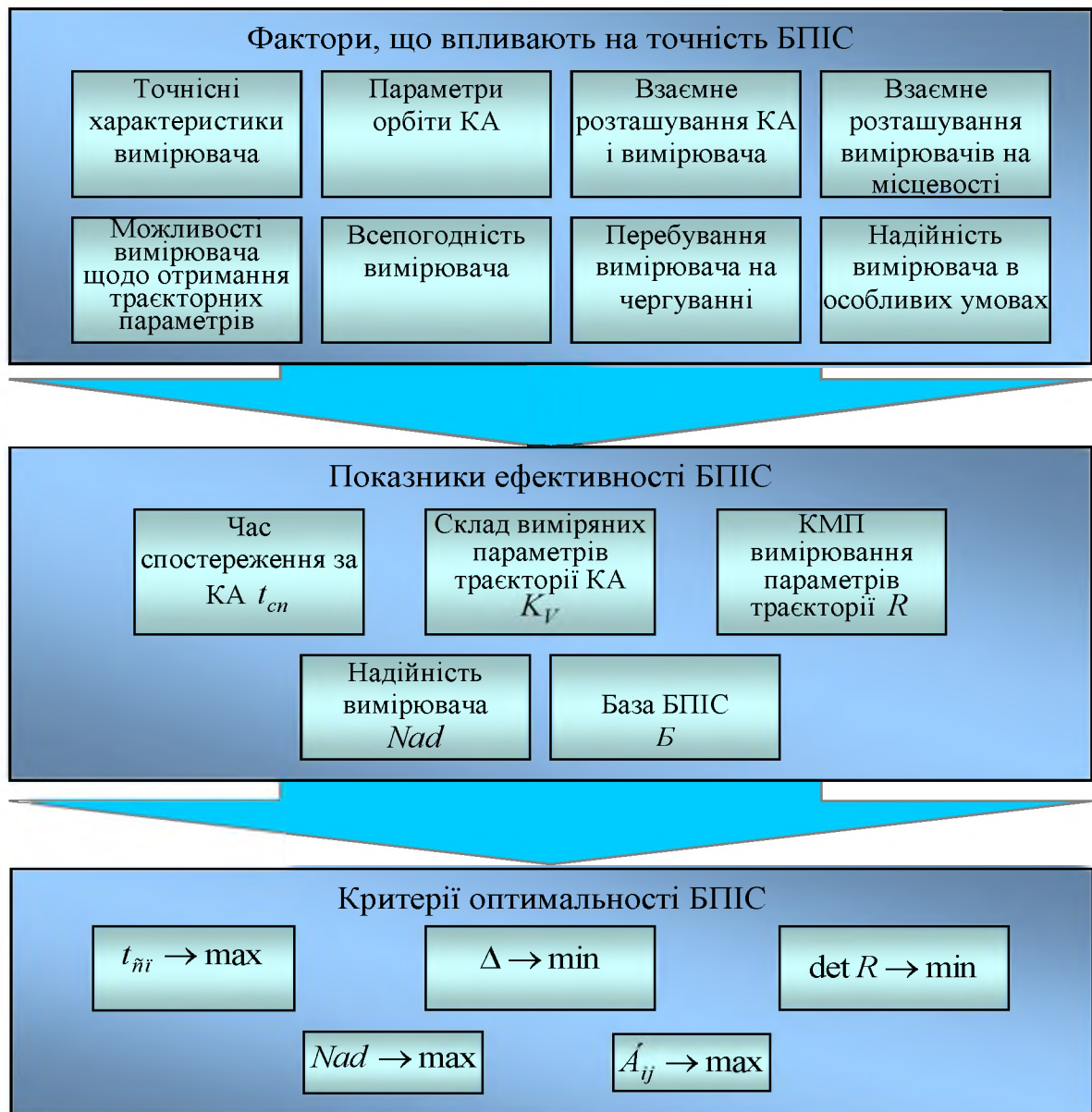


Рис.4.6. Інформаційна модель факторів, показників і критеріїв оптимальної БПС

Система частинних критеріїв (4.54) уточнює узагальнений перелік (4.24). Тоді матимемо критеріальні вимоги до просторової структури БПС у вигляді

$$W_{ij} = \begin{cases} \Omega_i \rightarrow \min; \\ \Omega_j \rightarrow \min; \\ B_{ij} \rightarrow \max. \end{cases} \quad (4.55)$$

За моделлю (4.25) і критеріями (4.55) формуються комбінаторні узагальнені критерії для пар вимірювачів із застосуванням технології вкладених згорток

$$W_{ij} = \gamma_{0\Omega_i} (1 - \Omega_{0i})^{-1} + \gamma_{0\Omega_j} (1 - \Omega_{0j})^{-1} + \gamma_{0B_{ij}} (1 - B_{0ij})^{-1} \rightarrow \min, \quad (4.56)$$

де

$$\begin{aligned} \Omega_{0i} = & \gamma_{0t_i} (1 - t_{0icn})^{-1} + \gamma_{0\Delta_i} (1 - \Delta_{0i})^{-1} + \gamma_{0R_i} (1 - \det R_{0i})^{-1} + \\ & + \gamma_{0N_i} (1 - Nad_{0i})^{-1} \rightarrow \min, \end{aligned} \quad (4.57)$$

$$\begin{aligned} \Omega_{0j} = & \gamma_{0t_j} (1 - t_{0jcn})^{-1} + \gamma_{0\Delta_j} (1 - \Delta_{0j})^{-1} + \gamma_{0R_j} (1 - \det R_{0j})^{-1} + \\ & + \gamma_{0N_j} (1 - Nad_{0j})^{-1} \rightarrow \min. \end{aligned} \quad (4.58)$$

Параметри, які входять у вирази (4.56) – (4.58), є нормованими відповідно до виразів (4.12) – (4.15), (4.27). Для обчислення значень, що характеризують зміну узагальненого критерію (4.56), і виконання проміжних етапів розв’язання оптимізаційної задачі, складаються табл. 4.3, 4.4.

Таблиця 4.3

Початкова таблиця даних одинарних критеріїв

Показник	$i = j$				
	1	2	3	...	$n = m$
$t_{i=j}$	t_1	t_2	t_3	...	$t_{n=m}$
$\Delta_{i=j}$	Δ_1	Δ_2	Δ_3	...	$\Delta_{n=m}$
$\det R_{i=j}$	$\det R_1$	$\det R_2$	$\det R_3$...	$\det R_{n=m}$
$Nad_{i=j}$	Nad_1	Nad_2	Nad_3	...	$Nad_{n=m}$

Початкова таблиця даних комбінаторного критерію

Показник	ij				
	12	13	14	...	nm
B_{ij}	B_{12}	B_{13}	B_{14}	...	B_{nm}

Значення, що складатимуть табл.4.3, 4.4, розраховуються за початковими даними (4.1) – (4.3) згідно з положеннями сферичної геометрії [100] і порядку розрахунку КМП визначення координат КА в БПС [46; 71; 128]. Для вироблення рішення про ефективність вимірювача і використання або вилучення його з БПС формується оптимізаційна модель (4.26), за якою визначається склад наявних стаціонарних вимірювачів у кількості N_{opt} , що формуватимуть оптимальну просторову структуру БПС. Наведена послідовність дій дозволяє за визначеним складом частинних критеріїв оптимальності (4.54) відповідно до багатокритеріальної оптимізаційної моделі (4.26) сформувавши оптимальну просторову структуру БПС із N_{opt} вимірювачів.

Визначення координат дислокації додаткових активних вимірювачів у БПС з урахуванням обмежень території їх дислокації ґрунтується на врахуванні результатів розрахунків, отриманих на попередніх етапах – оптимізації кількісного складу та визначення наявних стаціонарних вимірювачів в ІС. Критеріальні вимоги до БПС для визначення координат дислокації додаткових вимірювачів визначені системою (4.28). Формування їх модельних залежностей для визначення оптимальної структури системи з активних (у тому числі різнотипних) вимірювачів потребує виконання низки розрахунків.

Критерій точності БПС являє собою функціональну залежність $V_S(\lambda_i, \varphi_i)$ об'єму просторової області похибок визначення координат КА в багатопозиційній системі від оптимізованих параметрів – географічних координат дислокації вимірювачів. У функції критерію точності повинні враховуватись точнісні характеристики засобів вимірювання та їх взаємне розміщення відносно напрямку

на ціль. У свою чергу в інформації про напрям на ціль закладені дані про орієнтацію зон огляду інформаційних засобів. Для формування функції $V_S(\lambda_i, \varphi_i)$ з урахуванням вказаних особливостей, виконаємо ряд перетворень [53]. Нехай в ГАСК є відомим вектор координат КА для заданого моменту часу t_0 – (див. вираз (4.3)). Вважається відомою оптимальна кількість вимірювачів N_{opt} , що формують БПС. Склад і точнісні характеристики вимірюваних параметрів траєкторії руху КА в РЛСК для i -го вимірювача задаються КМП

$$R_{РЛСКi} = \begin{pmatrix} \sigma_r^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\varepsilon^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\beta^2 \end{pmatrix}, \quad i = 1 \dots N_{opt}. \quad (4.59)$$

У результаті перетворень вектора координат (4.3) з ГАСК у РЛСК дістаємо функціональні залежності

$$\begin{aligned} r_1 &= f_1(x_0, y_0, z_0, \lambda_1, \varphi_1), \quad \varepsilon_1 = f_1(x_0, y_0, z_0, \lambda_1, \varphi_1), \quad \beta_1 = f_1(x_0, y_0, z_0, \lambda_1, \varphi_1); \\ r_2 &= f_2(x_0, y_0, z_0, \lambda_2, \varphi_2), \quad \varepsilon_2 = f_2(x_0, y_0, z_0, \lambda_2, \varphi_2), \quad \beta_2 = f_2(x_0, y_0, z_0, \lambda_2, \varphi_2), \dots; \\ r_{N_{opt}} &= f_{N_{opt}}(x_0, y_0, z_0, \lambda_{N_{opt}}, \varphi_{N_{opt}}), \quad \varepsilon_{N_{opt}} = f_{N_{opt}}(x_0, y_0, z_0, \lambda_{N_{opt}}, \varphi_{N_{opt}}); \\ \beta_{N_{opt}} &= f_{N_{opt}}(x_0, y_0, z_0, \lambda_{N_{opt}}, \varphi_{N_{opt}}). \end{aligned} \quad (4.60)$$

Для формування узагальненої КМП (4.29) за порційними (4.30) формуються матриці Якобі перетворень вектора \bar{b}' у РЛСК для кожного вимірювача [71]:

$$F_1 = \begin{pmatrix} \frac{\partial r_1}{\partial x_0} & \frac{\partial r_1}{\partial y_0} & \frac{\partial r_1}{\partial z_0} \\ \frac{\partial \varepsilon_1}{\partial x_0} & \frac{\partial \varepsilon_1}{\partial y_0} & \frac{\partial \varepsilon_1}{\partial z_0} \\ \frac{\partial \beta_1}{\partial x_0} & \frac{\partial \beta_1}{\partial y_0} & \frac{\partial \beta_1}{\partial z_0} \end{pmatrix}; \quad F_2 = \begin{pmatrix} \frac{\partial r_2}{\partial x_0} & \frac{\partial r_2}{\partial y_0} & \frac{\partial r_2}{\partial z_0} \\ \frac{\partial \varepsilon_2}{\partial x_0} & \frac{\partial \varepsilon_2}{\partial y_0} & \frac{\partial \varepsilon_2}{\partial z_0} \\ \frac{\partial \beta_2}{\partial x_0} & \frac{\partial \beta_2}{\partial y_0} & \frac{\partial \beta_2}{\partial z_0} \end{pmatrix}; \quad \dots, \quad (4.61)$$

$$F_{N_{opt}} = \begin{pmatrix} \frac{\partial r_{N_{opt}}}{\partial x_0} & \frac{\partial r_{N_{opt}}}{\partial y_0} & \frac{\partial r_{N_{opt}}}{\partial z_0} \\ \frac{\partial \varepsilon_{N_{opt}}}{\partial x_0} & \frac{\partial \varepsilon_{N_{opt}}}{\partial y_0} & \frac{\partial \varepsilon_{N_{opt}}}{\partial z_0} \\ \frac{\partial \beta_{1N_{opt}}}{\partial x_0} & \frac{\partial \beta_{N_{opt}}}{\partial y_0} & \frac{\partial \beta_{N_{opt}}}{\partial z_0} \end{pmatrix}.$$

Вирази (4.30) забезпечують отримання N_{opt} КМП визначення координат КА в ГАСК для кожного вимірювача в БПС. При цьому кожен елемент КМП функціонально пов'язаний з географічними координатами вимірювача (4.1) для загальної точки з єдиними координатами КА в ГАСК (4.3). Отже, отримана функціональна залежність точнісних характеристик визначення координат КА кожним вимірювачем від оптимізованих параметрів, яка дозволяє побудувати узагальнену КМП визначення координат КА в БПС (4.29) – $R_{RZ}(\lambda_i, \varphi_i)$ також залежну від параметрів оптимізації. Обчислення за $R_{RZ}(\lambda_i, \varphi_i)$ об'єму просторового стропа можливого знаходження КА виконується за виразом [73]

$$V_S(\lambda_i, \varphi_i) = \frac{(\pi T_p)^{d/2} \sqrt{\det R_{RZ}(\lambda_i, \varphi_i)}}{\Gamma\left(\frac{d}{2} + 1\right) (k-1)^{d/2}}, \quad (4.62)$$

де T_p – p -відсоткова критична точка розподілу Хотелліпнга, яка визначається, виходячи з імовірності потрапляння КА в строб (довірчу область) з об'ємом V_S , є табличною величиною i , наприклад, для ймовірності перебування КА в стробі, що становить 0,97, набуває значення 1,6827;

k – кількість випробувань, реалізованих за методом Монте-Карло, для отримання статистичних характеристик досліджуваного процесу при визначенні КМП оцінювання координат КА в БПС, а в разі застосування аналітичного методу її розрахунку складає значення, що забезпечує сталі результати задачі статистичних випробувань і складатиме 100 ітерацій [46; 131];

d – кількість параметрів траєкторії КА, що підлягають оцінюванню;

$\Gamma\left(\frac{d}{2} + 1\right)$ – гамма-функція, що для $d = 3$ набуває значення 0,8862.

Отже, маємо функціональну залежність, що описує зміну першого частинного критерію для формування оптимальної структури БПС шляхом визначення географічних координат дислокації вимірювачів. Матрицю $R_{RZ}(\lambda_i, \varphi_i)$ для різнотипних вимірювачів слід формувати за початкових КМП (4.59) розмірністю, визначуваною максимальним складом вимірюваних параметрів траєкторії одного з вимірювачів. При цьому компоненти КМП для параметрів траєкторії КА, що не вимірюються в інформаційному засобі певного типу, припускаються рівними одиниці.

Для отримання функціональної залежності параметра S за виразом (4.31) від оптимізованих величин значення B_i виражається через координати дислокації вимірювачів – λ_i, φ_i . При цьому координати дислокації пункту збирання й оброблення даних вважаємо відомими і такими, що дорівнюють λ, φ . Відповідно до положень сферичної геометрії відстань між двома точками на поверхні Землі за відомими географічними координатами визначаємо згідно з виразом

$$B_i = \arccos(\sin \varphi_i \sin \varphi + \cos \varphi_i \cos \varphi \cos(\lambda - \lambda_i)) R_3, \quad (4.63)$$

де R_3 – радіус Землі.

Підставивши вираз (4.63) у (4.31), отримаємо функціональну залежність частинного критерію вартості БПС від оптимізованих параметрів. Отримані функціональні залежності (4.62), (4.31), що описують зміну частинних критеріїв (4.28), дозволяють сформулювати оптимізаційну модель (4.32) для формування оптимальної просторової структури БПС шляхом визначення координат дислокації вимірювачів. Особливістю моделі (4.32) є нормування частинних критеріїв, що входять до її складу. У цьому випадку нормування має додаткове навантаження – урахування обмежень території дислокації вимірювачів (4.2).

Нормування виконується згідно з виразом (4.14), (4.15), а нормувальні значення визначаються таким чином:

$$\max V_S = V_S(\lambda_S, \varphi_I), \max S = S(\lambda_S, \varphi_I). \quad (4.64)$$

Отже, сформовані функції частинних критеріїв оптимальності просторової структури БПС $V_S(\lambda_i, \varphi_i)$ $S(\lambda_i, \varphi_i)$ та оптимізаційна модель (4.32) дозволяють визначити координати додаткових вимірювачів $\lambda_i^{opt}, \varphi_i^{opt}$ шляхом розв'язання системи рівнянь (4.33).

Для демонстрації можливостей та оцінювання дієвості запропонованого підходу щодо оптимізації просторової структури БПС розглянуто приклад, сутність якого полягає в такому. Для контролю космічного простору над Україною необхідно визначити оптимальну просторову структуру БПС. Система повинна забезпечувати супровід та високоточне визначення ПУ руху КА типу «Січ». За центр контрольованої просторової області вважатимемо точку з координатами в ГАСК $x = 3813,835$ км, $y = 2322,496$ км, $z = 5246,156$ км та з проекцією на поверхню Землі з географічними координатами $\lambda = 31,340^\circ$, $\varphi = 49,596^\circ$ (поблизу м. Черкаси). Багатопозиційну інформаційну систему складатимуть РЛС з тактико-технічними характеристиками, що не поступаються РЛС ДВ (надобрійного виявлення).

Для спрощення аналізу отримуваних з використанням запропонованого підходу результатів та оцінювання адекватності отримуваних розв'язків були введені такі припущення. Оптимальна кількість вимірювачів у системі складатиме три РЛС. Вважались відомими координати дислокації двох РЛС, першої – $\lambda = 48,460^\circ$, $\varphi = 22,780^\circ$ (поблизу м. Мукачеве) та другої – $\lambda = 44,580^\circ$, $\varphi = 33,380^\circ$ (поблизу м. Севастополь). Критеріальну функцію вартості БПС формуватимемо пропорційно взаємним відстаням третього вимірювача щодо перших двох. За таких умов очевидним є розв'язок задачі визначення координат розташування третього вимірювального засобу, який би доповнював сформовану просторову структуру до

правильного трикутника, що є ознакою адекватності сформованих рішень, отриманих з використанням розробленого підходу.

Розрахунки показали, що при застосуванні моделі (4.32) за умов рівноправності частинних критеріїв точності та вартості координати третьої позиції становлять $\lambda = 46,429^\circ$, $\varphi = 27,962^\circ$. При цьому нормована КМП визначення координат КА БПС у ГАСК та об'єм строба для просторової точки, відносно якої формувалась оптимальна структура системи, набувають значення

$$R_{RZ} = \begin{pmatrix} 0,00163 & 0,116860 & 0,50053 \\ 0,11680 & 0,00163 & -0,46989 \\ 0,50053 & -0,44413 & 0,00146 \end{pmatrix}, V_S = 0,20724 \cdot 10^{-7} \text{ км}^3. \quad (4.65)$$

Отримані координати розташування третьої вимірювальної позиції відповідають середній точці бази між РЛС, розташованих поблизу м. Мукачеве та м. Севастополь. Це є наслідком фізичної сутності вартісного критерію – мінімум відстані між вимірювачами при фіксованій базі між стаціонарними інформаційними засобами. Надалі проводились дослідження щодо примусового домінування частинного критерію точності над вартісним через уведення відповідних вагових значень у моделі (4.32). Результати досліджень показали, що залежно від ступеня домінування точнісного частинного критерію координати дислокації третьої вимірювальної позиції зміщуються у північно-західному напрямі по території України, а фактично по медіані утвореного БПС трикутника, наближаючи його до правильної форми. Для граничного варіанта – нульового значення вагового коефіцієнта частинного критерію вартості й одиничного значення ваги частинного критерію точності – координати дислокації третього вимірювача без обмежень території розташування БПС становлять $\lambda = 54,014^\circ$, $\varphi = 33,442^\circ$. Отримані результати відповідають структурі БПС, складеної з трьох вимірювачів у вигляді, наближеному до правильного трикутника.

Нормована КМП визначення координат КА БПС у ГАСК та об'єм просторового строба мають значення

$$R_{RZ} = \begin{pmatrix} 0,00159 & 0,12817 & 0,54685 \\ 0,12817 & 0,00162 & -0,44413 \\ 0,54685 & -0,44413 & 0,00150 \end{pmatrix}; V_S = 0,20233 \cdot 10^{-7} \text{ км}^3. \quad (4.66)$$

З урахуванням обмежень території дислокації вимірювачів (див. (4.64)) визначені координати дислокації третього вимірювального пункту БПС становлять $\lambda = 52,023^\circ$, $\varphi = 33,452^\circ$, що відповідає її розташуванню поблизу м. Шостка. При цьому зменшення точнісних характеристик системи є незначним.

Аналіз отриманих даних доводить дієвість запропонованого підходу, що підтверджується отриманням очевидного розв'язку задачі у випадку домінування частинного критерію точності визначення координат КА в БПС. Співвідношення точнісних характеристик системи, поданих у вигляді об'єму просторового стропа (див. (4.65), (4.66)), а саме підвищення точності визначення координат КА в БПС, наближеної за своєю просторовою структурою до правильного трикутника, також підтверджує адекватність отриманих результатів. Таким чином, запропонований підхід до визначення оптимальної просторової структури БПС з використанням розроблених багатокритеріальних оптимізаційних моделей є дієвим та ефективним. Застосування запропонованого підходу особливо важливе у випадках, коли очевидний розв'язок цієї задачі не є прийнятним, або неможливим для визначення. Така ситуація виникає у разі використання різнотипних за складом вимірюваних параметрів, принципів функціонування та точнісних характеристик вимірювачів у БПС; зміни контрольованої області простору; змін в обмеженнях території дислокації окремих вимірювачів, що характерно для мобільних інформаційних засобів і в разі створення нових, або динамічного гнучкого формування віртуальних БПС для забезпечення високої точності визначення координат об'єкта спостереження. Запропонований підхід можна також застосовувати у випадках зміни призначень та функцій БПС.

Проведені дослідження й отримані результати дозволяють сформулювати загальну методіку визначення оптимальної просторової структури БПС з активних вимірювачів, яка містить такі етапи [69; 107; 118].

1. Формування сегмента вхідних даних (4.1) – (4.3).

2. Розрахунок оптимальної кількості вимірювачів у БПС відповідно до оптимізаційної моделі (4.19) або (4.20):

2.1) визначення переліку частинних критеріїв оптимальності БПС за кількісним складом – (4.4), (4.5);

2.2) опис зміни критеріїв оптимальності кількісного складу БПС (4.6);

2.3) розрахунок оптимальної кількості вимірювачів в БПС відповідно до послідовності:

2.3.1) нормування частинних критеріїв оптимальності відповідно до виразів (4.12) – (4.15) для дискретного опису їх зміни та відповідно до виразів (4.17), (4.18) на обмеженому інтервалі (4.16);

2.3.2) визначення параметрів модельних функцій частинних критеріїв (4.7), (4.8) за дискретними даними (4.6) згідно з МНК (етап виконується для аналітичного опису зміни частинних критеріїв оптимальності);

2.3.3) формування оптимізаційних моделей (4.19) або (4.20) та визначення оптимальної кількості вимірювачів в БПС згідно з правилами (4.21), або (4.23).

3. Формування оптимальної просторової структури БПС з наявних стаціонарних активних вимірювачів за моделями (4.25), (4.56) – (4.58) та за системою частинних критеріїв (4.54), (4.55).

4. Визначення координат дислокації додаткових вимірювачів у БПС з урахуванням обмежень території їх дислокації згідно з багатокритеріальною оптимізаційною моделлю (4.23) та проміжними обчисленнями при формуванні частинних критеріїв (4.28) згідно (4.59) – (4.63).

Отже, розроблено методику визначення оптимальної просторової структури БПС за кількісним складом та просторовою конфігурацією, яка вирізняється поданням задачі у вигляді багатокритеріальної моделі та отриманням аналітичного її розв'язку, що забезпечує підвищення точності визначення ПУ руху КА. При цьому враховано технічні характеристики окремих вимірювачів, їх взаємне розташування й оперативні можливості щодо вимірювання параметрів руху КА, ракурс на ціль і охоплення зоною відповідальності ділянки траєкторії її руху.

4.1.2. Методика визначення оптимізації просторової структури багатопозиційної інформаційної системи з пасивних вимірювачів

Визначення оптимальної просторової структури БПС з пасивних вимірювачів, в якості яких використовуватимуться радіопеленгатори (РП), полягає у наступному [122; 123]. Нехай задано N стаціонарних радіопеленгаторних пунктів з відомими географічними координатами їх розташування: λ_i – довготу; φ_i – широту, $i = 1..N$, а також загальну кількість доступних для використання додаткових вимірювачів. Необхідно сформулювати оптимальну просторову структуру БПС з пасивних вимірювачів (радіопеленгаторну мережу (РПМ)), визначивши склад використовуваних стаціонарних, кількість і координати дислокації додаткових РП, що забезпечує найвищу точність визначення координат об'єкта спостереження зі збереженням пропускної здатності системи шляхом мінімізації кількості використовуваних вимірювачів. Радіопеленгаторна мережа визначає координати ДРВ, які розташовані на об'єктах спостереження (ОС). Наприклад: джерела ненавмисних завад – ДРВ на виробничих підприємствах, ретрансляційних вишках телекомунікаційних систем тощо – ОС; РЛС, засоби зв'язку – ДРВ літаків, наземних пунктів керування та ін. – ОС. Така БПС призначена для контролю радіоелектронної обстановки: у зоні дії засобів визначення координат ДО (КО, АО) для забезпечення надійного керування ними; у зоні дії систем радіонавігації літальних апаратів і наземних об'єктів для забезпечення безпеки руху тощо [26; 138; 165; 185].

Для розв'язання сформованої у такий спосіб задачі необхідно визначити вектор (3.4) – відправну точку для формування просторової структури БПС. Для цього попередньо визначаються координати обраного ДРВ на ОС обмеженою кількістю РП. Якщо задано район пеленгації, то за вектор \bar{b}' беруться координати його центра. Отримані дані зводяться до географічних координат ОС (просторової точки) як проекції на поверхню Землі:

$$\bar{b}'_p = (\lambda_C, \varphi_C)^T, \quad (4.67)$$

де λ_C, φ_C – довгота і широта проекції просторової точки для формування БПС на поверхню Землі.

Надалі оптимальна просторова структура РПМ формується відповідно до багатокритеріальних моделей: оптимізації кількісного складу БПС; формування просторової структури РПМ з наявних стаціонарних вимірювачів; визначення координат дислокації додаткових інформаційних засобів.

Визначення оптимальної кількості РП у РПМ за частинними критеріями з дискретним описом. Оптимальним вважатимемо кількість РП у мережі, яке забезпечує найвищу точність визначення координат ДРВ за мінімальних витрат на створення й експлуатацію системи. Тобто матимемо суперечливу ефективнісно-вартісну систему частинних критеріїв (4.4), (4.5). Дискретні значення, що характеризують зміну частинного критерію (4.4), розраховуємо з використанням виразу для визначення радіуса довірчої області похибки визначення координат ДРВ [86]:

$$R_p(N) = \sqrt{\sum_{q=1}^N \frac{1}{(\sigma_{\theta_q} R_q)^2} \left[\sum_{q=1}^N \sum_{\xi=q+1}^N \left(\frac{\sin \gamma_{q\xi}}{\sigma_{\theta_q} \sigma_{\theta_\xi} R_q R_\xi} \right)^2 \right]^{-1}}, \quad (4.68)$$

де $\gamma_{q\xi}$ – кут засічки, утворений лініями пеленга від q -го та ξ -го РП на ДРВ;

$\sigma_{\theta_q}, \sigma_{\theta_\xi}$ – СКВ похибки визначення пеленгів відповідним РП;

R_q, R_ξ – відстань від точки розташування ДРВ до кожного РП у радіопеленгаторній парі.

За виразом (4.68) виконано моделювання, що полягає в розрахунку значень $R_p(N)$ у разі зміни параметра N . Ідеалізована РПМ формується у вигляді правильних багатокутників, у вершинах яких розташовані РП, а ДРВ розміщено в

центрі утвореної фігури на відстані від вимірювача близько 80 км. Похибка визначення пеленга однакова для кожного РП і становить $\sigma_{\theta} = 1^{\circ}$.

Дискретні значення, що описують зміну критерію вартості РПМ (4.5), у найпростішому випадку, можна отримати за лінійним законом:

$$S(N) = S_0 + S_1 N, \quad (4.69)$$

де S_0, S_1 – узагальнені витрати на створення, експлуатацію й обслуговування РПМ.

Результатом обчислень за виразами (4.68), (4.69) є дискретні значення, що описують зміну частинних критеріїв оптимальності РПМ (4.4), (4.5), наведено в табл.4.5.

Таблиця 4.5

Дискретні значення, що описують зміну критеріїв оптимальності РПМ

Показник	N							
	2	3	4	5	6	7	8	9
$R_p(N)$	2,279	1,610	1,395	1,247	1,139	1,054	0,986	0,930
$S(N)$	2	3	4	5	6	7	8	9

Узагальнений критерій оптимальності РПМ за кількісним складом вимірювачів формується за багатокритеріальною моделлю (4.19). Нормування частинних критеріїв здійснюється за виразами (4.12), (4.13). Результатом застосування до даних табл.4.5 оптимізаційної моделі з дискретним описом частинних критеріїв за одиничних вагових коефіцієнтів є таблиця значень.

Аналіз даних, наведених у табл.4.6, відповідно до правила (4.21) дозволяє визначити оптимальне значення кількості РП у мережі, яке становить $N_{opt} = 4$. Наведений результат отримано для ідеалізованого варіанта розташування вимірювачів і спрощеного подання критеріальної функції вартості, що потребує

уточнення і прив'язки до реальної геометрії РПМ, її економічних і технічних показників.

Таблиця 4.6

Опис зміни узагальненого критерію оптимальності РПМ

Показник	N							
	2	3	4	5	6	7	8	9
$\chi(\varphi_0)$	2,320	2,251	2,250	2,261	2,277	2,299	2,324	2,352

Отже, значення параметра N_{opt} необхідно визначати щоразу у випадку зміни умов розв'язуваної задачі. Таким чином, наведені результати розрахунків доводять можливість застосування моделі (4.9) для визначення оптимальної просторової структури РПМ за кількісним складом вимірювачів.

Визначення оптимальної кількості РП у РПМ за частинними критеріями з аналоговим описом. Для розрахунку враховано таке: вимірювачі розташовані поблизу вершин правильного багатокутника із СКВ похибок визначення пеленга $\sigma_0 = 2^\circ$ в зоні пеленгації до 100 км. Результатом використання виразів (4.68), (4.69) є дискретні значення, подані в табл.4.7.

Таблиця 4.7

Дискретні значення, що описують зміну критеріїв оптимальності РПМ

Показник	N						
	2	3	4	5	6	8	10
$R_p(N) = Q^{-1}(N)$	2,82	1,65	1,27	1,23	1,08	0,79	0,65
$S(N)$	2	3	4	5	6	8	10

Використовуючи для опису даних табл.4.7 як базові модельні функції вигляду (4.7), (4.8) з конкретизованим виглядом

$$Q^{-1}(N) = q_0 + q_1 N + q_2 N^2, \quad S(N) = s_0 + s_1 N, \quad (4.70)$$

де q_i, s_i – невідомі параметри апроксимуючих функцій; за даними табл.4.7 згідно з МНК та моделями (4.70) отримано функціональні залежності для критеріальних функцій

$$Q^{-1}(N) = 5,555 - 1,753N + 0,170N^2, \quad S(N) = N. \quad (4.71)$$

Надалі, за оптимізаційною моделлю (4.20), згідно з нормуваннями (4.17), (4.18) для обмеженого діапазону зміни параметра оптимізації N з урахуванням (4.71) отримано рівняння для визначення оптимальної кількості РП у РПМ

$$\frac{0,124N - 0,624}{(-1,034 - 0,062N^2 + 0,642N)^2} + \frac{0,1}{(1 - 0,1N)^2} = 0. \quad (4.72)$$

Результатом розв'язання рівняння (4.72) є $N = 4,42$, яке після округлення за правилом (4.23) становить оптимальну кількість РП у РПМ для заданих початкових умов $n_{opt} = 4$. Отриманий результат збігається і підтверджує розв'язок оптимізаційної задачі за дискретним описом частинних критеріїв.

Формування оптимальної просторової структури РПМ із стаціонарних вимірювачів. Оптимальною вважатимемо структуру РПМ, що забезпечує найвищу точність визначення координат ДРВ за заданої (оптимальної) кількості використовуваних РП. Точність визначення координат ДРВ визначається як величина, обернена до похибки (4.68), і перебуває у пропорційній залежності від неї. У свою чергу, вираз (4.68) дозволяє сформулювати перелік частинних критеріїв оптимальності РПМ, які доцільно розглядати окремо, оскільки вираз містить параметри, що мінімізуються (відстані R_q, R_ξ і похибки $\sigma_{\theta_q}, \sigma_{\theta_\xi}$) та ті, що максимізуються (синус кута засічки $\gamma_{q\xi}$), причому вплив параметрів R_q, R_ξ і $\gamma_{q\xi}$ на величину похибки місцевизначення ДРВ є різним. Аналіз виразу (4.68) показує, що для фіксованих точнісних характеристик РП точність розрахунку координат ДРВ визначається значенням кута засічки γ , відстанями R_q, R_ξ , або ж висотою

трикутника h , утвореного точками розташування РП і ДРВ, яка опущена з вершини, де розташоване джерело. Отже, можна утворити просторову структуру радіопеленгаторної пари з оптимальними значеннями γ_{opt} , h_{opt} , що забезпечує найвищу точність визначення координат ДРВ. Тоді частинними критеріями оптимальності просторової структури РПМ можуть бути мінімізовані відхилення параметрів γ , h від їх оптимальних значень $\Delta\gamma$, Δh у кожній радіопеленгаторній парі.

Вираз (4.68) є справедливим у разі виконання умови електромагнітної доступності (ЕМД) ДРВ [175], яка визначається взаємним розташуванням джерела і РП, енергетичними характеристиками сигналу від джерела, можливостями антенно-фідерних трактів приймальних пристроїв вимірювачів і умовами поширення радіохвиль. Електромагнітна доступність ДРВ визначається ймовірністю ЕМД P_E і в найкращому випадку має наближатися до одиниці. Вважатимемо, що умова ЕМД ДРВ виконується, якщо $P_E \geq 0,6$. Вимога максимізації ймовірності ЕМД ДРВ є наступним частинним критерієм оптимальності просторової структури РПМ.

Таким чином, частинними критеріями оптимальності просторової структури РПМ, а фактично контрольованими параметрами для відбору на використання інформації від РП для визначення координат ДРВ, є параметри, що мінімізуються $\Delta\gamma$, Δh , і максимізована ймовірність ЕМД джерела P_E . Значення параметрів $\Delta\gamma$ і Δh визначаються згідно з виразами:

$$\Delta\gamma = |\gamma_{opt} - \gamma|, \quad \Delta h = |h_{opt} - h|. \quad (4.73)$$

Параметри, що входять у вираз (4.73), визначаються таким чином:

$$h_{opt} = R_i \cos(0,5\gamma_{opt}), \quad (4.74)$$

$$R_i = R_Z \arccos(\sin\varphi_i \sin\varphi_C + \cos\varphi_i \cos\varphi_C \cos(\lambda_C - \lambda_i)), \quad i=1..N, \quad (4.75)$$

де R_Z – радіус Землі;

φ_i, λ_i – географічні широта і довгота точки дислокації того РП у парі, за якої значення параметра Δh для оптимального кута засічки γ_{opt} менше;

φ_C, λ_C – координати формування РПМ – компоненти вектора (4.67);

R_i – відстань між i -м РП і ДРВ.

Значення параметра γ_{opt} обирається з умови максимізації знаменника у виразі (4.68), що зумовлює отримання значення параметра h_{opt} за виразом (4.74).

Реальні значення висоти і кута засічки визначаються так:

$$h = R_1 \sqrt{1 - \left(\frac{R_1^2 + B^2 - R_2^2}{2R_1 B} \right)^2}, \quad \gamma = \arccos \left(\frac{R_1^2 + R_2^2 - B^2}{2R_1 R_2} \right), \quad (4.76)$$

де R_1, R_2 – відстані від першого і другого РП у парі до ДРВ;

B – відстань між РП (база радіопеленгаторної пари).

Значення відстаней і бази визначаються аналогічно до виразів (4.75).

Розрахунок параметра ЕМД ДРВ виконується з урахуванням технічних характеристик РП, параметрів ДРВ для різних діапазонів робочих частот відповідно до відомих підходів [175].

З урахуванням викладеного отримано систему частинних критеріїв оптимальності просторової структури РПМ для кожної радіопеленгаторної пари:

$$\begin{cases} \Delta\gamma_{q\xi} \rightarrow \min, \Delta h_{q\xi} \rightarrow \min; \\ P_{Eq} \rightarrow \max, P_{E\xi} \rightarrow \max; \\ q = 1..(N-1), \xi = q + (1..N). \end{cases} \quad (4.77)$$

Сформована система частинних критеріїв характеризує оптимальність РПМ за окремими компонентами, що входять до її складу – радіопеленгаторними парами. Далі необхідно сформулювати розв’язувальне правило для вилучення малоефективних РП з РПМ, що фактично зумовлює формування оптимальної просторової структури мережі, складеної з N_{opt} РП. Для прийняття рішення щодо використання РП у структурі РПМ застосовано моделі (4.25), (4.26). Тобто згідно з технологією вкладених згорток (див. рис.4.4) та (4.25) й уточненого переліку критеріїв (4.77) формується система узагальнених критеріїв оптимальності РПМ за радіопеленгаторними парами

$$W_{q\xi} = \eta_{10}(1 - \Delta\gamma_{q\xi 0})^{-1} + \eta_{20}(1 - \Delta h_{q\xi 0})^{-1} + \eta_{30}(1 - P_{Eq0})^{-1} + \eta_{40}(1 - P_{E\xi 0})^{-1} \rightarrow \min. \quad (4.78)$$

За моделлю (4.26) з урахуванням рівняння (4.78) визначається система узагальнених критеріїв оптимальності РПМ за РП. Рішення про вилучення з РПМ малоефективних РП формуватиметься за результатами аналізу узагальненого критерію оптимальності РПМ за РП. Найгіршим є РП з найбільшим значенням, що характеризує зміну узагальненого критерію (4.26), що і є розв’язальним правилом для формування оптимальної просторової структури РПМ. Таким чином, викладена послідовність дій дозволяє визначати склад і просторову структуру РПМ з наявних стаціонарних РП.

Визначення координат дислокації додаткових РП з урахуванням обмежень району їх розміщення. Для виконання завдання пропонується два підходи – графічний і багатокритеріальний (4.32).

Сутність *графічного підходу* полягає в такому. Нехай для заданого району пеленгації з центром у просторовій точці C (з координатами \bar{b}'_p) або із задалегідь розрахованими координатами ДРВ обрано для використання три стаціонарні радіопеленгатори. Для визначення географічних координат додаткових вимірювачів, що забезпечують підвищення точності визначення

координат джерела, будуються радіопеленгаторні пари з оптимальними кутами засічки відносно напрямів на ДРВ від стаціонарних РП. Визначення за відомими координатами дислокації РП $P_i(\lambda_i, \varphi_i)$, $i = 1 \dots N$ і цілі $C(\lambda_C, \varphi_C)$ за оптимального кута засічки γ_{opt} координат дислокації додаткового вимірювача $P'_i(\lambda'_i, \varphi'_i)$ здійснюється за виразами для широти

$$\begin{aligned} \varphi'_i &= \arcsin(\sin(B'_i / R_Z) \cos \varphi_i (ctg(B'_i / R_Z) tg \varphi_i + \cos \alpha_i)); \\ \alpha_i &= \arctan\left(\frac{\sin(\lambda_C - \lambda_i)}{\cos \varphi_i (tg \varphi_C - tg \varphi_i \cos(\lambda_C - \lambda_i))}\right) - \arccos\left(\frac{B'_i}{2R_i}\right) \end{aligned} \quad (4.79)$$

і для довготи

$$\lambda'_i = \arctg\left(\frac{\sin \alpha_i}{[ctg(B'_i / R_Z) - \cos \alpha_i tg \varphi_i] \cos \varphi_i}\right) + \lambda_i, \quad B'_i = R_i \sqrt{2 - \cos \gamma_{opt}}. \quad (4.80)$$

Отримано надмірну кількість можливих координат розташування РП. Для прийняття рішення про встановлення додаткових РП необхідно відкинути неприйнятні варіанти (ті, координати яких виходять за межі району дислокації РП) і виконати аналіз узагальненого критерію (4.26) для решти варіантів.

Багатокритеріальний підхід до визначення географічних координат додаткових РП ґрунтується на поданні сукупності частинних критеріїв оптимальності РПМ аналітичними функціональними залежностями і використанні оптимізаційної моделі (4.32). Як частинні критерії використовуються точність визначення координат ДРВ з вимогою максимізації і вартість РПМ з вимогою мінімізації. Тобто матимемо систему суперечливих частинних критеріїв вигляду (4.28).

Модельна функція точності – мінімум радіуса довірчої області визначення координат ДРВ у РПМ – формується з використанням виразу (4.68). При цьому оптимальна кількість РП у мережі вважається відомою з попереднього етапу.

Оскільки шуканими оптимізованими параметрами РПМ є координати додаткових вимірювачів, то для отримання функціональної залежності частинного критерію за точністю від шуканих параметрів слід виразити величини, що входять до складу (4.68) через географічні координати вимірювальних пунктів з використанням виразу для розрахунку відстаней (4.75) і кута засічки (4.76). Після підставлення рівнянь (4.75), (4.76) у вираз (4.68) функціональна залежність для критеріальної функції точності визначення місцеположення ДРВ від координат РП, тобто трансформований частинний критерій $V_S(\lambda_i, \varphi_i) \rightarrow \min$, набуде вигляду

$$\begin{aligned} Q(\lambda_1, \varphi_1, \lambda_2, \varphi_2, \dots, \lambda_i, \varphi_i, \dots, \lambda_N, \varphi_N) = \\ = R_p^{-1}(\lambda_1, \varphi_1, \lambda_2, \varphi_2, \dots, \lambda_i, \varphi_i, \dots, \lambda_N, \varphi_N) \rightarrow \max, \end{aligned} \quad (4.81)$$

де $\lambda_i, \varphi_i, i = 1..N$ – шукані географічні координати розташування РП.

Для формування критеріальної функції вартості РПМ використовується вираз (4.31), тоді

$$\begin{aligned} L(\lambda_1, \varphi_1, \lambda_2, \varphi_2, \dots, \lambda_i, \varphi_i, \dots, \lambda_N, \varphi_N) = \\ = (M_1 + L_1(\lambda_1, \varphi_1)) + (M_2 + L_2(\lambda_2, \varphi_2)) + \dots \\ + (M_i + L_i(\lambda_i, \varphi_i)) + \dots + (M_N + L_N(\lambda_N, \varphi_N)) \rightarrow \min, \end{aligned} \quad (4.82)$$

де M_i – коефіцієнт вартості створення і експлуатації i -го РП;

$L_i(\lambda_i, \varphi_i)$ – вартість телекомунікаційних систем, пропорційна відстані між пеленгаторами і пов'язана з географічними координатами їх дислокації згідно з виразом (4.81).

Таким чином, маємо уточнену систему критеріїв для багатокритеріальної оптимізаційної задачі визначення геометричної структури РПМ з урахуванням (4.81), (4.82)

$$\begin{cases} Q(\lambda_1, \varphi_1, \lambda_2, \varphi_2, \dots, \lambda_i, \varphi_i, \dots, \lambda_N, \varphi_N) \rightarrow \max; \\ L(\lambda_1, \varphi_1, \lambda_2, \varphi_2, \dots, \lambda_i, \varphi_i, \dots, \lambda_N, \varphi_N) \rightarrow \min; \\ \lambda_1, \varphi_1, \lambda_2, \varphi_2, \dots, \lambda_i, \varphi_i, \dots, \lambda_N, \varphi_N - \text{var.} \end{cases} \quad (4.83)$$

Вважаючи відомими координати дислокації відібраних стаціонарних РП, отримаємо залежності критеріальних функцій (4.83) від шуканих координат додаткових вимірювачів у РПМ. Для розв'язання оптимізаційної задачі застосовується багатокритеріальна модель (4.32), при цьому територіальні обмеження щодо розміщення РП враховуються в нормуванні частинних критеріїв (4.83) або в обмеженнях інтервалу пошуку розв'язку.

Таким чином, запропоновані підходи дозволяють визначити географічні координати дислокації додаткових РП для формування оптимальної структури РПМ з урахуванням наявних стаціонарних РП і обмежень району розташування додаткових вимірювачів. Відмінності, що зумовлюють вибір для використання одного з них, полягають у такому. Графічний підхід має відносно меншу обчислювальну складність, багатокритеріальний – забезпечує формування оптимальної РПМ як з використанням наявних РП, так і з абстрагуванням від статичної структури. Отже, вибір для використання одного з двох запропонованих підходів визначається складом початкових даних, вимогами до оперативності розрахунків і особливостями вирішуваного завдання.

Виходячи з викладеного вище, запропоновано *методику визначення оптимальної просторової структури РПМ* [122; 123].

1. Попереднє визначення координат ДРВ обмеженим складом вимірювачів або встановлення центра району пеленгації у вигляді векторів (4.3), (4.67).

2. Розрахунок оптимальної кількості вимірювачів у РПМ відповідно до моделі (4.19) або (4.20) та правил (4.21), (4.23).

3. Формування просторової структури РПМ на базі наявних вимірювачів з використанням оптимізаційної моделі (4.78), (4.26).

4. Визначення координат дислокації додаткових РП з урахуванням обмежень району їх розташування за виразами (4.79), (4.80) або моделлю (4.32).

5. Вироблення рішення про склад оптимальної структури РПМ.

Таким чином, розроблена методика ґрунтується на використанні методів багатокритеріального аналізу й оптимізаційних моделей (4.19), (4.20), (4.78), (4.26) та (4.32). У запропонованому підході враховуються технічні характеристики використовуваних РП, а також взаємне розташування вимірювачів і ДРВ. Методика дозволяє визначити оптимальний за критерієм «ефективність – вартість» кількісний склад і геометричну конфігурацію РПМ, що зумовлює підвищення точності і забезпечує високу пропускну здатність системи. Останнє досягається вивільненням ресурсу РПМ при її оптимізації за кількісним складом.

Для оцінювання ефективності запропонованої методики був розглянутий приклад її використання. Нехай в ході проведення радіомоніторингу РПМ, що складається з $N=5$ стаціонарних РП, розташованих по периметру контрольованого району неправильної форми, отримано виміри пеленгу на ДРВ: $\theta_1 = 323^\circ, \theta_2 = 248^\circ, \theta_3 = 272^\circ, \theta_4 = 258^\circ, \theta_5 = 201^\circ$. Відстань від РП до ДРВ у середньому становить 100 км. Середньоквадратичне відхилення похибки вимірювання пеленгу в РП однакове – $\sigma_\theta = 1^\circ$. Необхідно визначити оптимальну структуру РПМ із забезпеченням найвищої точності визначення координат ДРВ та пропускну здатності системи.

Для заданих умов пеленгації оптимальна кількість вимірювачів у РПМ складає $N_{opt} = 4$. Для визначення просторової структури мережі з наявних стаціонарних вимірювачів виконано розрахунки, результати яких наведено в табл.4.8.

У табл.4.8 для кожної радіопеленгаторної пари $q\xi, (q=1..4, \xi=2..5)$ подано абсолютні $\Delta\gamma_{q\xi}, \Delta h_{q\xi}, P_{Eq}, P_{E\xi}$ і нормовані $\Delta\gamma_{q\xi 0}, \Delta h_{q\xi 0}, P_{Eq0}, P_{E\xi 0}$ дискретні значення, що характеризують зміну відповідних критеріальних функцій, а також нормовані значення, що характеризують зміну узагальненого критерію оптимальності РПМ за радіопеленгаторними парами $W_{0q\xi}$. Для

розглянутого прикладу нормувальний параметр W_{por} (найгірша абстрактна радіопеленгаторна пара) формувався із значень, що описують зміну частинних критеріїв $\Delta\gamma_{q\xi 0} = 0,161$, $\Delta h_{q\xi 0} = 0,324$, $P_{Eq0} = P_{E\xi 0} = 0,244$.

Таблиця 4.8

Результати розрахунків з визначення оптимальної структури РПМ

q, ξ	1,2	1,3	1,4	1,5	2,3
$\Delta\gamma_{q\xi}$, рад	0,684	0,749	1,064	1,788	1,834
$\Delta h_{q\xi}$, км	147,577	62,414	105,088	201,394	184,956
P_{Eq}	0,654	0,654	0,654	0,654	0,688
$P_{E\xi}$	0,688	0,894	0,916	0,943	0,894
$\Delta\gamma_{q\xi 0}$	0,060	0,065	0,093	0,157	0,161
$\Delta h_{q\xi 0}$	0,090	0,038	0,064	0,123	0,113
P_{Eq0}	0,244	0,244	0,244	0,244	0,232
$P_{E\xi 0}$	0,232	0,178	0,174	0,169	0,178
$W_{0q\xi}$	0,900	0,874	0,885	0,912	0,910

Продовження табл. 4.8

Результати розрахунків з визначення оптимальної структури РПМ

q, ξ	2,4	2,5	3,4	3,5	4,5
$\Delta\gamma_{q\xi}$, рад	1,519	0,568	1,586	0,635	0,950
$\Delta h_{q\xi}$, км	142,225	112,530	111,802	32,817	527,882
P_{Eq}	0,688	0,688	0,894	0,894	0,916
$P_{E\xi}$	0,916	0,943	0,916	0,943	0,943
$\Delta\gamma_{q\xi 0}$	0,133	0,049	0,139	0,055	0,083
$\Delta h_{q\xi 0}$	0,087	0,069	0,068	0,020	0,324
P_{Eq0}	0,232	0,232	0,178	0,178	0,174
$P_{E\xi 0}$	0,174	0,169	0,174	0,169	0,169
$W_{0q\xi}$	0,895	0,871	0,877	0,846	0,937

Щоб виключити малоефективний РП, були розраховані значення узагальненого критерію за моделлю (4.26) для кожного РП: $D_1 = 0,44456$,

$D_2 = 0,44463$, $D_3 = 0,44366$, $D_4 = 0,44487$, $D_5 = 0,44450$. Найбільше значення параметра D_i є ознакою можливого виключення РП з РПМ. Виходячи з отриманих даних, доцільним є виключення з мережі четвертого РП. Для перевірки правильності сформованих рішень виконано розрахунки точності визначення координат ДРВ. Так, точність визначення місцеположення ДРВ повним складом РП становить $R_p = 11,543$ км, а РПМ з чотирьох вимірювачів (з номерами 1, 2, 3, 5) – $R_p = 11,843$ км. Будь-яка зміна в конфігурації скоригованої РПМ призводить до істотного зниження точності визначення координат ДРВ, що є ознакою оптимальності сформованої структури для заданих умов і введених обмежень. На підставі отриманих результатів формується рішення про склад оптимальної структури РПМ. Для заданих початкових умов і обмежень оптимальною за критеріями найвищої точності визначення координат ДРВ і мінімальних витрат на її створення і обслуговування є РПМ, складена з чотирьох РП з номерами 1, 2, 3, 5. Вивільнений ресурс радіопеленгаторних пунктів доцільно використовувати для підвищення пропускної здатності РПМ.

Результати розрахунків підтверджують ефективність сформованих багатокритеріальних оптимізаційних моделей і розробленої методики визначення оптимальної структури РПМ. Запропонований підхід враховує частинні показники: електромагнітної доступності ДРВ, геометричної конфігурації мережі, її вартість, а також стаціонарні РП, та надає можливість розрахунку координат дислокації додаткових вимірювальних пунктів. Методика ґрунтується на використанні методів багатокритеріального аналізу, що підвищує адекватність опису вирішуваного завдання і, як наслідок, достовірність кінцевих рішень.

Таким чином, розроблено багатокритеріальну оптимізаційну модель визначення оптимальної просторової структури БПС. Приклади її застосування для формування системи з активних і пасивних вимірювачів доводять її дієвість для розв'язання подібного класу задач.

4.2. Багатокритеріальна математична модель структурного та параметричного синтезу складної інформаційної системи

Розв'язання цільових задач ергатичними ІКС навігації та керування рухом передбачає також етап оброблення цільової інформації яка залежно від типу космічної системи може включати: телеметрію, знімки земної поверхні певного діапазону хвиль і розрізнення та ін. Для космічних систем ДЗЗ це оброблення даних космічного спостереження для їх цільового використання, а також для вироблення завдань (команд) об'єкту керування – космічному сегменту (КА ДЗЗ) для знімання необхідної (заданої) ділянки земної поверхні. Зазначене потребує довгострокового накопичення та ретроспективного аналізу великих обсягів інформаційних масивів – знімків земної поверхні. Задачі накопичення та попереднє оброблення даних ДЗЗ покладаються на спеціалізовані системи архівації, які являють собою складну інформаційну систему. У свою чергу ефективність СА і, як наслідок, якість виконуваних з використанням даних ДЗЗ завдань значною мірою залежать від застосовуваних методологій їх синтезу – обґрунтованості та реалізації етапів структурного та параметричного синтезу системи. Синтез СА даних ДЗЗ належить до класу задач аналізу та синтезу складних систем [103; 173]. Ефективність розв'язання такого класу задач підвищується із застосуванням методів багатокритеріального аналізу. Тому саме розробленню багатокритеріальних оптимізаційних моделей структурного і параметричного синтезу СА присвячено матеріал цього підрозділу.

Багатокритеріальна математична модель структурного синтезу складної інформаційної системи. Будь-яка складна система визначається трьома категоріями: елементом, відношенням, властивістю. Однозначний і повний опис цих категорій визначають систему, її структуру, ефективність і т.і. Метою синтезу системи є конкретизація і визначення оптимальних (раціональних) значень, що відображають вказані категорії. Тоді математичне трактування задачі

структурного синтезу складної системи полягає у такому. Універсум елементів M і відношення між ними R визначають універсум властивостей P , що реалізуються на цих елементах і відношеннях, $P = M \times R$, а декартовий добуток $S = M \times R \times P$ визначає універсум системи S . Отже, конкретна система однозначно визначена, якщо задано підмножини елементів $\mu = \{\mu_1, \dots, \mu_i\}$, $\mu \subset M$; відношення між ними $R = \{R_1, \dots, R_i\}$, $R \subset R$ і властивості $\Phi = \{p_1, \dots, p_k\}$, $\Phi \subset P$. При цьому множини μ , R , Φ є скінченними і піддаються інформаційному опису, якщо визначений рівень деталізації елементів системи.

Основне призначення (функція) СА даних ДЗЗ полягає у створенні і поповненні архіву даних, оперативному пошуку і наданні доступу до необхідної інформації. Виходячи із призначення СА, її структуру можна подати двома компонентами – програмною та апаратною. В результаті структурного синтезу отримаємо автоматизоване робоче місце (АРМ) оператора для архівації та оброблення даних ДЗЗ. Надалі розглядатиметься розв'язання задачі структурного синтезу апаратної компоненти СА, яка являє собою обчислювальний засіб і може бути задана обмеженою кількістю елементів та описана скінченним переліком варіантів побудови. Оптимальний варіант побудови системи вибирається за сукупністю частинних критеріїв з використанням багатокритеріальних оптимізаційних методів.

Структурний синтез апаратної компоненти СА передбачатиме: формування системи показників та критеріїв оптимальності структури; формування математичної моделі структурного синтезу і визначення сукупності альтернативних варіантів побудови системи; вибір оптимального варіанта побудови СА за сукупністю критеріїв.

Апаратна компонента СА як обчислювальний засіб може включати сукупність дискретних елементів: материнську (системну) плату (МВ); мікропроцесор (CPU); відеосистему (VS), що складається з монітора та

відеоадаптера; оперативний архів (ОА), що складається з оперативного запам'ятовувального пристрою (ОЗП) – (RAM) та накопичувача на жорсткому диску (HDD); довгостроковий архів (ДА), який складатиметься з пристроїв запису (зчитування) та накопичення даних на оптичних дисках (CD, DVD) і flash накопичувача; зовнішні пристрої (Z) у складі сканувальних засобів (сканер) та пристрій друку (принтер). Окрім того, передбачено програмну компонента СА (РО), яка містить: операційне (OS), прикладне (PP) та спеціалізоване (SP) програмне забезпечення.

Виходячи зі складу можливих компонент структури апаратної частини СА, з урахуванням покладених на неї функцій визначається сукупність факторів, що впливають на її ефективність у цілому і формується система показників та критеріїв оптимальності. Зазначені категорії упорядковані у вигляді інфологічної моделі факторів, показників та критеріїв оптимальності СА даних ДЗЗ (рис.4.8).

Пояснення фізичної сутності встановлених показників і критеріїв оптимальності СА даних ДЗЗ згідно з позначеннями та джерелами отримання даних, що описують зміну частинних критеріїв, наведено в табл.4.9.

Зазначені категорії описують галузь реалізації процесу синтезу складної системи і, по суті, забезпечують її формалізацію у категоріях показників та критеріїв. Такий підхід може бути застосовано до широкого кола прикладних задач аналізу і синтезу складних систем. При цьому не аби яку роль у цьому процесі відіграє професіоналізм і досвід дослідника – суб'єктивний чинник у реалізації етапів формалізації задач аналізу і синтезу складних систем.

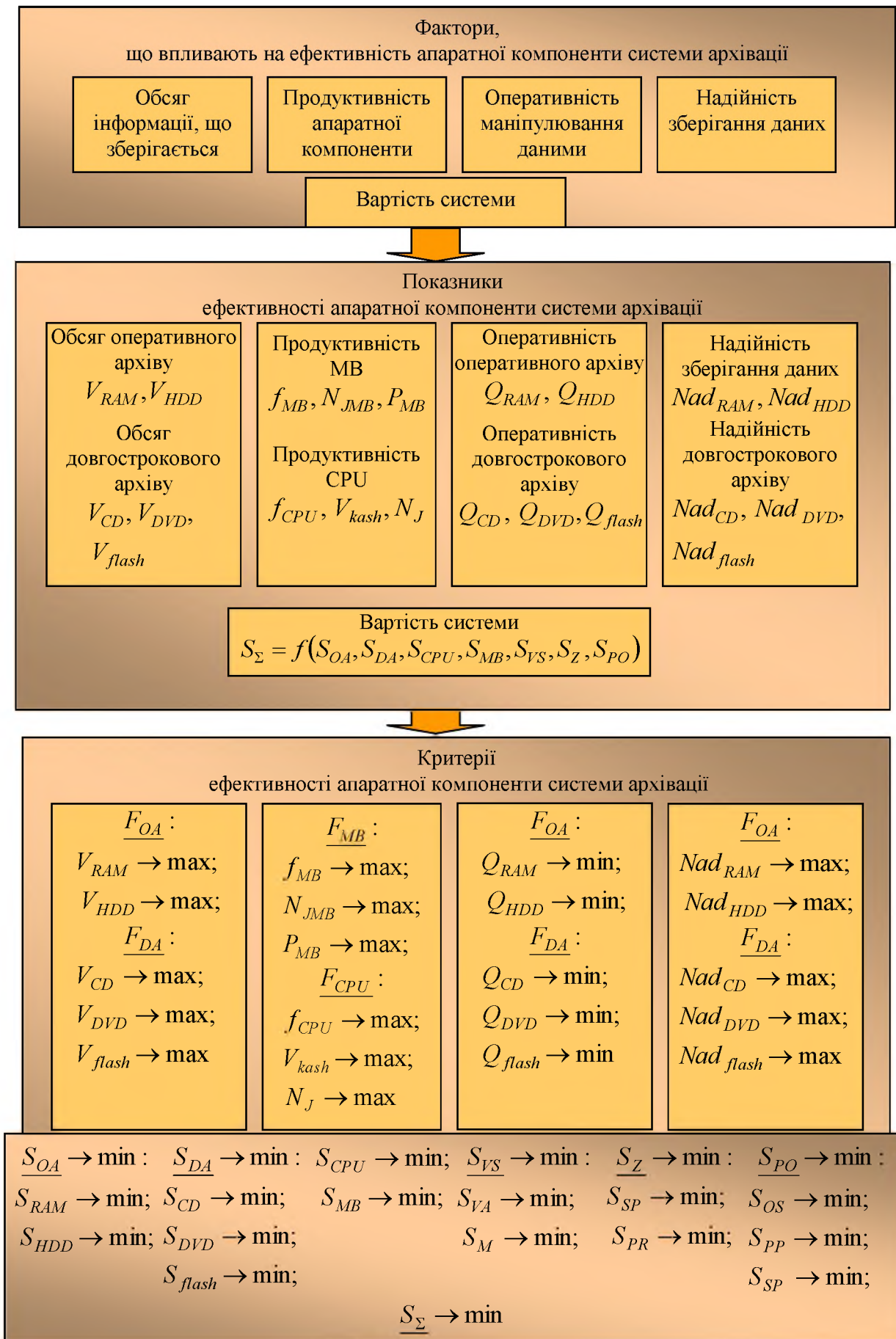


Рис.4.8. Інфологічна модель факторів, показників та критеріїв оптимальності СА

Таблиця 4.9

Узагальнена таблиця показників та критеріїв оптимальності СА

Узагальнений показник	Частковий показник	Напрямок екстремуму	Пояснення розрахунку	Фізична сутність
F_{OA}	V_{RAM}	max	Технічні характеристики	Обсяг ram
	V_{HDD}	max	Технічні характеристики	Обсяг HDD
	Q_{RAM}	min	Експертне опитування, варіабельність 1..0	Оперативність маніпулювання
	Q_{HDD}	min	Експертне опитування, варіабельність 1..0	Оперативність маніпулювання
	Nad_{RAM}	max	Експертне опитування, варіабельність 0..1	Надійність ram
	Nad_{HDD}	max	Експертне опитування, варіабельність 0..1	Надійність HDD
F_{DA}	V_{CD}	max	Технічні характеристики	Обсяг CD
	V_{DVD}	max	Технічні характеристики	Обсяг DVD
	V_{flash}	max	Технічні характеристики	Обсяг flash
	Q_{CD}	min	Технічні характеристики	Оперативність маніпулювання
	Q_{DVD}	min	Технічні характеристики	Оперативність маніпулювання
	Q_{flash}	min	Технічні характеристики	Оперативність маніпулювання
	Nad_{CD}	max	Експертне опитування, варіабельність 0..1	Надійність CD
	Nad_{DVD}	max	Експертне опитування, варіабельність 0..1	Надійність DVD
	Nad_{flash}	max	Експертне опитування, варіабельність 0..1	Надійність flash
F_{CPU}	f_{CPU}	max	Технічні характеристики	Тактова частота сру
	V_{kash}	max	Технічні характеристики	Обсяг kesh пам'яті
	N_J	max	Технічні характеристики	Кількість ядер CPU
F_{MB}	f_{MB}	max	Технічні характеристики	Частота шини MB
	N_{JMB}	max	Технічні характеристики	Кількість ядер CPU
	P_{MB}	max	Експертне опитування, варіабельність 0..1	Оснащення MB
S_{Σ}	S_{Σ}	min	Прайс-лист	Вартість системи

Модель, показана на рис.4.8, дозволяє сформулювати систему частинних критеріїв оптимальності структури апаратної компоненти СА даних ДЗЗ:

$$\delta = \begin{cases} V_{RAM} \rightarrow \max; V_{HDD} \rightarrow \max; Q_{RAM} \rightarrow \min; Q_{HDD} \rightarrow \min; \\ Nad_{RAM} \rightarrow \max; Nad_{HDD} \rightarrow \max; \\ V_{CD} \rightarrow \max; V_{DVD} \rightarrow \max; V_{flash} \rightarrow \max; \\ Q_{CD} \rightarrow \min; Q_{DVD} \rightarrow \min; Q_{flash} \rightarrow \min; \\ Nad_{CD} \rightarrow \max; Nad_{DVD} \rightarrow \max; Nad_{flash} \rightarrow \max; \\ f_{CPU} \rightarrow \max; V_{kash} \rightarrow \max; N_J \rightarrow \max; \\ f_{MB} \rightarrow \max; N_J \rightarrow \max; P_{MB} \rightarrow \max; S_{\Sigma} \rightarrow \min. \end{cases} \quad (4.84)$$

Сформована система частинних критеріїв є суперечливою, що впливає з таких міркувань. Збільшення обсягу пам'яті (оперативної і довгострокової) для накопичення інформації призведе до зниження оперативності маніпулювання даними (ускладнюються пошук даних, оперативність їх запису та зчитування), при цьому ставиться критеріальна вимога мінімізації цього показника. Водночас вимога збільшення обсягів накопиченої інформації зумовить необхідність застосування накопичуваних пристроїв більшої ємності, або їх комбінації, що може знизити надійність зберігання даних за вимоги її мінімізації. Забезпечення максимізації обсягу накопичуваних даних та підвищення продуктивності СА неодмінно призведуть до подорожчання системи в цілому при висуненні вимоги з мінімізації цього показника.

Таким чином, маємо сукупність суперечливих частинних критеріїв оптимальності структури апаратної компоненти СА, що свідчить про зведення задачі синтезу до багатокритеріальної форми [18; 36]. Тоді формування математичної моделі СА полягатиме у встановленні відношення між частинними критеріями оптимальності системи (4.84) шляхом розв'язання багатокритеріальної оптимізаційної задачі. Для цього застосовують згортку частинних критеріїв за нелінійною схемою компромісів [36–39] та класичну послідовність її використання: установлення варійованого параметра; опис зміни частинних критеріїв; формування оптимізаційної моделі; визначення оптимального значення варійованого параметра.

Для структурного синтезу ІС варійованим параметром обрано номер варіанта побудови СА із сукупності альтернатив, тоді розв'язком багатокритеріальної задач є номер системи з оптимальною структурою. Для опису зміни частинних критеріїв залежно від варійованого параметра слід обрати дискретний спосіб подання критеріальних функцій, що зумовлено фізичною сутністю оптимізованого параметра. Тоді для кожного альтернативного варіанта побудови структури СА матимемо сукупність частинних критеріїв $\delta_i, i = N$.

Узагальнений критерій оптимальності формується за дискретною згортою (4.9). Склад частинних критеріїв (4.84) через їх значну кількість може призвести до нечутливості розв'язку оптимізаційної задачі до кожного з них. У зв'язку з цим застосовується технологія вкладених згорток для формування оптимізаційної моделі структурного синтезу СА [38]. Узагальнені критерії оптимальності формуються з часткових відповідно до їх функціональної належності до складових структури апаратної компоненти СА, як подано в табл.4.9. Тоді з урахуванням мінімізуючого критерію згортки (4.84) та наявності $i = 1..N$ варіантів побудови системи встановлено низку узагальнених критеріїв оптимальності для кожного варіанта побудови системи

$$\begin{cases} F_{OAi} \rightarrow \min; F_{DAi} \rightarrow \min; \\ F_{CPUi} \rightarrow \min; F_{MBi} \rightarrow \min; F_{Si} \rightarrow \min. \end{cases} \quad (4.85)$$

Узагальнені критерії оптимальності (4.85) формуються з частинних критеріїв (4.84) згідно із згортою (4.9) з урахуванням їх нормування та нормування вагових коефіцієнтів за виразами (4.11) – (4.13) відповідно до виразів

$$\begin{aligned} F_{OAi} = & \gamma_{01OAi}(1 - V_{RAM0i})^{-1} + \gamma_{02OAi}(1 - V_{HDD0i})^{-1} + \gamma_{03OAi}(1 - Q_{RAM0i})^{-1} + \\ & + \gamma_{04OAi}(1 - Q_{HDD0i})^{-1} + \gamma_{05OAi}(1 - Nad_{RAM0i})^{-1} + \gamma_{06OAi}(1 - Nad_{HDD0i})^{-1} \rightarrow \min; \end{aligned} \quad (4.86)$$

$$\begin{aligned}
F_{DAi} = & \gamma_{01DAi}(1 - V_{CD0i})^{-1} + \gamma_{02DAi}(1 - V_{DVD0i})^{-1} + \gamma_{03DAi}(1 - V_{flash0i})^{-1} + \\
& + \gamma_{04DAi}(1 - Q_{CD0i})^{-1} + \gamma_{05DAi}(1 - Q_{DVD0i})^{-1} + \gamma_{06DAi}(1 - V_{flash0i})^{-1} + \\
& + \gamma_{07DAi}(1 - Nad_{CD0i})^{-1} + \gamma_{08DAi}(1 - Nad_{DVD0i})^{-1} + \gamma_{09DAi}(1 - Nad_{flash0i})^{-1} \rightarrow \min;
\end{aligned} \quad (4.87)$$

$$F_{CPUi} = \gamma_{01CPUi}(1 - f_{CPU0i})^{-1} + \gamma_{02CPUi}(1 - V_{keshi})^{-1} + \gamma_{03CPUi}(1 - N_{Ji})^{-1} \rightarrow \min; \quad (4.88)$$

$$F_{MBi} = \gamma_{01MBi}(1 - f_{MB0i})^{-1} + \gamma_{02MBi}(1 - N_{J0i})^{-1} + \gamma_{03MBi}(1 - P_{MB0i})^{-1} \rightarrow \min. \quad (4.89)$$

У виразах (4.86) – (4.89) індекс $i = 1 \dots N$ характеризує відповідні частинні й узагальнені критерії для різних варіантів побудови системи, індексом нуль позначені нормовані критерії.

Нормування узагальнених критеріїв здійснюється за умов їх мінімізації згідно з виразом

$$F_{0i} = F_i / F_{\max}, \quad (4.90)$$

де F_{\max} – найгірша оцінка певного варіанта побудови системи.

Параметр F_{\max} визначається окремо для кожного узагальненого критерію (4.86) – (4.89) і формується із найгірших (для нормованих – максимальних) значень, що описують зміну частинних критеріїв при розгляді всіх сформованих варіантів її побудови. За нормованими узагальненими критеріями формується інтегрований критерій оптимальності, що являє собою багатокритеріальну оптимізаційну модель структури апаратної компоненти СА

$$\begin{aligned}
F_i = & \gamma_{10i}(1 - F_{OA0i})^{-1} + \gamma_{20i}(1 - F_{DA0i})^{-1} + \gamma_{30i}(1 - F_{CPU0i})^{-1} + \\
& + \gamma_{40i}(1 - F_{LA0i})^{-1} + \gamma_{50i}(1 - S_{\Sigma 0i})^{-1} \rightarrow \min.
\end{aligned} \quad (4.91)$$

Таким чином, вирази (4.91) і (4.86) – (4.89) являють собою багатокритеріальну математичну модель структурного синтезу складної ІС – СА даних ДЗЗ [108]. Модель ґрунтується на використанні системи частинних критеріїв оптимальності структури системи (4.84) і отримана із застосуванням методів розв’язання багатокритеріальних задач. Відмітною ознакою сформованої моделі є уведена система частинних критеріїв, що узгоджена із специфічними функціями та вимогами до СА, а також угрупованням частинних критеріїв відповідно до функціональної належності її складових з використанням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів. Це дозволяє ураховувати весь спектр вимог до системи, відображених в частинних критеріях.

Вибір оптимального варіанта побудови СА даних ДЗЗ полягає в аналізі значень, що описують зміну інтегрованого критерію оптимальності. У цьому випадку оптимальною припускається структура системи (варіант побудови системи $i = 1..N$), для якої буде виконуватись вимога мінімізації критерію (4.91)

$$N_{opt} = i, \text{ якщо } F_i \rightarrow \min. \quad (4.92)$$

Отже, правило (4.92) дозволяє реалізувати операцію вибору оптимального варіанта структури СА даних ДЗЗ за інтегрованим критерієм оптимальності. Наведені результати дозволяють сформулювати *методику багатокритеріального структурного синтезу складної ІС*, яка включає такі етапи [108; 126; 130].

1. Формування вимог до ІС та переліку виконуваних нею функцій.
2. Формування системи частинних критеріїв оптимальності структури апаратної компоненти системи (наприклад, у вигляді критеріїв (4.84)).
3. Формування альтернативних варіантів побудови структури ІС.
4. Опис зміни частинних критеріїв оптимальності апаратної компоненти для кожного варіанта побудови системи.
5. Формування інтегрованого критерію оптимальності апаратної компоненти структури ІС за математичними моделями (4.91), (4.86) – (4.89):
 - 5.1) нормування частинних критеріїв згідно з виразами (4.12), (4.13);

5.2) формування узагальнених критеріїв оптимальності структури апаратної компоненти системи (4.86) – (4.89);

5.3) нормування узагальнених критеріїв оптимальності згідно з виразом (4.90);

5.4) формування інтегрованого критерію оптимальності структури апаратної компоненти ІС згідно з математичною моделлю (4.91).

6. Вибір оптимального варіанта побудови складної ІС із сукупності альтернатив за умовою (4.92).

Розроблена методика базується на використанні методів системного та багатокритеріального аналізу стосовно складних систем і відрізняється сформованою системою показників та критеріїв оптимальності СА і застосуванням вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів при формуванні багатокритеріальної моделі структурного синтезу. Методика охоплює порядок застосування інфологічної моделі факторів, показників та критеріїв оптимальності системи, математичну багатокритеріальну модель структурного синтезу для отримання оптимальної структури складної ІС. Розроблена методика забезпечує синтез структури системи архівації даних ДЗЗ з урахуванням вимог до неї, виконуваних функцій за сукупністю суперечливих критеріїв оптимальності.

Для оцінювання дієвості та ефективності розробленої математичної оптимізаційної моделі розглянуто приклад її застосування. Альтернативні варіанти побудови структури СА подано у вигляді табл.4.10, у якій знак плюс означає використовуваний, а мінус – невикористовуваний елемент структури. Для опису зміни частинних критеріїв застосовано технічні характеристики та вартість серійних дискретних пристроїв апаратної компоненти СА. Після виконання етапів нормування частинних критеріїв (згідно з виразами (4.12), (4.13)) і формування узагальнених (згідно з виразами (4.86) – (4.89)) та інтегрованого (згідно з моделлю (4.91)) критеріїв оптимальності структури апаратної компоненти СА отримано абсолютні й нормовані значення, що характеризують їх зміну для кожного альтернативного варіанта побудови апаратної компоненти ІС, подані у табл.4.11.

Таблиця 4.10

Альтернативні варіанти побудови структури системи архівації

Варіант структури	Системний блок				Відео-система		Пам'ять					Програмне забезпечення		Зовнішні пристрої	
	CPU		MB		Відеоадаптер	Монітор	OA		DA			OS	SP	Принтер	Сканер
	1я	2я	1я	2я			RAM	HDD	CD	DVD	flash				
1	+	-	+	-	+	+	+	+	+	-	-	+	+	+	+
2	-	+	-	+	+	+	+	+	-	+	-	+	+	+	+
3	+	-	+	-	+	+	+	+	-	+	-	+	+	+	+
4	-	+	-	+	+	+	+	+	-	-	-	+	+	+	+
5	-	+	-	+	+	+	+	+	-	-	-	+	-	+	+
6	+	-	+	-	+	+	+	+	-	-	+	+	-	+	+
7	-	+	-	+	+	+	+	+	-	-	+	+	-	+	+
8	-	+	-	+	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	+

Таблиця 4.11

Зміна частинних критеріїв оптимальності структури системи архівації

Узагальнений критерій	Варіант структури системи							
	1	2	3	4	5	6	7	8
F_{OA}	6,85714	6,85714	6,85714	6,85714	6,85714	6,85714	6,85714	6,85714
F_{OA0}	0,98562	0,98562	0,98562	0,98562	0,98562	0,98562	0,98562	0,98562
F_{DA}	12,21038	12,21038	12,20864	12,20864	191,3966	12,23946	12,23946	12,44810
F_{DA0}	0,016736	0,016736	0,016733	0,016733	0,26233	0,016775	0,016775	0,017061
F_{CPU}	3,94444	3,20000	3,94444	3,20000	3,20000	3,94444	3,20000	3,20000
F_{CPU0}	0,97527	0,79120	0,97527	0,79120	0,79120	0,97527	0,79120	0,79120
F_{MB}	3,611115	3,32900	3,61115	3,32900	3,32900	3,61115	3,32900	3,32900
F_{MB0}	0,973054	0,89702	0,973054	0,89702	0,89702	0,973054	0,89702	0,89702
S_{Σ}	49281,42	49649,64	48751,42	49119,64	298791,61	61169,29	61537,51	61866,04
$S_{\Sigma0}$	0,07245	0,072996	0,071675	0,072217	0,43929	0,089932	0,0904741	0,909571
F	149,22253	86,16806	149,22162	86,16715	87,21139	149,24328	86,18883	86,18971
F_0	0,99305	0,573435	0,993046	0,573428	0,580378	0,993190	0,573573	0,573579

За нормованими значеннями, що описують зміну інтегрованого показника приймається рішення про оптимальний варіант побудови структури апаратної компоненти СА даних ДЗЗ за системою критеріїв (4.84) згідно з правилами (4.92).

Відповідно до отриманих даних оптимальною є четверта структура СА ($N_{opt} = 4$). Як видно з табл.4.10 для досягнення високої ефективності реалізації функцій (згідно з інфологічною моделлю, показаною на рис.4.8), покладених на СА даних ДЗЗ її апаратна компонента повинна містити елементи: мікропроцесор із системною (материнською) платою, побудованою за двоядерною технологією; відеосистему, що забезпечує оброблення графічної інформації (відеоадаптер та відеомонітор); засоби зберігання інформації оперативного архіву (оперативний запам'ятовувальний пристрій та накопичувач на жорсткому диску); накопичувач довгострокового архіву у складі DVD приводу та комплекту оптичних DVD носіїв; операційне, прикладне та спеціалізоване програмне забезпечення, що безпосередньо реалізує функції СА з оброблення, накопичення та зберігання і доступу до даних ДЗЗ; зовнішні пристрої – сканувальний пристрій та пристрій друку, що виконують відповідні функції з оброблення графічних зображень (рис.4.9).

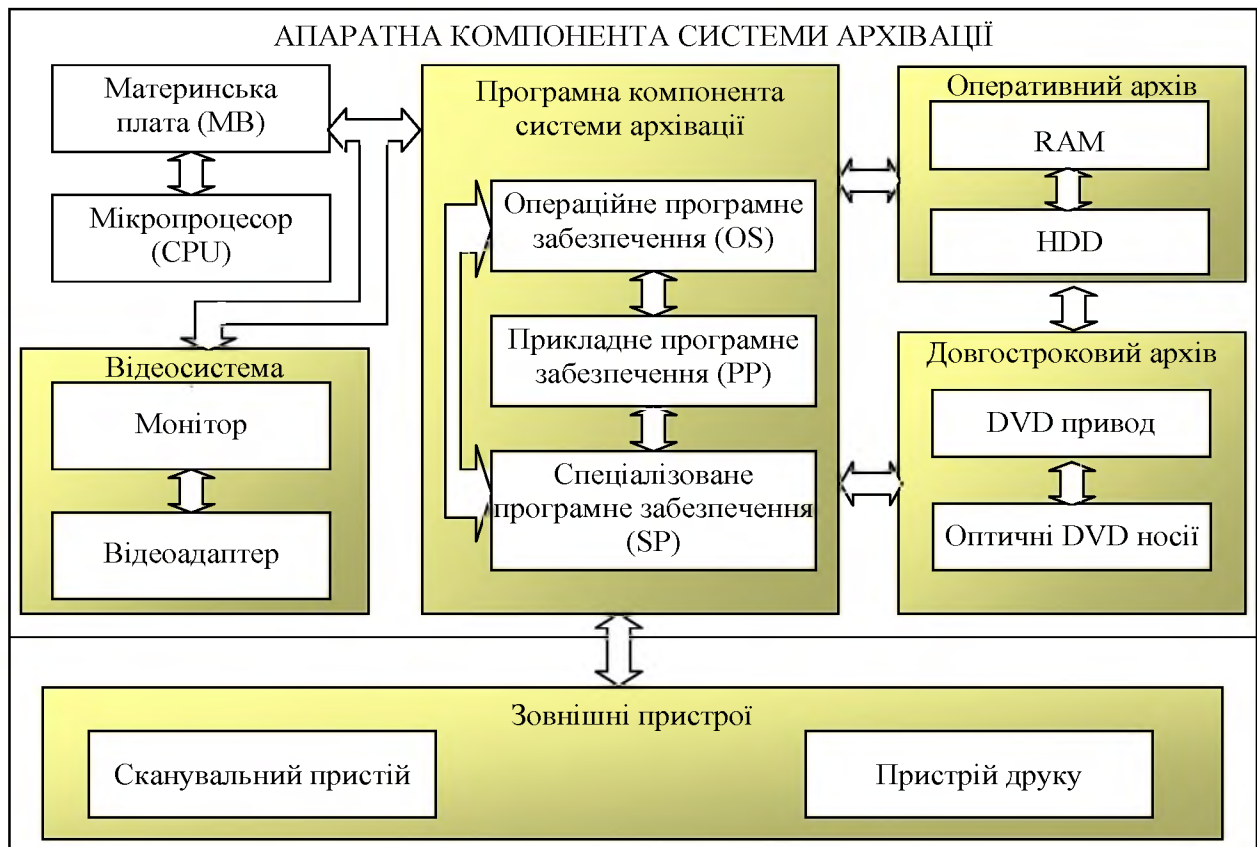


Рис.4.9. Структура системи архівації даних ДЗЗ

Визначена структура дає змогу виконувати покладені на СА функції з найвищою згідно зі встановленою системою критеріїв ефективністю. Отриманий результат розв'язання багатокритеріальної оптимізаційної задачі є обумовленим. Розглянутий приклад має певні обмеження та спрощення зумовлені передусім намаганням отримати результати розрахунків, які дозволяють оцінити дієздатність запропонованого підходу. Універсальність розробленої моделі і методика її застосування забезпечує врахування необхідних ускладнень для розв'язання задач синтезу структур складних ІС. Отже, сформована багатокритеріальна математична модель та методика її застосування є дієвою і забезпечують реалізацію структурного синтезу складних ІС.

Багатокритеріальна математична модель параметричного синтезу складної інформаційної системи. Математична постановка задачі параметричного синтезу складної системи формулюється у такий спосіб. Нехай сформовано вимоги до системи з відомою структурою у вигляді сукупності значень параметрів G_0 . Вихідними параметрами системи є множина характеристик G . Задача параметричного синтезу полягає в знаходженні таких параметрів системи, що задовольняють вимогу [4]

$$G_l \leq G_{0l}, l = 1..m, \quad (4.93)$$

де G_l, G_{0l} - компоненти множин G і G_0 відповідно, тобто $G_l \in G$; $G_{0l} \in G_0$.

На підставі сформованих у переліку G_0 критеріальних вимог типу (4.93) згідно з відповідним правилом формується цільова функція S . Тоді параметри системи визначатимуться за умови

$$\max \text{ або } \min S. \quad (4.94)$$

Параметричний синтез реалізовуватиметься для сформованої на попередньому етапі апаратної компоненти складної ІС – СА даних ДЗЗ. Особливості параметричного синтезу СА полягають у такому: вибір параметрів

стосується компонент системи, якими є дискретні елементи обчислювальних засобів із сукупністю технічних характеристик; існують обмеження на нормативні вимоги до параметрів системи через використання серійних пристроїв; оптимальні параметри апаратної компоненти обираються окремо для кожного дискретного елемента її структури. Для розв'язання задачі параметричного синтезу пропонується для кожної дискретної компоненти системи (об'єкта параметричного синтезу) встановити перелік технічних характеристик, сформувавши на їх базі частинні критерії оптимальності та оптимізаційну математичну модель з структурою (4.94), відповідно до якої вибрати з наявних той пристрій, що найбільше відповідатиме встановленим вимогам. З урахуванням зазначеного використано багатокритеріальний підхід до розв'язання задачі параметричного синтезу складної ІС з розробленням відповідної оптимізаційної математичної моделі.

Для формування частинних критеріїв оптимальності дискретної компоненти системи за її параметрами застосовуємо ефективнісно-вартісну модель, тобто в загальному випадку матимемо

$$\begin{cases} E_{j1} \rightarrow \max, E_{j2} \rightarrow \max, \dots, E_{jl} \rightarrow \max, \dots, E_{jm} \rightarrow \max, \\ S_j \rightarrow \min, \quad j = 1..n, \end{cases} \quad (4.95)$$

де E_{jl} – l -й критерій ефективності j -ї компоненти структури системи;

S_j – вартість j -ї компоненти системи.

Критерії, що входять до складу (4.95) формуються відповідно до технічних характеристик серійних компонент структури СА і є унікальними для кожної з них. Таким чином, маємо уніфіковану сукупність частинних критеріїв оптимальності для кожної компоненти структури складної ІС.

Для опису зміни частинних критеріїв слід установити варійований параметр. Можна стверджувати, що частинні критерії (4.95) є функціонально залежними від способу технічної реалізації кожного дискретного компонента

структури системи. Тоді варійованим параметром вважатимемо номер j -ї компоненти структури в ієрархії, що описує зміну частинних критеріїв вигляду (4.95) – $i=1..N$ – варіант технічної реалізації параметрів компоненти СА. Дискретний опис зміни частинних критеріїв матиме вигляд табл.4.12.

Таблиця 4.12

Зміна частинних критеріїв оптимальності СА за параметрами

Критерій оптимальності	Значення варійованого параметра					
	1	2	...	i	...	N
E_{j1}	E_{j11}	E_{j12}	...	E_{j1i}	...	E_{j1N}
E_{j2}	E_{j21}	E_{j22}	...	E_{j2i}	...	E_{j2N}
...
E_{jl}	E_{jl1}	E_{jl2}	...	E_{jli}	...	E_{jln}
...
E_{jm}	E_{jm1}	E_{jm2}	...	E_{jmi}	...	E_{jmN}
S_j	S_{j1}	S_{j2}	...	S_{ji}	...	S_{jN}

Надалі використовуватиметься дискретний та аналоговий описи зміни частинних критеріїв оптимальності ІС за параметрами. Порівняно із дискретним описом частинних критеріїв, який надає можливість вибору оптимальних параметрів системи з альтернативи серійних пристроїв, аналітичний опис дозволяє встановлювати нормативні (необхідні) вимоги до параметрів системи. Для побудови за даними табл.4.12 аналітичних моделей частинних критеріїв (4.95) застосовано МНК з поліноміальною моделлю вигляду

$$P(N) = \sum_{f=0}^g C_f N^f, \quad (4.96)$$

де C_f – параметри апроксимуючої функції.

Узагальнений критерій оптимальності для дискретного опису зміни частинних критеріїв формуємо за згорткою (4.9). Тоді з урахуванням нормувань

частинних критеріїв (4.95) згідно з виразами (4.12), (4.13) матимемо узагальнений критерій оптимальності параметрів структури ІС:

$$F_{ji} = \gamma_{0j1}(1 - E_{j1i0})^{-1} + \gamma_{0j2}(1 - E_{j2i0})^{-1} + \dots + \gamma_{0jl}(1 - E_{jl i0})^{-1} + \dots + \gamma_{0jm}(1 - E_{jmi0})^{-1} + \gamma_{0jS}(1 - S_{ji0})^{-1} \rightarrow \min, \quad i = 1..N. \quad (4.97)$$

Вираз (4.97) являє собою математичну оптимізаційну модель параметричного синтезу апаратної компоненти складної ІС для дискретного опису частинних критеріїв. Розв'язання оптимізаційної задачі за моделлю (4.97) полягає у визначенні номера технічної реалізації (параметрів) об'єкта параметричного синтезу, для якої значення узагальненого критерію F_{ij} є мінімальним з i -х варіантів (згідно з правилом (4.21)). Інтерпретація отриманого значення полягатиме у зворотному процесі встановлення параметрів компонент структури ІС відповідних до номера N_{opt} і наведених у табл.4.12. Таким чином, встановлено порядок визначення оптимальних параметрів компонент системи архівації за багатокритеріальною моделлю (4.97). Особливістю отриманого розв'язку є його відповідність серійному пристрою системи.

Для аналогового подання частинних критеріїв узагальнений критерій формується за згортокою (4.20). Тоді з урахуванням нормувань (4.17), (4.18) для обмежень (4.16) матимемо багатокритеріальну оптимізаційну модель параметричного синтезу ІС за j -ю компонентою з аналоговим описом зміни частинних критеріїв у вигляді

$$N_j^* = \arg \min_{\chi \in G} [\gamma_{0j1}(1 - E_{j10}(N))^{-1} + \gamma_{0j2}(1 - E_{j20}(N))^{-1} + \dots + \gamma_{0jl}(1 - E_{jl0}(N))^{-1} + \dots + \gamma_{0m1}(1 - E_{jmi0}(N))^{-1} + \gamma_{0jS}(1 - S_{ji0}(N))^{-1}] = \arg \min_{\chi \in G} F_j(N). \quad (4.98)$$

Оптимізаційна задача за моделлю (4.98) щодо варійованого параметра N розв'язується визначається відповідно до рівняння (4.22). Результатом його розв'язання є оптимальне значення шуканого параметра N_j^* . Підставлення отриманого значення в аналітичну модель критеріальних функцій (4.96) дозволяє знайти шукані оптимальні параметри j -го об'єкта параметричного синтезу в полі прогнозованих значень, тобто визначити такі параметри структури ІС, які не обов'язково характеризують серійні пристрої j -го типу. Для знаходження за моделлю (4.98) розв'язку в полі серійних пристроїв слід звести значення N_j^* до цілого числа за правилом (4.23). Отримане значення інтерпретується аналогічним чином, як і в разі використання моделі (4.97).

Таким чином, вираз (4.98) являє собою багатокритеріальну оптимізаційну математичну модель параметричного синтезу апаратної компоненти складної ІС при аналоговому поданні частинних критеріїв оптимальності. За сформованою моделлю (4.98), на відміну від (4.97), можна визначати параметри системи не лише за наявними серійними компонентами, а і встановлювати вимоги до їх параметрів. Отже, сформовано два класи математичних моделей параметричного синтезу апаратної компоненти ІС – з використанням дискретного опису зміни частинних критеріїв (4.97) і їх аналітичним поданням (4.98). Відповідно можна дістати два значення оптимізованого параметра N_{opt} і N'_{opt} . Вибір для використання способу опису моделей частинних критеріїв оптимальності має базуватися на особливостях розв'язуваної задачі. Так, для розв'язання задачі параметричного синтезу СА з подальшою її технічною реалізацією доцільно використовувати модель (4.97), щоб отримати результати розрахунків в полі серійних елементів системи. Для розв'язання задачі параметричного синтезу з метою формування нормативних вимог до її елементів слід використовувати модель (4.98).

З урахуванням викладеного можна сформулювати *методику параметричного синтезу складної інформаційної системи*.

1. Установлення об'єкта параметричного синтезу – j -ї компоненти структури ІС.

2. Формування системи частинних критеріїв оптимальності за параметрами j -ї компоненти структури системи відповідно до її технічних характеристик.

3. Опис зміни частинних критеріїв оптимальності за параметрами j -ї компоненти системи у вигляді табл.4.12 згідно з можливими варіантами технічної реалізації об'єкта параметричного синтезу.

4. Визначення оптимального значення варійованого параметра – номера варіанта компонування параметрів об'єкта параметричного синтезу ІС:

4.1) побудова аналітичних моделей частинних критеріїв оптимальності за даними табл.4.12 згідно з МНК (етап виконується тільки для аналогових моделей);

4.2) нормування дискретних частинних критеріїв за виразами (4.12), (4.13) і відповідно до рівнянь (4.17), (4.18) для аналогової їх форми;

4.3) формування математичної моделі параметричного синтезу ІС для дискретного (4.97), або аналогового (4.98) опису частинних критеріїв;

4.4) визначення оптимального значення варійованого параметра згідно з правилом (4.21) або (4.23);

4.5) інтерпретація отриманого значення для формування оптимальних параметрів j -ї компоненти ІС.

5. Формування рішення про оптимальні параметри j -ї компоненти структури складної інформаційної системи та варіанта її технічної реалізації.

6. Повторення п.п. 1 – 5 для інших дискретних компонент структури апаратної складової ІС.

Отже, сформована методика параметричного синтезу складних ІС, яка базується на використанні багатокритеріальної математичної моделі двох типів: з дискретним і аналітичним описами зміни частинних критеріїв оптимальності. Відмітною ознакою методики є можливість визначення параметрів компонент

структури СА як для конкретної технічної реалізації дискретних компонент, так і для формування нормативних вимог до її параметрів. Особливість методики полягає у застосуванні методів багатокритеріального аналізу для всебічного опису властивостей компонент ІС у вигляді сукупності частинних критеріїв, пов'язаних з їх технічними характеристиками. Використані в методиці математичні моделі дозволяють гнучко реагувати на зміни щодо складу критеріїв оптимальності компонент системи, на зміни її функціонального призначення, появу нових апаратних компонент та формування вимог до параметрів ІС.

Для оцінювання дієздатності та ефективності застосування сформованої оптимізаційної моделі параметричного синтезу ІС та розробленої на її базі методики розглядався приклад оптимального вибору параметрів мікропроцесора – складової апаратної компоненти СА. Керуючись базовими принципами функціонування, можна виокремити основні технічні характеристики мікропроцесора та ставити вимоги до них щодо найкращого функціонування СА в цілому. В результаті сформовано критерії оптимальності СА за параметрами мікропроцесора

$$\begin{cases} f_{CPU} \rightarrow \max, V_{kesh} \rightarrow \max; \\ N_J \rightarrow \max, f_S \rightarrow \max; \\ S_{CPU} \rightarrow \min, \end{cases} \quad (4.99)$$

де f_{CPU} – тактова частота роботи мікропроцесора;

V_{kesh} – ємність кеш-пам'яті;

N_J – кількість ядер мікропроцесора;

f_S – частота системної шини даних;

S_{CPU} – вартість мікропроцесора.

Опис зміни частинних критеріїв (4.99) подано у вигляді табл.4.12 згідно з технічними характеристиками серійних типів мікропроцесора. У результаті

отримано таблицю даних, що описують зміну частинних критеріїв оптимальності (4.99) – табл.4.13.

Таблиця 4.13

Зміна частинних критеріїв оптимальності СА за параметрами
мікропроцесора

Критерій оптимальності	Значення варійованого параметра N						
	1	2	3	4	5	6	7
f_{CPU} , ГГц	3,06	1,6	3,06	3,33	3,46	1,8	2,0
V_{kesh} , байт	256К	512К	512К	512К	512К	512К	512К
N_J , шт.	1	1	1	1	1	1	1
f_S , МГц	533	800	533	533	533	800	800
S_{CPU} , у.о.	224	229	231	247	252	280	365

Продовження табл. 4.13

Критерій оптимальності	Значення варійованого параметра N							
	8	9	10	11	12	13	14	15
f_{CPU} , ГГц	3,0	1,8	2,0	2,3	2,66	3,0	2,4	2,67
V_{kesh} , байт	2М	1М	1М	2М	2М	4М	4М	8М
N_J , шт.	1	2	2	2	2	2	2	4
f_S , МГц	800	800	800	1333	1333	1333	1333	1066
S_{CPU} , у.о.	329	463	520	700	780	1071	1493	1545

Надалі, залежно від способу опису зміни частинних критеріїв, порядок дій щодо розв'язання оптимізаційної задачі буде різним. Першим розглядатиметься аналоговий опис зміни частинних критеріїв оптимальності. Для цього конкретного випадку перш ніж застосовувати МНК до даних табл.4.13, потрібно звести критерії оптимальності, що максимізуються до мінімізуючої форми згідно з виразом $E'_{jl} = 1/E_{jl}$. Така процедура зумовлена досить складним характером зміни частинних критеріїв оптимальності (див. табл.4.13) для їх апроксимації поліноміальними функціями і намаганням зменшити похибки, спричинені цим процесом. Після застосування МНК до даних табл.4.13 отримаємо аналітичні моделі зміни частинних критеріїв (4.99) у вигляді поліномів

$$\begin{aligned}
f'_{CPU}(N) &= -5 \cdot 10^{-10} + 10^{-9} N - 7 \cdot 10^{-10} N^2 + 2 \cdot 10^{-10} N^3 - \\
&\quad - 2 \cdot 10^{-14} N^4 + 9 \cdot 10^{-13} N^5 - 2 \cdot 10^{-14} N^6; \\
V'_{kesh}(N) &= 7 \cdot 10^{-6} - 4 \cdot 10^{-6} N + 10^{-6} N^2 - 2 \cdot 10^{-7} N^3 + 10^{-8} N^4 - 3 \cdot 10^{-10} N^5; \\
N'_J(N) &= 1,4671 - 0,674N + 0,2878N^2 - 0,0489N^3 + 0,0035N^4 - 9 \cdot 10^{-5} N^5; \quad (4.100) \\
f'_S(N) &= 3 \cdot 10^{-9} - 2 \cdot 10^{-9} N + 10^{-9} N^2 - 3 \cdot 10^{-10} N^3 + \\
&\quad + 3 \cdot 10^{-11} N^4 - 2 \cdot 10^{-12} N^5 + 3 \cdot 10^{-14} N^6; \\
S_{CPU}(N) &= 196,82 + 26,979N - 6,3192N^2 + 0,7262N^3.
\end{aligned}$$

Отримані критеріальні функції нормуються на інтервалі зміни аргумента $N=1...15$ за виразом (4.18). Відповідно до базової моделі (4.98) багатокритеріальна математична модель визначення оптимальних параметрів мікропроцесора набуває вигляду

$$\begin{aligned}
N_{CPU}^* &= \arg \min_{\chi \in G} [\gamma_{0CPU1}(1 - f'_{CPU0}(N))^{-1} + \gamma_{0CPU2}(1 - V'_{kesh0}(N))^{-1} + \\
&\quad + \gamma_{0CPU3}(1 - N'_{J0}(N))^{-1} + \gamma_{0CPU4}(1 - f'_{S0}(N))^{-1} + \\
&\quad + \gamma_{0CPU5}(1 - S_{CPU0}(N))^{-1}] = \arg \min_{\chi \in G} F_{CPU}(N). \quad (4.101)
\end{aligned}$$

Після підставлення нормованих критеріальних функцій (4.100) у модель (4.101) та розв'язання (методом дихотомії [34]) сформованеюгона її базі згідно з виразом (4.22) нелінійного рівняння отримаємо $N_{CPU}^* = 9,996$. Дробове значення параметра оптимізації для розгляданого випадку не має сенсу, оскільки шукане значення характеризує номер i -го варіанта компонування параметрів мікропроцесора з ієрархії, наведеної в табл.4.13, і має бути натуральним числом. Тому після округлення отриманого розв'язку відповідно до правила (4.23) маємо остаточний розв'язок $N'_{optCPU} = 10$. Здійснюючи інтерпретацію отриманого розв'язку для визначення оптимальних параметрів мікропроцесора на підставі даних табл.4.13 можна записати: $f_{CPU} = 2,0$ ГГц; $V_{kesh} = 1,0$ Мбайт; $N_J = 2$ шт.;

$f_S = 800$ МГц; $S_{CPU} = 520$ у.о. Таким чином, визначено оптимальні за критеріями (4.99) параметри однієї з компонент апаратної частини СА даних ДЗЗ – мікропроцесора.

Дискретний опис зміни частинних критеріїв формується табл.4.13. Нормування відповідно до виразів (4.12), (4.13) системи частинних критеріїв (4.99) дозволяє подати математичну модель (4.97) для параметричного синтезу СА за об'єктом синтезу – мікропроцесором у вигляді

$$F_{cpu\ i} = \gamma_{0cpu1}(1 - f_{cpu0})^{-1} + \gamma_{0cpu2}(1 - V_{kesh0})^{-1} + \gamma_{0cpu3}(1 - N_{ti0})^{-1} + \gamma_{0cpu4}(1 - f_{si0})^{-1} + \gamma_{0cpu5}(1 - S_{cpu0})^{-1} \rightarrow \min, \quad i = 1..N. \quad (4.102)$$

Результати обчислення нормованих значень, що описують зміну частинних і узагальненого критеріїв за моделлю (4.102), наведено в табл. 4.14.

Таблиця 4.14

Зміна нормованих частинних критеріїв оптимальності СА за параметрами мікропроцесора

Критерій оптимальності	Значення варійованого параметра N						
	1	2	3	4	5	6	7
f_{CPU0}	0,052	0,099	0,053	0,048	0,046	0,088	0,079
V_{kesh0}	0,197	0,098	0,098	0,098	0,098	0,098	0,098
N_{J0}	0,088	0,088	0,088	0,088	0,088	0,088	0,088
f_{S0}	0,099	0,065	0,099	0,099	0,099	0,065	0,065
S_{CPU0}	0,0254	0,0259	0,0264	0,0280	0,0286	0,031	0,041
F_{CPU}	5,535	5,415	5,400	5,396	5,395	5,409	5,408

Продовження табл. 4.14

Критерій оптимальності	Значення варійованого параметра N								
	8	9	10	11	12	13	14	15	
f_{CPU0}	0,053	0,088	0,079	0,069	0,060	0,053	0,066	0,059	
V_{kesh0}	0,025	0,050	0,050	0,025	0,025	0,012	0,012	0,006	
N_{J0}	0,088	0,044	0,044	0,044	0,044	0,044	0,044	0,022	
f_{S0}	0,065	0,065	0,065	0,039	0,039	0,039	0,039	0,049	
S_{CPU0}	0,046	0,052	0,059	0,079	0,088	0,121	0,169	0,175	
F_{CPU}	5,299	5,323	5,320	5,274	5,275	5,295	5,375	5,357	

Відповідно до розв'язувального правила (4.21) за даними табл.4.14 формується розв'язок $N_{optCPU} = 11$, що після інтерпретації за даними табл.4.13 дає змогу отримати параметри мікропроцесора: $f_{CPU} = 2,3$ ГГц; $V_{kesh} = 2,0$ Мбайт; $N_J = 2$ шт.; $f_S = 1333$ МГц; $S_{CPU} = 700$ у.о. Таким чином, отриманий результат є розв'язком багатокритеріальної задачі параметричного синтезу СА даних для мікропроцесора із застосуванням дискретного подання зміни частинних критеріїв оптимальності.

Порівняльний аналіз отриманих результатів розрахунків з аналоговим поданням зміни частинних критеріїв $N'_{optCPU} = 10$ та з дискретним їх описом $N_{optCPU} = 11$ показує незбіжність остаточних розв'язків. Причина цього така. Щодо потенційних можливостей і аналоговий, і дискретний описи частинних критеріїв є рівнозначними щодо остаточних результатів розрахунків. Однак для аналогового подання зміни критеріальних моделей важливим є адекватний вибір апроксимуючих функцій. Моделі, що обрані для розрахунків, ефективні для апроксимації монотонно змінюваних процесів. При цьому в табл.4.13 ця вимога виконується лише для критерія вартості. Для решти критеріїв монотонність їх зміни не є очевидною. Це обумовлює певне загрублення характеру зміни частинних критеріїв поліноміальними функціями вигляду (4.96). При цьому ускладнення моделей подання частинних критеріїв оптимальності призведе до значного ускладнення алгоритмів їх формування. Іншим обмеженням класу критеріальних функцій є їх диференційованість на інтервалі розв'язання багатокритеріальної задачі. Отже, наслідком незбіжності розв'язків за аналоговим та дискретним поданнями частинних критеріїв є низька адекватність перших. Таким чином, обидва підходи (аналоговий та дискретний описи зміни частинних критеріїв оптимальності) є дієздатними. Подальше використання одного з них зумовлюється сутністю задачі параметричного синтезу – вибір оптимальних параметрів для наявних пристроїв або формування вимог до них.

Щоб оцінити правильність сформованих рішень для дискретного подання частинних критеріїв, проведемо дослідження залежності розв'язку

багатокритеріальної задачі від зміни вагових коефіцієнтів частинних критеріїв оптимальності (див. вираз (4.102)). Вагові коефіцієнти змінюватимуться (збільшуватимуться) для критеріїв f_{cpu0} , V_{kesh0} , f_{s0} та S_{cpu0} . Відомо, що збільшення вагового коефіцієнта зумовить домінування відповідного частинного критерію над іншими й отримання розв'язку багатокритеріальної задачі у вигляді найкращого значення за домінуючим критерієм із незначним програшем за іншими критеріями (властивість згортки проф. А.М. Вороніна – розв'язок багатокритеріальної задачі належить до області компромісів [36–39]). Виходячи з цього були виконані розрахунки, результати яких наведено в табл.4.15.

Таблиця 4.15

Результати розрахунків

Критерії	Вагові коефіцієнти	Значення вагових коефіцієнтів			
f_{cpu0}	γ_{cpu1}	10	1	1	1
V_{kesh0}	γ_{cpu2}	1	10	1	1
f_{s0}	γ_{cpu4}	1	1	10	1
S_{cpu0}	γ_{cpu5}	1	1	1	10
F_{cpu}^{\min}	-	14,801	14,410	14,646	14,645
N_{optcpu}	-	13	13	11	3

Для наочності у табл.4.15 наведено ненормовані значення вагових коефіцієнтів. Мінімальне значення узагальненого критерію позначено через F_{cpu}^{\min} . Аналіз результатів розрахунків та їх інтерпретація відповідно до даних табл.4.13 свідчать про відповідність сформованих рішень зробленим припущенням. Використавши розроблену багатокритеріальну оптимізаційну модель та сформовану на її базі методику параметричного синтезу складної ІС, дістаємо обумовлені результати, що свідчить про її дієздатність та можливість подальшого використання. Окрім того, проведені дослідження демонструють можливості нелінійної схеми компромісів щодо врахування домінуючих вимог до параметрів

компонент ІС. Це може знадобитися при врахуванні змін щодо призначення системи та розширення її функцій.

Результати розрахункового прикладу застосування розробленої оптимізаційної математичної моделі параметричного синтезу складних ІС доводять ефективність та обумовленість запропонованих рішень.

Таким чином, для реалізації структурного та параметричного синтезу складних інформаційних систем сформовано багатокритеріальні оптимізаційні математичні моделі структурного та параметричного синтезу. Математична модель структурного синтезу ІС враховує обсяг збереженої інформації, продуктивність системи, оперативність маніпулювання даними, надійність зберігання даних, вартість системи і відрізняється угрупованням частинних критеріїв ефективності відповідно функціональної належності складових структури системи та застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дає змогу сформувавши інтегрований критерій оптимальності ІС. Математична модель параметричного синтезу складної ІС накопичення даних ДЗЗ ґрунтується на формалізації задачі у багатокритеріальній формі та її розв'язання за нелінійною схемою компромісів та одночасному застосуванні дискретних та аналогових моделей опису зміни критеріїв оптимального визначення параметрів системи, що забезпечує розв'язання задачі у полі наявних та прогнозованих параметрів дискретних пристроїв. Розроблені на базі сформованих моделей методики дозволяють реалізувати структурний та параметричний синтез СА даних ДЗЗ з урахуванням сукупності критеріальних вимог до системи, пов'язаних з її функціями. Наведені результати розрахунків доводять дієвість та ефективність запропонованих рішень.

Висновки за четвертим розділом

Розроблено багатокритеріальну математичну модель визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної ІКС. Запропонована модель враховує систему суперечливих частинних критеріїв під час визначення

оптимальної кількості вимірювачів, установлення для використання стаціонарних та координат дислокації додаткових інформаційних засобів і відрізняється застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дає змогу сформуванню аналітичної моделі оптимальності БПС і підвищити точність визначення координат об'єкта спостереження.

Розроблено методики визначення оптимальної структури БПС, складеної з активних і пасивних вимірювачів за кількісним складом та просторовою конфігурацією, яка вирізняється поданням задачі у вигляді багатокритеріальної моделі та отриманням аналітичного її розв'язання, що забезпечує підвищення точності вихідних даних про параметри руху та місцеположення об'єкта спостереження. При цьому враховуються тактико-технічні характеристики окремих вимірювачів, їх взаємне розташування й оперативні можливості з вимірювання координат і параметрів руху об'єкта спостереження, ракурс на ціль і охоплення зоною відповідальності ділянки траєкторії руху КА та електромагнітної доступності ДРВ.

Доведено, що застосування розроблених з використанням оптимізаційної моделі методик дозволяє визначити оптимальний кількісний склад вимірювачів, що в ідеалізованому прикладі складає три радіолокаційні станції для малобазової і дві для великобазової системи, або чотири пасивні вимірювачі координат ДРВ. Розрахунки для визначення оптимальної просторової структури БПС довели, що отримана оптимізаційна модель і побудована на її базі методика дає обумовлені результати розрахунків. Так, для високоточного визначення координат КА за наявності двох стаціонарних вимірювачів БПС слід доповнити третім вимірювачем з координатами розташування, які доповнюють систему до правильного трикутника і сприяють найвищій точності визначення координат КА.

Сформовано багатокритеріальну оптимізаційну математичну модель структурного та параметричного синтезу складної ІС, де для прикладу СА даних ДЗЗ на етапі структурного синтезу враховано обсяг збереженої інформації, продуктивність системи, оперативність маніпулювання даними, надійність зберігання даних, вартість системи. Модель вирізняється угрупованням частинних

критеріїв ефективності відповідно до функціональної належності складових структури системи та застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дає змогу сформувавши інтегрований критерій оптимальності. Параметрична оптимізаційна модель відзначається одночасним застосуванням дискретних та аналогових моделей опису зміни частинних критеріїв, що забезпечує розв'язання задачі у діапазоні наявних та прогнозованих параметрів її дискретних пристроїв.

Розроблені на базі сформованих моделей методики дозволяють реалізувати структурний та параметричний синтез СА даних ДЗЗ з урахуванням виконуваних функцій за призначенням та пов'язаних з ними суперечливих критеріальних вимог до системи. Наведені результати розрахунків доводять дієвість та ефективність запропонованих рішень щодо структурного та параметричного синтезу складних ІС.

РОЗДІЛ 5

БАГАТОКРИТЕРІАЛЬНІ МЕТОДИКИ ВИРОБЛЕННЯ РІШЕНЬ В ЕРГАТИЧНИХ ІНФОРМАЦІЙНО-КЕРУВАЛЬНИХ СИСТЕМАХ НАВІГАЦІЇ ТА КЕРУВАННЯ РУХОМ

Для якісного виконання навігаційних та цільових завдань об'єктами керування в ергатичних ІКС (космічних системах), зокрема оптимального розподілу обмежених ресурсів під час спостереження за об'єктами керування [191], контролю дотримання вимог радіочастотного режиму, оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних систем та ідентифікації технічних засобів і контрольованих (конфліктних) ситуацій [186] розроблено багатокритеріальні методики [15; 63; 74; 109; 114; 115; 117; 121; 124; 127; 154; 196], що становитимуть основу математичного забезпечення блоку розрахунків СППР як складової ІКС. Матеріал цього розділу присвячено розробленню багатокритеріальних методик вироблення рішень в ергатичних ІКС навігації та керування рухом.

5.1. Багатокритеріальна методика оптимального розподілу обмежених ресурсів

Оптимальний (раціональний) розподіл обмежених ресурсів у складних ергатичних ІКС виконується для організації ефективного спостереження та керування КО інформаційними засобами наземного сегмента космічної системи; контролю радіоелектронної обстановки (електромагнітної сумісності та завадової обстановки) у зоні дії засобів визначення координат ДО (КО, АО) для забезпечення надійного керування ними та в межах відповідальності систем радіонавігації літальних апаратів і наземних об'єктів для забезпечення безпеки руху [165; 185; 186]. Зважаючи на широкий різновид задач про оптимальний розподіл ресурсів слід відзначити деякі його особливості:

1. Розподілу підлягають різнорідні ресурси (запаси).

2. Для розподілу ресурсів характерна різнорідність потреб споживачів запасів.

3. Вимогою оптимальності (раціональності) розподілу ресурсів є найвища ефективність виконання цільових завдань споживачами за призначенням після розподілу ресурсів за їх мінімальних витрат. Умови розподілу всіх запасів (ресурсів) не відсутні.

4. Можлива ситуація, коли цільові завдання виконуються споживачем за цільовим призначенням у разі задоволення хоча б однієї його потреби (взагалі виділяється ресурс постачальника).

З урахуванням викладеного, можна формалізувати задачу про оптимальний розподіл обмежених ресурсів у такий спосіб. Нехай задано кількість споживачів із відомим переліком потреб певного обмеженого ресурсу (запасів) постачальника. Можна встановити пріоритети в обслуговуванні споживачів та задоволення їх потреб. Задано кількість постачальників певного типу запасів (ресурсів). Причому кількість постачальників та їх ресурсів значно менша за кількість споживачів та переліку їх потреб. Отже, маємо множину споживачів $SP = \{SP_i\}$, $i = 1..I$ – кількість споживачів, кожний з яких має обмежену множину потреб $SP_i \subset \{Pot_{ij}\}$, $j = 1..J$ – кількість потреб i -го споживача за типом. Постачальники характеризуються множиною $PS = \{PS_k\}$, $k = 1..K$ – кількість постачальників, та переліком обмежених запасів $PS_k \subset \{Zap_{km}\}$, $m = 1..M$ – кількість запасів за типом. Необхідно розподілити обмежені запаси Zap_{km} постачальників PS_k за споживачами SP_i так, щоб задоволення їх потреб Pot_{ij} забезпечувало найвищу ефективність виконання цільових завдань споживачами. Запаси слід розподіляти з урахуванням пріоритетів в обслуговуванні споживачів.

Для розв'язання сформульованої у такий спосіб задачі розроблено багатокритеріальну методику оптимального розподілу обмежених ресурсів [15; 109; 121; 196], сутність якої пояснюється структурно-логічною схемою, показаною на рис.5.1, та виразами (5.1) – (5.11).

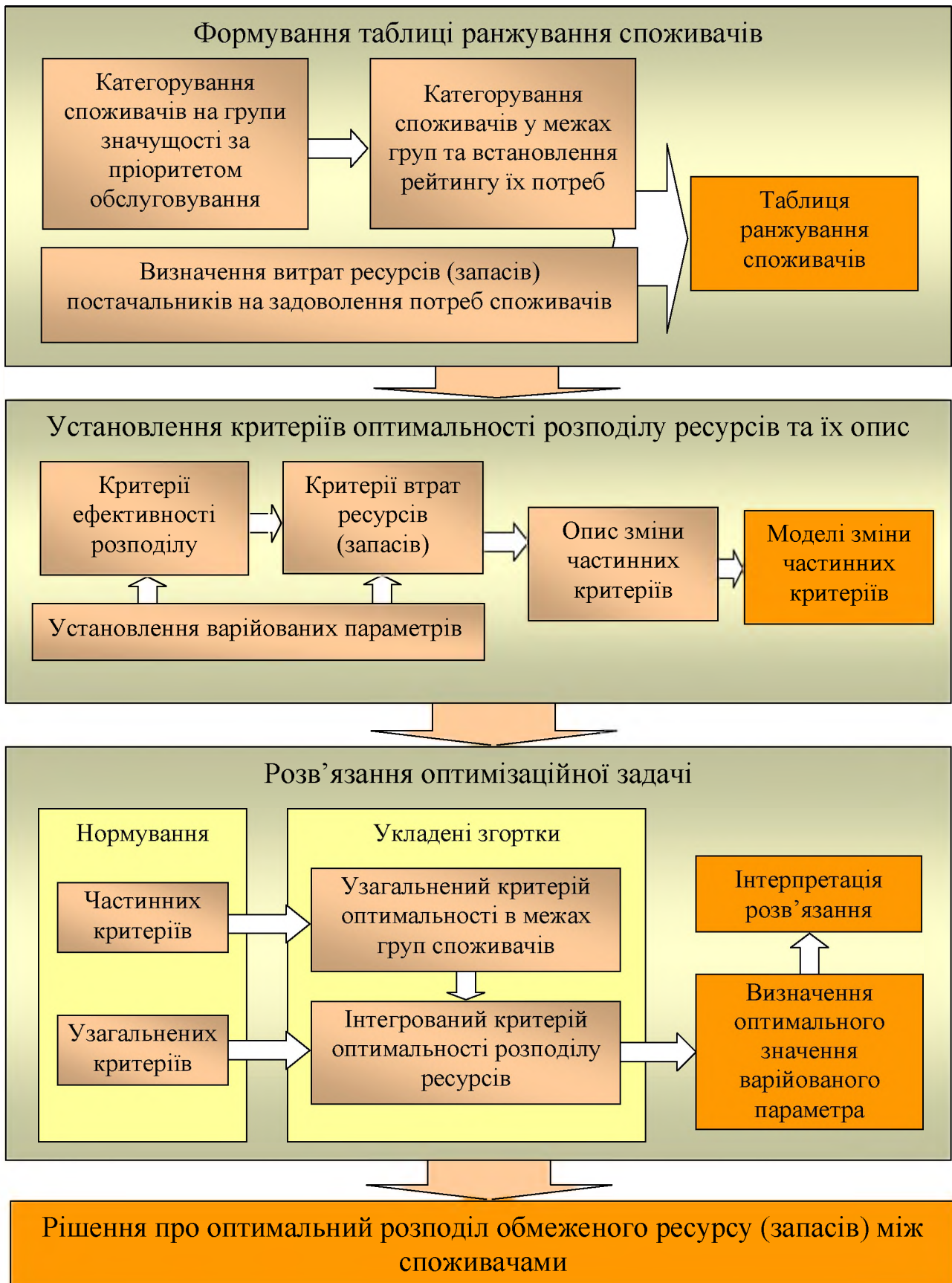


Рис. 5.1. Структурно-логічна схема багатокритеріальної методики оптимального розподілу обмежених ресурсів

Перший етап розробленої методики полягає у формуванні таблиці ранжування споживачів. Початковою інформацією для реалізації цього процесу залежно від сутності практичної спрямованості задачі розподілу ресурсів можуть бути директивні вимоги, досвід розв'язання подібного класу задач або зовнішні фактори. Процес формування таблиці ранжування можна проводити або із залученням експертів або за певними розрахунковими алгоритмами. Для формування таблиці ранжування із множини споживачів $SP = \{SP_i\}$ формуються $l = 1..L$ груп (підмножин), для кожної з яких ставляться вимоги до задоволення потреб і ефективності виконання цільових задач споживачем (табл.5.1).

Таблиця 5.1

Вимоги до розподілу ресурсів за групами споживачів

Номер групи споживачів	Вимоги до задоволення потреб споживачів, %	Показник ефективності виконання цільових задач споживачем
1	$W1$	$P1$
2	$W2$	$P2$
...
l	Wl	Pl
...
L	WL	PL

Надалі у кожній виділеній групі проводиться ранжування за пріоритом потреб кожного i -го споживача. Кожному споживачу ставиться у відповідність ефективність виконання ним цільових задач для задоволення його j -ї потреби Pot_{ij} і витрачаний при цьому ресурс k -м постачальником Zap_{km} . Результатом проведеного підготовчого етапу є таблиця ранжування споживачів (табл.5.2). Таким чином, результатом першого етапу методики оптимального розподілу ресурсів є сформована таблиця ранжування споживачів та їх потреб за пріоритетом обслуговування. Таблиця ранжування, сформована із дотриманням зазначених правил, дає змогу обумовлено розподіляти обмежені ресурси та уникати необхідності розгляду усіх можливих варіантів розподілу, що властиве методам теорії операцій і традиційно ускладнює розв'язання оптимізаційної задачі в умовах великої її розмірності.

Таблиця ранжування споживачів

Номер групи / номер споживача в групі	Пріоритет потреб споживача	Ієрархія потреб споживача	Ефективність виконання цільових задач споживачем	Витрачований ресурс постачальника
Споживачі групи 1				
1/1	Споживач 1			
	1	Pot_{11}	E_{11}	R_1
	2	Pot_{12}	E_{12}	R_2

	J_1	Pot_{1J_1}	E_{1J_1}	R_K
1/2	Споживач 2			
	1	Pot_{21}	E_{21}	R_1
	2	Pot_{22}	E_{22}	R_1

	J_2	Pot_{2J_2}	E_{2J_2}	R_K
...	...			
Споживачі групи 2				
2/1	Споживач 1			

...				
Споживачі групи L				
$L/1$	Споживач 1			

Другий етап розробленої методики оптимального розподілу ресурсів передбачає встановлення системи частинних критеріїв оптимальності та опис їх зміни. Варійованим параметром для визначених умов задачі встановлено кількість постачальників, що виділяються для обслуговування потреб споживача, n_i , за обмежень їх загальної кількості N :

$$n_i, \sum_{i=1}^I n_i \leq N, \quad (5.1)$$

тобто для першого споживача виділятиметься i_1 постачальників, для другого – i_2 і т. д., причому знайдене значення, наприклад $n_i = 2$, означає, що для i -го

споживача виділені постачальники для задоволення його першої Pot_1 (з першим пріоритетом) та другої Pot_2 потреби (з другим пріоритетом).

Для реалізації оптимального розподілу обмежених ресурсів використовуватиметься ефективнісно-вартісна модель частинних критеріїв. Критерієм ефективності вважатимемо якість виконання споживачем цільових задач для задоволення його потреб

$$P(n) \rightarrow \max. \quad (5.2)$$

Критерієм вартості обрано узагальнені витрати ресурсу постачальника для забезпечення потреб споживача з метою виконання ним цільових задач

$$S(n) \rightarrow \min. \quad (5.3)$$

Тоді для декількох споживачів у межах однієї групи значущості матимемо систему частинних критеріїв

$$\begin{cases} P_1(n_1) \rightarrow \max, S_1(n_1) \rightarrow \min, \\ P_2(n_2) \rightarrow \max, S_2(n_2) \rightarrow \min, \dots, \\ P_i(n_i) \rightarrow \max, S_i(n_i) \rightarrow \min, \dots, \\ P_l(n_l) \rightarrow \max, S_l(n_l) \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.4)$$

Сформована система частинних критеріїв (5.4) є суперечливою, оскільки досягнення найвищої якості виконання споживачем цільових задач неминуче приведе до збільшення витрат ресурсу постачальника на протипагу вимозі його мінімізації. Наявність суперечливості критеріїв є ознакою зведення задачі розподілу обмежених ресурсів до багатокритеріальної форми. Розв'язання багатокритеріальної задачі розподілу ресурсів потребує опису зміни частинних критеріїв оптимальності (5.2) – (5.4) і буде розв'язана розрахунковим шляхом з отриманням аналогового подання зміни частинних критеріїв. Порядок

розрахунків значень, що описують зміну частинних критеріїв оптимальності, визначається специфікою галузі реалізації розподілу ресурсів і буде продемонстровано надалі на прикладах.

У першому наближенні значення, що описують зміну частинних критеріїв оптимальності розподілу ресурсів та порядок їх отримання, подано табл.5.3, 5.4.

Таблиця 5.3

Опис зміни критерію ефективності

n_i	1	2	N_i
P_i	$E_i(Pot_1)$	$P_i(Pot_1)P_i(Pot_2)$	$\prod_{j=1}^{J=N_i} (E_i(Pot_j))$

Таблиця 5.4

Опис зміни критерію вартості

n_i	1	2	N_i
S_i	R_1	$R_1 + R_2$	$\sum_{j=1}^{J=N_i} R_j$

За дискретними даними, наведеними в табл.5.3, 5.4, згідно з апроксимаційними алгоритмами формуються аналогові моделі зміни частинних критеріїв у вигляді поліномів

$$P_i(n_s) = P_0 + P_1 n_i + P_2 n_i^2 + \dots; \quad (5.5)$$

$$S_i(n_s) = S_0 + S_1 n_i + S_2 n_i^2 + \dots, \quad (5.6)$$

де $P_0, P_1, P_2, \dots, S_0, S_1, S_2, \dots$ – параметри моделей, узгоджені з дискретними даними, наведеними в табл.5.3, 5.4, наприклад за нормою МНК.

Таким чином, табл.5.3, 5.4 являють собою дискретну форму опису частинних критеріїв оптимального розподілу обмежених ресурсів, а поліноми (5.5), (5.6) – аналогову їх форму.

Третій етап методики являє собою безпосередньо розв'язання оптимізаційної задачі шляхом зведення сукупності частинних критеріїв до

узагальненого функціонала за нелінійною схемою компромісів [36]. Нормування аналітичних моделей частинних критеріїв (5.5), (5.6) з переліку (5.4) на обмеженому інтервалі зміни аргумента n_i (див. табл.5.3, 5.4) згідно з виразами (4.17), (4.18) виконується за формулами

$$\begin{aligned}
 \varphi_{01}(n_1) &= \frac{\min P_1(n_1)}{P_1(n_1)} \rightarrow \min, & \varphi_{0S1}(n_1) &= \frac{S_1(n_1)}{\max S_1(n_1)} \rightarrow \min; \\
 \varphi_{02}(n_2) &= \frac{\min P_2(n_2)}{P_2(n_2)} \rightarrow \min, & \varphi_{0S2}(n_2) &= \frac{S_2(n_2)}{\max S_2(n_2)} \rightarrow \min, \dots; \\
 \varphi_{0i}(n_i) &= \frac{\min P_i(n_i)}{P_i(n_i)} \rightarrow \min, & \varphi_{0Si}(n_i) &= \frac{S_i(n_i)}{\max S_i(n_i)} \rightarrow \min, \dots; \\
 \varphi_{0I}(n_I) &= \frac{\min P_I(n_I)}{P_I(n_I)} \rightarrow \min, & \varphi_{0SI}(n_I) &= \frac{S_I(n_I)}{\max S_I(n_I)} \rightarrow \min.
 \end{aligned} \tag{5.7}$$

Слід зазначити, що на етапі нормування частинних критеріїв обмеження щодо розв'язання оптимізаційної задачі за аргументом n_i дозволяють врахувати потреби i -го споживачів при нормуванні критерію ефективності $P(n_i)$, а обмежені запаси k -го постачальника при нормуванні критерію вартості $S(n_i)$.

Відповідно до згортки (4.10) та з урахуванням уведених для нормування (5.7) позначень матимемо узагальнений критерій (оптимізаційну модель) оптимальності розподілу обмежених ресурсів постачальників для однієї групи значущості споживачів

$$\begin{aligned}
 \delta(n_1, n_2, \dots, n_i, \dots, n_I) &= \gamma_{01}(1 - \varphi_{01}(n_1))^{-1} + \gamma_{0S1}(1 - \varphi_{0S1}(n_1))^{-1} + \\
 &+ \gamma_{02}(1 - \varphi_{02}(n_2))^{-1} + \gamma_{0S2}(1 - \varphi_{0S2}(n_2))^{-1} + \dots \\
 &+ \gamma_{0i}(1 - \varphi_{0i}(n_i))^{-1} + \gamma_{0Si}(1 - \varphi_{0Si}(n_i))^{-1} \dots \\
 &+ \gamma_{0I}(1 - \varphi_{0I}(n_I))^{-1} + \gamma_{0SI}(1 - \varphi_{0SI}(n_I))^{-1} \rightarrow \min,
 \end{aligned} \tag{5.8}$$

де $\gamma_{01}, \gamma_{0S1}, \gamma_{02}, \gamma_{0S2}, \dots, \gamma_{0i}, \gamma_{0Si}, \dots, \gamma_{0I}, \gamma_{0SI}$ – нормовані згідно з виразом (4.11) вагові коефіцієнти, що характеризують перевагу (значущість) відповідного критерію при отриманні остаточного рішення задачі оптимального розподілу обмежених ресурсів.

На підставі викладеного можна сформувати систему критеріїв оптимального розподілу обмежених ресурсів за споживачами, віднесених до $l = 1 \dots L$ груп значущості:

$$\left\{ \begin{array}{l} \delta_1(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}) \rightarrow \min; \\ \delta_2(n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}) \rightarrow \min, \dots; \\ \delta_l(n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}) \rightarrow \min, \dots; \\ \delta_L(n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LI_L}) \rightarrow \min; \\ S(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, \dots; \\ \quad n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}, \dots, n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LI_L}) \rightarrow \min. \end{array} \right. \quad (5.9)$$

Особливістю системи критеріїв (5.9) є виділення з узагальнених критеріїв оптимальності розподілу обмежених ресурсів у межах однієї групи значущості (5.8) частинних критеріїв вартості і формування з них узагальненого критерію. У системі (5.9) введено позначення:

$$\begin{aligned} \delta_1(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}) = & \gamma_{011}(1 - \varphi_{011}(n_{11}))^{-1} + \gamma_{012}(1 - \varphi_{012}(n_{12}))^{-1} + \dots + \\ & + \gamma_{01i}(1 - \varphi_{01i}(n_{1i}))^{-1} + \dots + \gamma_{01I_1}(1 - \varphi_{01I_1}(n_{1I_1}))^{-1} - \end{aligned}$$

критерій ефективності розподілу ресурсів постачальника між споживачами першої групи важливості;

$$\begin{aligned} \delta_2(n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}) = & \gamma_{021}(1 - \varphi_{021}(n_{21}))^{-1} + \gamma_{022}(1 - \varphi_{022}(n_{22}))^{-1} + \dots + \\ & + \gamma_{02i}(1 - \varphi_{02i}(n_{2i}))^{-1} + \dots + \gamma_{02I_2}(1 - \varphi_{02I_2}(n_{2I_2}))^{-1}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \delta_l(n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}) = & \gamma_{0l1}(1 - \varphi_{0l1}(n_{l1}))^{-1} + \gamma_{0l2}(1 - \varphi_{0l2}(n_{l2}))^{-1} + \dots + \\ & + \gamma_{0li}(1 - \varphi_{0li}(n_{li}))^{-1} + \dots + \gamma_{0lI_l}(1 - \varphi_{0lI_l}(n_{lI_l}))^{-1}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \delta_L(n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LI_L}) = & \gamma_{0L1}(1 - \varphi_{0L1}(n_{L1}))^{-1} + \gamma_{0L2}(1 - \varphi_{0L2}(n_{L2}))^{-1} + \dots + \\ & + \gamma_{0Li}(1 - \varphi_{0Li}(n_{Li}))^{-1} + \dots + \gamma_{0LI_L}(1 - \varphi_{0LI_L}(n_{LI_L}))^{-1} - \end{aligned}$$

критерії ефективності обслуговування споживачів другої l -ї та L -ї груп значущості відповідно.

Критерій узагальненої вартості (витрат) задоволення потреб споживачів формується за виразом

$$\begin{aligned}
 & S(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{2I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, \dots, \\
 & \quad n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}, n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LI_L}) = \\
 & = \gamma_{0S11}(1 - \varphi_{0S11}(n_{11}))^{-1} + \gamma_{0S12}(1 - \varphi_{0S12}(n_{12}))^{-1} + \dots + \\
 & \quad + \gamma_{0Sli}(1 - \varphi_{0Sli}(n_{li}))^{-1} \dots + \gamma_{0SI_1}(1 - \varphi_{0SI_1}(n_{I_1}))^{-1} + \\
 & + \gamma_{0S21}(1 - \varphi_{0S21}(n_{21}))^{-1} + \gamma_{0S22}(1 - \varphi_{0S22}(n_{22}))^{-1} + \dots + \\
 & \quad + \gamma_{0S2i}(1 - \varphi_{0S2i}(n_{2i}))^{-1} \dots + \gamma_{0S2I_2}(1 - \varphi_{0S2I_2}(n_{2I_2}))^{-1} + \dots \\
 & + \gamma_{0SI_1}(1 - \varphi_{0SI_1}(n_{I_1}))^{-1} + \gamma_{0SI_2}(1 - \varphi_{0SI_2}(n_{I_2}))^{-1} + \dots + \\
 & \quad + \gamma_{0Sli}(1 - \varphi_{0Sli}(n_{li}))^{-1} \dots + \gamma_{0SI_l}(1 - \varphi_{0SI_l}(n_{I_l}))^{-1} + \dots + \\
 & + \gamma_{0SL1}(1 - \varphi_{0SL1}(n_{L1}))^{-1} + \gamma_{0SL2}(1 - \varphi_{0SL2}(n_{L2}))^{-1} + \dots + \\
 & \quad + \gamma_{0SLi}(1 - \varphi_{0SLi}(n_{Li}))^{-1} \dots + \gamma_{0SLI_L}(1 - \varphi_{0SLI_L}(n_{LI_L}))^{-1} + \dots .
 \end{aligned}$$

Подвійна індексація параметрів n_{li} за індексом l характеризує кількість виділених груп, а за індексом i – кількість споживачів у групі.

Надалі з використанням технології вкладених згорток (див. рис.4.3) згідно з виразом (4.10) формується інтегрований критерій оптимальності розподілу обмежених ресурсів постачальників між споживачами за аналогового подання зміни частинних критеріїв:

$$\begin{aligned}
 & \Omega(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, \dots, \\
 & \quad n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}, n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LI_L}) = \\
 & = G_{01}(1 - \delta_{01}(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}))^{-1} + \\
 & \quad + G_{02}(1 - \delta_{02}(n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}))^{-1} + \\
 & + \dots + G_{0l}(1 - \delta_{0l}(n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}))^{-1} + \dots + \\
 & \quad + G_{0L}(1 - \delta_{0L}(n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LI_L}))^{-1} + \\
 & + F_0(1 - S(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, \dots, \\
 & \quad n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}, n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LI_L}))^{-1} \rightarrow \min.
 \end{aligned} \tag{5.10}$$

Критерії (5.9) перед їх включенням до згортки (5.10) нормуються до величини, яка визначається за найгіршого варіанта розподілу ресурсів постачальників між споживачами аналогічно до виразу (4.27). У виразі (5.10) $G_{01}, G_{02}, \dots, G_{0l}, \dots, G_{0L}, F_0$ – нормовані відповідно до (4.11) вагові коефіцієнти, узгоджені з вимогами табл.5.1 щодо ефективності виконання цільових задач споживачами після розподілу ресурсів постачальників.

Інтегрований критерій оптимального розподілу обмежених ресурсів (5.10) між споживачами являє собою оптимізаційну модель, де враховані суперечливі ефективнісно-вартісні частинні критерії (5.4), установлені для декількох груп значущості щодо обслуговування (5.9). Модель сформовано з використанням вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дозволяє враховувати в розподілі значну кількість критеріальних вимог, різнорідність потреб споживачів і запасів та обмеженість ресурсів.

Оптимальні значення варійованих параметрів за моделлю (5.10) визначаються шляхом розв'язання системи нелінійних рівнянь

$$\frac{\partial^{(I_1+I_2+\dots+I_l+\dots+I_L)} \Omega(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, \dots, n_{l1}, n_{l2}, \dots, n_{li}, \dots, n_{lI_l}, \dots, n_{L1}, n_{L2}, \dots, n_{Li}, \dots, n_{LL_L})}{\partial^{(I_1+I_2+\dots+I_l+\dots+I_L)} n_{il(1,2,\dots,l,\dots,L)}} = 0. \quad (5.11)$$

Результатом розв'язання системи (5.11) є значення варійованих параметрів $n_{11}^*, n_{12}^*, \dots, n_{1i}^*, \dots, n_{1I_1}^*, n_{21}^*, n_{22}^*, \dots, n_{2i}^*, \dots, n_{2I_2}^*, \dots, n_{l1}^*, n_{l2}^*, \dots, n_{li}^*, \dots, n_{lI_l}^*, \dots, n_{L1}^*, n_{L2}^*, \dots, n_{Li}^*, \dots, n_{LL_L}^*$. Для отримання розв'язку оптимізаційної задачі у вигляді натурального числа $n_{LL_L}^{opt}$, виходячи із сутності варійованого параметра застосовується правило (4.23) з урахуванням позначень, прийнятих в моделі (5.10) та з контролем дотримання умови (5.1). Отриманий розв'язок використовується для складання оптимального плану розподілу ресурсів, для чого він інтерпретується таким чином. Для першого споживача з першої групи значущості виділятиметься n_{11}^{opt} постачальників, для другого – n_{12}^{opt} і т.д.

На підставі викладеного *багатокритеріальна методика оптимального розподілу обмежених ресурсів* включатиме такі етапи.

1. Формування таблиці ранжування споживачів за групами значущості і пріоритетом у межах груп (табл.5.2) з використанням вимог табл.5.1.

2. Установлення критеріїв оптимальності розподілу ресурсів та їх опис:

2.1) визначення варійованих параметрів;

2.2) установлення критеріїв ефективності розподілу та критеріїв витрат ресурсів (наприклад, у вигляді (5.2) – (5.4));

2.3) опис зміни частинних критеріїв оптимальності (табл.5.3, 5.4);

2.4) формування аналітичних моделей частинних критеріїв у вигляді виразів (5.5), (5.6) за дискретними даними табл.5.3, 5.4 з використанням методів апроксимації.

3. Розв'язання оптимізаційної задачі розподілу обмежених ресурсів:

3.1) нормування частинних критеріїв оптимальності розподілу з урахуванням обмежень ресурсів за виразами (5.7);

3.2) формування узагальнених критеріїв оптимальності в межах груп споживачів (5.8) та їх нормування;

3.3) визначення інтегрованого критерію оптимальності розподілу обмежених ресурсів (5.10) та розрахунок оптимальних значень варійованих параметрів шляхом розв'язання системи нелінійних рівнянь (5.11).

4. Інтерпретація оптимальних значень варійованих параметрів та прийняття рішення про оптимальний план розподілу обмежених ресурсів.

Розроблена методика базується на використанні багатокритеріальної оптимізаційної моделі, отриманої з використанням вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів. Особливістю методики є застосування аналогових моделей для опису зміни частинних критеріїв оптимальності. Незважаючи на сутність суто дискретної задачі розподілу ресурсів використання аналогових моделей є виправданим, оскільки в поєднанні із сформованою таблицею ранжування споживачів дозволяє уникнути необхідності розгляду усіх можливих варіантів розподілу ресурсів, що властиво дискретним підходам.

Зазначене дозволяє зменшити обчислювальну складність розрахункового алгоритму, однак потребує формування таблиці ранжування, апроксимації дискретних даних для формуванні моделей частинних критеріїв та застосування числових методів розв'язання утворюваної системи нелінійних рівнянь.

Для перевірки дієздатності й ефективності запропонованої методики розглядався приклад, у якому розглядалась задача радіомоніторингу для контролю радіоелектронної обстановки в зоні дії засобів визначення координат ДО, систем радіонавігації літальних апаратів і наземних об'єктів. Нехай в заданому районі зосереджена сукупність ОС з прогнозованою їх кількістю. На кожному ОС розміщено декілька ДРВ, кількість яких теж прогнозується. Для ОС можна задати їх пріоритетність в обслуговуванні з метою ідентифікації (розпізнавання за типом) і ймовірність визначення типу ОС шляхом ідентифікації (розпізнавання) ДРВ (визначення типів і режимів функціонування працюючих радіотехнічних засобів). Для ідентифікації ОС шляхом спостереження за ДРВ виділяється обмежена кількість технічних засобів контролю радіовипромінювання (станцій радіоспостереження – постів). Необхідно розподілити обмежену кількість станцій за ДРВ на ОС, забезпечивши максимальну ймовірність ідентифікації за типом, режимами функціонування ОС з урахуванням їх пріоритету. Споживачами у прикладі є ОС з потребами – ДРВ, а постачальниками – станції радіоспостереження з обмеженим технічним ресурсом (завантаження частотного діапазону, каналів приймачів, часовий ресурс спостереження за ДРВ тощо) для спостереження ДРВ за кількістю і частотними діапазонами роботи.

Таблиця ранжування формується за трьома категоріями значущості з погляду на черговість обслуговування. Вважаються заданими кількісні та якісні характеристики ідентифікації ОС кожної групи (табл.5.5).

У кожній виділеній групі значущості здійснюється ранжування за пріоритетом ДРВ для всіх ОС. Для кожного ДРВ поставлено у відповідність імовірності ідентифікації ОС через джерело P_{DRV}^{id} .

Таблиця 5.5

Вимоги до розподілу ресурсів постів за групами ОС

Номер групи ОС	Частка розпізнаних ОС, %	Імовірність розпізнавання ОС
1	90	0,9
2	70	0,7
3	50	0,5

Надалі визначається витратний ресурс засобів радіоспостереження для ідентифікації ДРВ, наприклад, через порівняння частотних діапазонів поста та ДРВ у смузі їх перекриття. У результаті отримано таблицю ранжування (табл.5.6).

Таблиця 5.6

Таблиця ранжування об'єктів спостереження

Номер групи ОС/ Номер ОС у групі	Пріоритет ДРВ	Тип ДРВ	P_{DRV}^{id}	Діапазон роботи ДРВ	Тип, діапазон роботи поста	Ресурс поста
Об'єкт спостереження групи 1						
1/1	Тип ОС-1					
	1	ДРВ1	P_{DRV1}^{id}	Δf_{DRV1}	$T_1, \Delta f_{p1}$	R_1
	2	ДРВ2	P_{DRV2}^{id}	Δf_{DRV2}	$T_2, \Delta f_{p2}$	R_2

	J_1	ДРВ J_1	$P_{DRVJ_1}^{id}$	Δf_{DRVJ_1}	$T_K, \Delta f_{pK}$	R_K
1/2	Тип ОС-2					
	1	ДРВ1	P_{DRV21}^{id}	Δf_{DRV21}	$T_1, \Delta f_{p1}$	R_1
	2	ДРВ2	P_{DRV22}^{id}	Δf_{DRV22}	$T_2, \Delta f_{p2}$	R_1

	J_2	ДРВ J_2	$P_{DRV2J_2}^{id}$	Δf_{DRV2J_2}	$T_K, \Delta f_{pK}$	R_K
...	...					
Об'єкт спостереження групи 2						
2/1	Тип ОС-1					

Об'єкт спостереження групи 3						
3/1	Тип ОС-1					

Оптимізованими параметрами (вони ж варійовані параметри) взято кількість станцій радіоспостереження, що виділяються для ідентифікації обраного ОС через ДРВ n_i . Частинними критеріями ефективності розподілу ресурсів прийнята ймовірність ідентифікації ОС, а критерієм вартості – витрати ресурсу постів, тобто критерії (5.2), (5.3), конкретизовані до вигляду

$$P_{OS}^{id}(n) \rightarrow \max, S(n) \rightarrow \min. \quad (5.12)$$

З урахуванням уведених позначень згідно з (5.4) матимемо критерії (5.12) для ОС однієї групи значущості

$$\begin{cases} P_{OS1}^{id}(n_1) \rightarrow \max, S_1(n_1) \rightarrow \min; \\ P_{OS2}^{id}(n_2) \rightarrow \max, S_2(n_2) \rightarrow \min, \dots; \\ P_{OSi}^{id}(n_i) \rightarrow \max, S_i(n_i) \rightarrow \min, \dots; \\ P_{OSI}^{id}(n_I) \rightarrow \max, S_I(n_I) \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.13)$$

Зміну частинних критеріїв оптимальності описуємо таким чином:

$$P_{OSi}^{id}(n_i) = 1 - \prod_{j=1}^{J=N_j} (1 - P_{DRVj}^{id}), \quad S_i(n_i) = \sum_{j=1}^{J=N_j} R_j. \quad (5.14)$$

Вирази (5.14) дозволяють отримати дискретні дані, що описують зміну частинних критеріїв оптимальності (5.13) у вигляді табл.5.3, 5.4, за якими формуються поліноміальні моделі частинних критеріїв вигляду (5.5), (5.6).

Після нормувань частинних критеріїв (5.13) згідно з виразами (4.12), (4.13), керуючись критерієм (5.8), за технологією вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів (4.10) для трьох груп важливості, отримаємо уточнену (5.9) систему частинних критеріїв

$$\left\{ \begin{array}{l} \delta_1(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}) \rightarrow \min; \\ \delta_2(n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}) \rightarrow \min; \\ \delta_3(n_{31}, n_{32}, \dots, n_{3i}, \dots, n_{3I_3}) \rightarrow \min; \\ S(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, n_{31}, n_{32}, \dots, n_{3i}, \dots, n_{3I_3}) \rightarrow \min. \end{array} \right. \quad (5.15)$$

де

$$\begin{aligned} \delta_1(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}) &= \gamma_{011}(1 - \varphi_{011}(n_{11}))^{-1} + \gamma_{012}(1 - \varphi_{012}(n_{12}))^{-1} + \dots + \\ &\quad + \gamma_{01i}(1 - \varphi_{01i}(n_{1i}))^{-1} + \dots + \gamma_{01I_1}(1 - \varphi_{01I_1}(n_{1I_1}))^{-1}, \\ \delta_2(n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}) &= \gamma_{021}(1 - \varphi_{021}(n_{21}))^{-1} + \gamma_{022}(1 - \varphi_{022}(n_{22}))^{-1} + \dots + \\ &\quad + \gamma_{02i}(1 - \varphi_{02i}(n_{2i}))^{-1} + \dots + \gamma_{02I_2}(1 - \varphi_{02I_2}(n_{2I_2}))^{-1}, \\ \delta_3(n_{31}, n_{32}, \dots, n_{3i}, \dots, n_{3I_3}) &= \gamma_{031}(1 - \varphi_{031}(n_{31}))^{-1} + \gamma_{032}(1 - \varphi_{032}(n_{32}))^{-1} + \dots + \\ &\quad + \gamma_{03i}(1 - \varphi_{03i}(n_{3i}))^{-1} + \dots + \gamma_{03I_3}(1 - \varphi_{03I_3}(n_{3I_3}))^{-1}, \\ S(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, \dots, \\ &\quad n_{31}, n_{32}, \dots, n_{3i}, \dots, n_{3I_3}) = \\ &= \gamma_{0S11}(1 - \varphi_{0S11}(n_{11}))^{-1} + \gamma_{0S12}(1 - \varphi_{0S12}(n_{12}))^{-1} + \dots + \\ &\quad + \gamma_{0S1i}(1 - \varphi_{0S1i}(n_{1i}))^{-1} \dots + \gamma_{0S1I_1}(1 - \varphi_{0S1I_1}(n_{1I_1}))^{-1} + \\ &+ \gamma_{0S21}(1 - \varphi_{0S21}(n_{21}))^{-1} + \gamma_{0S22}(1 - \varphi_{0S22}(n_{22}))^{-1} + \dots + \\ &\quad + \gamma_{0S2i}(1 - \varphi_{0S2i}(n_{2i}))^{-1} \dots + \gamma_{0S2I_2}(1 - \varphi_{0S2I_2}(n_{2I_2}))^{-1} + \dots \\ &+ \gamma_{0S31}(1 - \varphi_{0S31}(n_{31}))^{-1} + \gamma_{0S32}(1 - \varphi_{0S32}(n_{32}))^{-1} + \dots + \\ &\quad + \gamma_{0S3i}(1 - \varphi_{0S3i}(n_{3i}))^{-1} \dots + \gamma_{0S3I_3}(1 - \varphi_{0S3I_3}(n_{3I_3}))^{-1} \end{aligned}$$

Згідно з критеріями (5.10) і (5.15) інтегрований критерій оптимального розподілу ресурсів станцій радіоспостереження (оптимізаційна модель) матиме вигляд

$$\begin{aligned} \Omega(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, n_{31}, n_{32}, \dots, n_{3i}, \dots, n_{3I_3}) &= \\ = G_{01}(1 - \delta_{01}(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}))^{-1} + G_{02}(1 - \delta_{02}(n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}))^{-1} + \\ + G_{03}(1 - \delta_{03}(n_{31}, n_{32}, \dots, n_{3i}, \dots, n_{3I_3}))^{-1} + F_{0p}(1 - S(n_{11}, n_{12}, \dots, n_{1i}, \dots, n_{1I_1}, \\ &\quad n_{21}, n_{22}, \dots, n_{2i}, \dots, n_{2I_2}, n_{31}, n_{32}, \dots, n_{3i}, \dots, n_{3I_3}))^{-1} \rightarrow \min. \end{aligned} \quad (5.16)$$

Вагові коефіцієнти у виразі (5.16) нормуємо, виходячи із базового виразу (4.11), з урахуванням вимог, поданих у табл.5.5, таким чином

$$G_{01} = 0,9 / (0,9 + 0,7 + 0,5 + F_p), \quad G_{02} = 0,7 / (0,9 + 0,7 + 0,5 + F_p);$$

$$G_{03} = 0,5 / (0,9 + 0,7 + 0,5 + F_p), \quad F_{0p} = F_p / (0,9 + 0,7 + 0,5 + F_p),$$

де F_p – ненормована вага критеріальної функції вартості.

Пошук оптимальних значень варійованих параметрів – плану розподілу ресурсів станцій радіоспостереження, виконується шляхом розв'язання системи нелінійних рівнянь вигляду (5.11). При цьому результати розрахунків округляємо за правилом (4.23) з контролем виконання умови (5.1).

Розрахунки згідно з методикою оптимального розподілу обмежених ресурсів виконувалися відповідно до двох прикладів. Перший з них дещо спрощений, але демонструє порядок розрахунків, а другий має прикладну спрямованість.

У заданому районі перебувають три ОС, для яких відомі ДРВ. Загалом маємо шість різних типів ДРВ. Так, перший ОС містить 3 джерела першого, другого і третього типів, другий ОС – 4 ДРВ першого, другого, четвертого та п'ятого типів, а третій ОС складається з 5 ДРВ першого, другого, четвертого, п'ятого, шостого типів. Тобто загалом маємо для спостереження 12 ДРВ для ідентифікації трьох ОС. Для ідентифікації ОС шляхом спостереження за ДРВ виділяються 9 станцій радіоспостереження, причому спостереження за ДРВ першого типу може здійснюватись однією станцією, другого типу – трьома станціями, третього типу – однією станцією, четвертого типу – двома станціями, п'ятого та шостого типів по одній станції (табл.5.7).

Необхідно розподілити обмежену кількість станцій радіоспостереження за ДРВ на ОС із забезпеченням максимальної ймовірності ідентифікації за типами і режимами функціонування ОС. Вважається визначеною за виразами (5.14) таблиця ранжування ОС у вигляді табл.5.8.

Таблиця 5.7

Початкові дані задачі розподілу ресурсів

Характеристики ОС та ДРВ		Характеристика станцій	
Типи ОС	Типи ДРВ на ОС	Типи ДРВ	Кількість станцій
ОС1	1, 2, 3	1	1
		2	3
ОС2	1, 2, 4, 5	3	1
		4	2
ОС3	1, 2, 4, 5, 6	5	1
		6	1
Загалом 3 ОС	Загалом 12 ДРВ	Загалом 9 станцій	

Таблиця 5.8

Таблиця ранжування ОС

Номер ОС	Пріоритет ДРВ	Тип ДРВ	P_{DRV}^{id}	Ресурс станції
1	Тип ОС-1			
	1	ДРВ3	0,6	4
	2	ДРВ2	0,7	5
	3	ДРВ1	0,4	2
2	Тип ОС-2			
	1	ДРВ4	0,5	3
	2	ДРВ5	0,6	2,5
	3	ДРВ2	0,7	5
	4	ДРВ1	0,3	2
3	Тип ОС-3			
	1	ДРВ4	0,5	3
	2	ДРВ5	0,6	2,5
	3	ДРВ6	0,7	2,5
	4	ДРВ2	0,3	5
	5	ДРВ1	0,3	2

Для умови задачі маємо три варійовані параметри n_1, n_2, n_3 – кількість станцій радіоспостереження, що виділяються для ідентифікації трьох ОС шляхом спостереження за ДРВ. Тоді система частинних критеріїв (5.13) набуде вигляду

$$\begin{cases} P_{OS1}^{id}(n_1) \rightarrow \max, P_{OS2}^{id}(n_2) \rightarrow \max, P_{OS3}^{id}(n_3) \rightarrow \max; \\ S_1(n_1) \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.17)$$

Для опису зміни частинних критеріїв (5.17) здійснюється апроксимація даних табл.5.8 за МНК. Результатом є аналітичні моделі критеріальних функцій частинних критеріїв оптимальності розподілу обмежених ресурсів станцій радіоспостереження за ДРВ на ОС:

$$\begin{cases} P_{OS1}^{id}(n_1) = 0,088 + 0,628 \cdot n_1 - 0,116 \cdot n_1^2 \rightarrow \max, \\ P_{OS2}^{id}(n_2) = 0,0685 + 0,5039 \cdot n_2 - 0,0705 \cdot n_2^2 \rightarrow \max, \\ P_{OS3}^{id}(n_3) = -0,0609 + 0,7125 \cdot n_3 - 0,1657 \cdot n_3^2 + 0,0129 \cdot n_3^3 \rightarrow \max, \\ S(n_1, n_2, n_3) = 11 \cdot n_1 + 12,5 \cdot n_2 + 15 \cdot n_3 \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.18)$$

З урахуванням (5.15), (5.18), даних табл.5.8, відповідно до нормувань частинних критеріїв (5.7) згідно моделі (5.16) матимемо інтегрований критерій оптимального розподілу обмежених ресурсів станцій радіоспостереження для умов задачі, що розв'язується у вигляді

$$\begin{aligned} \Omega(n_1, n_2, n_3) = & \frac{G_{01}}{1 - \frac{\min P_{OS1}^{id}(n_1 = 1)}{P_{OS1}^{id}}} + \frac{G_{02}}{1 - \frac{\min P_{OS2}^{id}(n_2 = 1)}{P_{OS2}^{id}}} + \\ & + \frac{G_{03}}{1 - \frac{\min P_{OS3}^{id}(n_3 = 1)}{P_{OS3}^{id}}} - \frac{F_{0p}}{1 - \frac{S(n_1, n_2, n_3)}{\max S(n_1 = 3, n_2 = 3, n_3 = 3)}} \rightarrow \min. \end{aligned} \quad (5.19)$$

Оптимальні значення варійованих параметрів за інтегрованим критерієм оптимальності (5.19) визначаємо шляхом розв'язання системи рівнянь, сформованої відповідно до (5.11), при цьому вагові коефіцієнти частинних критеріїв оптимальності G_{01} , G_{02} , G_{03} , F_{0p} припускаємо рівними одиниці:

$$\begin{cases} \frac{\partial \Omega(n_1, n_2, n_3)}{\partial n_1} = 0, \\ \frac{\partial \Omega(n_1, n_2, n_3)}{\partial n_2} = 0, \\ \frac{\partial \Omega(n_1, n_2, n_3)}{\partial n_3} = 0. \end{cases} \quad (5.20)$$

Розв'язком системи рівнянь (5.20) є значення варійованих параметрів $n_1^* = 2,6$; $n_2^* = 3,1$; $n_3^* = 4,0$, які після зведення до натуральних чисел за правилом

(4.23) з контролем умови (5.1) – $n_1 + n_2 + n_3 \leq N = 9$ набуватимуть остаточного значення $n_1^{opt} = 2$; $n_2^{opt} = 3$; $n_3^{opt} = 4$. Інтерпретація отриманого розв'язку потребує поєднання табл.5.8 та результатів розв'язання оптимізаційної задачі. Для ідентифікації першого ОС виділено дві станції для спостереження за ДРВ першого та другого типів. Для ідентифікації другого ОС виділено три станції радіоспостереження для обслуговування ДРВ четвертого, п'ятого і другого типів. Для ідентифікації третього ОС виділено чотири станції для спостереження за ДРВ четвертого, п'ятого, шостого і третього типів. Отже, використано ресурс дев'яти станцій радіоспостереження, при цьому ідентифіковано всі ОС та поставлено на спостереження дев'ять ДРВ. Особливістю розглянутого прикладу є рівноправність усіх ОС (без виділення груп значущості), але він є ілюстративним для демонстрації порядку застосування розробленого підходу.

Наближений до реальної обстановки приклад застосування розробленого підходу полягав у такому. Розподілу підлягає 19 станцій радіоспостереження для ідентифікації 22 ОС із загальною кількістю ДРВ – 105. При цьому кількість ОС у першій групі значущості становила 9, у другій – 7 і в третій – 6 одиниць.

У результаті застосування розробленої методики отримано такі результати. Для ідентифікації шляхом спостереження за ДРВ першого з таблиці ранжування ОС, що належить до першої групи значущості, виділено $n_{11}^{opt} = 4$ станції, аналогічно $n_{12}^{opt} = 2$, $n_{13}^{opt} = 1$, $n_{14}^{opt} = 2$, $n_{15}^{opt} = 1$, $n_{16}^{opt} = 1$, $n_{17}^{opt} = 1$, $n_{18}^{opt} = 2$, $n_{19}^{opt} = 0$. Для ідентифікації ОС другої групи значущості виділено станції $n_{21}^{opt} = 1$, $n_{22}^{opt} = 1$, $n_{23}^{opt} = 0$, $n_{24}^{opt} = 2$, $n_{25}^{opt} = 0$, $n_{26}^{opt} = 0$, $n_{27}^{opt} = 0$. Для ідентифікації ОС третьої групи виділено станції $n_{31}^{opt} = 0$, $n_{32}^{opt} = 1$, $n_{33}^{opt} = 0$, $n_{34}^{opt} = 0$, $n_{35}^{opt} = 0$, $n_{36}^{opt} = 0$.

Виконані розрахунки демонструють дієздатність і ефективність розробленої методики оптимального розподілу обмежених ресурсів. Запропонований підхід відрізняється врахуванням суперечливих критеріїв оптимальності, обумовленістю узагальненого функціоналу ефективності, належністю результатів розв'язання області Парето, а також меншою порівняно з методами теорії операцій

обчислювальна складність розрахункового алгоритму. Запропоновану схему розрахунків можна вважати однокроковою, що досягається уникненням необхідності перебирання усіх можливих дискретних варіантів розподілу ресурсів. Це забезпечується застосуванням аналогового опису зміни частинних критеріїв оптимальності розподілу обмежених ресурсів.

Таким чином, уперше розроблено багатокритеріальну методику оптимального розподілу обмежених ресурсів, яка ґрунтується на поданні задачі в багатокритеріальній формі за ефективнісно-вартісною моделлю із застосуванням нелінійної схеми компромісів і відзначається аналоговим описом частинних критеріїв, що дозволяє уникнути необхідності перебирання усіх можливих варіантів розподілу ресурсів і зменшити кількість розрахункових операцій. Урахування в розрахунках суперечливих частинних критеріїв забезпечує підвищення достовірності кінцевих рішень.

5.2. Методика багатокритеріального оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних інформаційно-керувальних системи

Методика багатокритеріального оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС включає три узагальнені етапи: формування показників та критеріїв ефективності системи (процесу); визначення значень, що характеризують зміну встановлених показників та критеріїв; вироблення рішення про ефективність системи (досліджуваного процесу) [74; 114; 124; 127]. Сутність розробленої методики пояснюється структурно-логічною схемою рис.5.2. Розроблена методика базується на поданні задачі багатокритеріальною моделлю і виробленні єдиної багатокритеріальної оцінки з використанням нелінійної схеми компромісів. Остаточне рішення формується у вигляді лінгвістичної категорії якості. Методика дозволяє оцінювати ефективність як однієї обраної системи, так і декількох систем за встановленою порівняльною оцінкою.

Для оцінювання ефективності системи (процесу) формуються показники та критерії ефективності, що і являють собою міру позитивного ефекту від функціонування системи (проходження процесу), що досліджується.

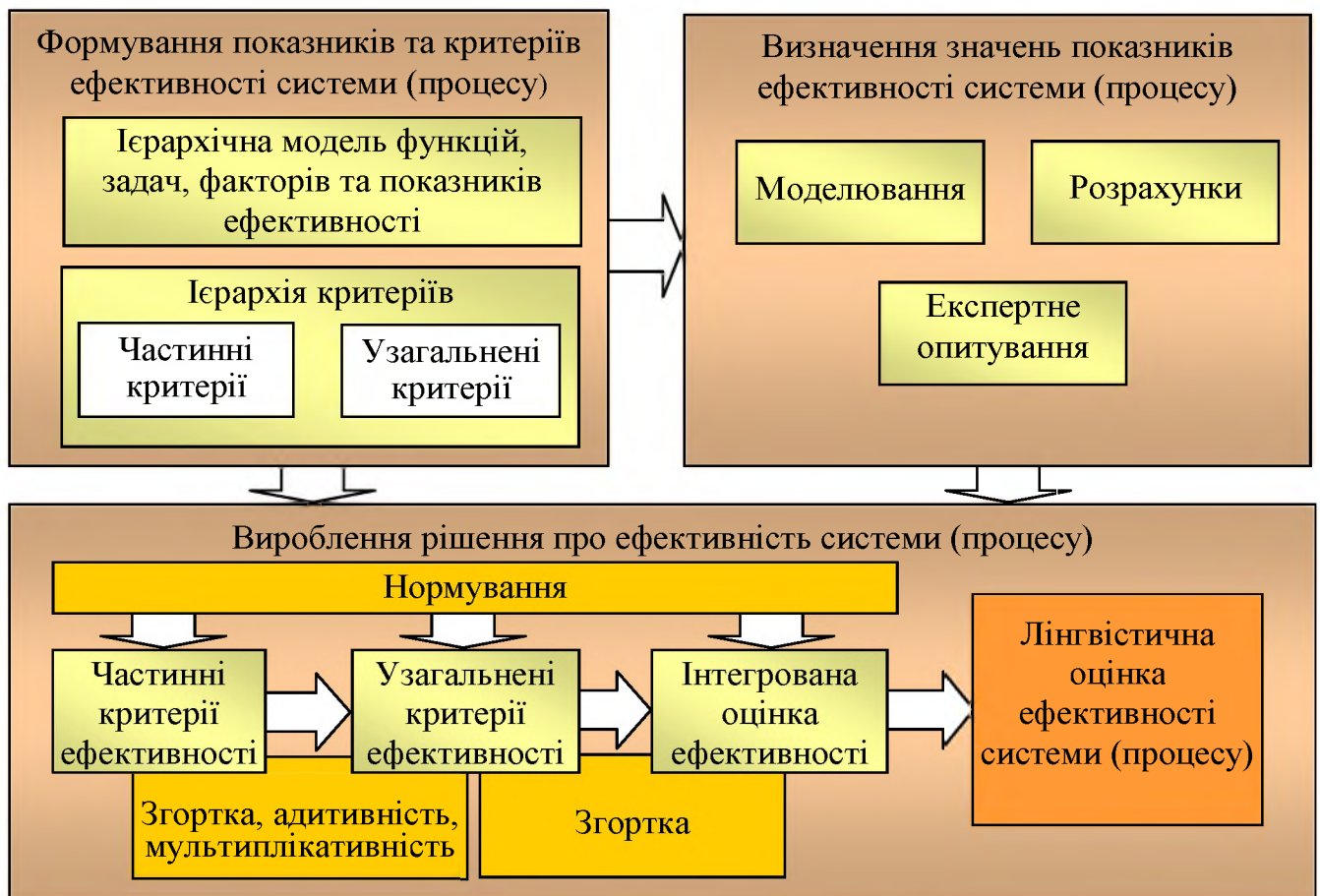


Рис. 5.2. Структурно-логічна схема методики багатокритеріальної оцінки ефективності

З цією метою спочатку визначаються завдання та перелік функцій системи, якість виконання яких підлягає оцінюванню, потім фактори, що впливають на якість виконання системою завдань за призначенням та ставляться у відповідність до них показники ефективності. Це забезпечує узгодження встановлених показників із завданнями і функціями системи та врахування особливостей її побудови і функціонування. Надалі визначаються критеріальні вимоги для переліку обраних показників ефективності. Установлену таким чином ієрархію функцій, факторів, показників та критеріїв ефективності досліджуваної системи або процесу можна подати узагальненою структурною схемою – ієрархічною моделлю (рис.5.3).

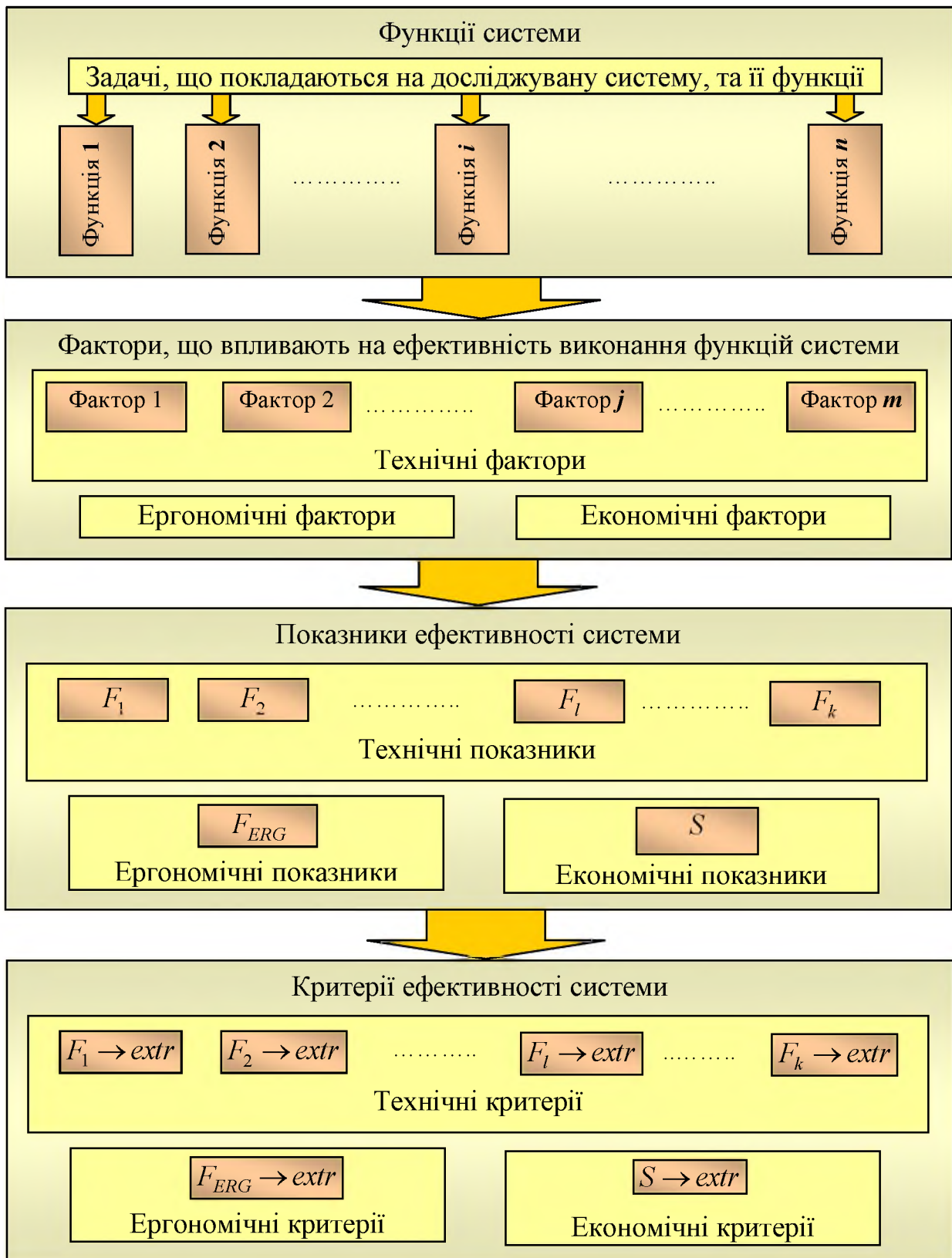


Рис.5.3. Ієрархічна модель функцій, факторів, показників та критеріїв оцінювання ефективності

Будь-яка технічна система, що експлуатується людиною (або процес, що організовується з її використанням), узагальнено доцільно характеризувати трьома категоріями факторів, що впливають на її (його) ефективність: технічні, ергономічні, економічні. До категорії *технічних факторів* слід віднести ті, що визначаються технічною компонентою системи, можливостями технічних пристроїв, а також технологією і принципами її побудови та функціонування. До цієї категорії можуть бути включені фактори, що залежать від ефективності функціонування програмної компоненти в системах, побудованих за принципами апаратно-програмних структур. До категорії *ергономічних факторів* належать ті, що характеризують зручність роботи користувача (оператора) системи, забезпечують високу (задану) ефективність реалізації покладених на нього функцій на період виконання системою завдань (поставлених оператору). Категорія ергономічних факторів може бути віднесена як до програмної, так і до апаратної компоненти системи, якщо вона є апаратно-програмною структурою. Категорія *економічних факторів*, що впливають на ефективність виконуваних системою функцій, відображає вартість системи або будь-яку іншу плату (витрати) на досягнення високих показників ефективності виконання системою завдань за призначенням, а також витрати на підготовку персоналу до експлуатації апаратно-програмної складової, на утримання системи тощо. Досягнення позитивного ефекту від функціонування системи при розгляді як технічних, так і ергономічних факторів потребує збільшення певних витрат. Цей ресурс є обмеженим, тому природним є намагання зменшити витрати в системі. Отже, категорія економічних факторів впливає на ефективність функціонування системи, а зменшення економічних витрат призводить найчастіше до погіршення її властивостей.

Кожний фактор, що впливає на ефективність системи (процесу), відображається одним або декількома показниками і критеріями. Тому включені в ієрархічну модель (рис.5.3) показники та критерії можуть бути *унітарними* або *комбінаторними*, тобто такими, що узагальнюються для певної декомпозиційної ланки і формуються з частинних показників та критеріїв. Для випадку

комбінаторних показників та критеріїв за кожним з них будується ієрархія, з якої формується система критеріїв ефективності. Узагальнена ієрархія частинних та узагальнених критеріїв для технічної, ергономічної і економічної категорій може мати вигляд структурних схем (рис. 5.4).

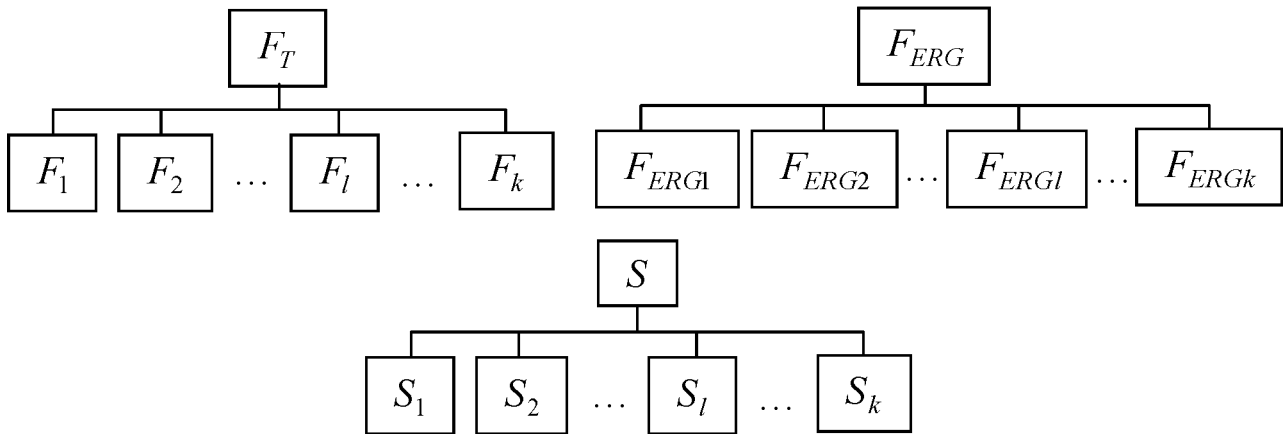


Рис.5.4. Ієрархія частинних та узагальнених критеріїв

Відповідно до викладеного матимемо систему критеріїв, що характеризуватимуть ефективність досліджуваної системи або процесу E_S для показників унітарного типу у вигляді

$$E_S = \begin{cases} F_T \rightarrow extr; \\ F_{ERG} \rightarrow extr; \\ S \rightarrow extr. \end{cases} \quad (5.21)$$

Комбінаторні показники ефективності досліджуваного процесу характеризуватимуться розширенням системи критеріїв (5.21) відповідно до ієрархії підсистемами частинних критеріїв (рис. 5.4):

$$F_T = \begin{cases} F_1 \rightarrow extr; \\ F_2 \rightarrow extr...; \\ F_l \rightarrow extr...; \\ F_k \rightarrow extr; \end{cases} \quad F_{ERG} = \begin{cases} F_{ERG1} \rightarrow extr; \\ F_{ERG2} \rightarrow extr...; \\ F_{ERGl} \rightarrow extr...; \\ F_{ERGk} \rightarrow extr; \end{cases} \quad S = \begin{cases} S_1 \rightarrow extr; \\ S_2 \rightarrow extr...; \\ S_l \rightarrow extr...; \\ S_k \rightarrow extr. \end{cases} \quad (5.22)$$

Таким чином, сформовано частинні критерії ефективності досліджуваної системи (процесу) у вигляді унітарної (5.21) та комбінаторної систем частинних критеріїв (5.22). Сформовані критерії розбиті на три категорії (технічну, ергономічну і вартісну) і пов'язані із задачами та функціями, які має виконувати досліджувана система, та характеризують фактори, які впливають на якість виконання нею цільових завдань відповідно до ієрархічної моделі, поданої на рис.5.3. Для кожної конкретної системи перелік критеріїв буде унікальним, але запропонований склад є уніфікований і дозволяє як оцінювати окрему систему, так і встановлювати порівняльну оцінку декількох систем.

Залежно від типу і призначення оцінюваної системи, складу частинних критеріїв її ефективності розраховувати значення, що описують їх зміну, можна шляхом моделювання, розрахунковим способом або методом експертного опитування (оцінювання). Допускається як окреме застосування обраного способу визначення значень, що описують зміну частинних критеріїв, так і комбінація зазначених підходів. Результати визначення значень зміни частинних критеріїв ефективності можна подати у вигляді табл.5.9

Таблиця 5.9

Значення, що описують зміну частинних критеріїв ефективності

Категорія критеріїв	Назва критерію	Позначення критерію	Порядок визначення	Значення	Критерій
Технічна	Назва першого	F_1	Модель, розрахунок, експерт	—	<i>extr</i>
	Назва другого	F_2	—	—	<i>extr</i>
	<i>extr</i>
	Назва l -го	F_l	—	—	<i>extr</i>
	<i>extr</i>
	Назва k -го	F_k	—	—	<i>extr</i>
Ергономічна	Назва l -го	F_{ERGI}	—	—	<i>extr</i>

Економічна	Назва l -го	S_l	—	—	<i>extr</i>

Дані табл.5.9 узгоджені із конкретною системою (процесом), що підлягає оцінюванню і є початковими для подальших розрахунків. З урахуванням ієрархічної моделі, показаної на рис.5.3, можна стверджувати, що дані табл.5.9 вміщують у собі числові характеристики ефективності виконання досліджуваною системою функціональних завдань за призначенням.

Для прийняття за системою частинних критеріїв (5.21), (5.22), що характеризуються даними табл.5.9, рішення про ефективність досліджуваної системи слід зазначити таке. Установлена система критеріїв є суперечливою, тобто оцінювання ефективності належить до класу задач багатокритеріальної оцінки [36]. Суперечливість установленної системи частинних критеріїв зумовлена принаймні конфліктом критеріїв технічних та ергономічних категорій відносно економічних критеріїв. Для вироблення рішення про ефективність системи за суперечливими критеріями (5.21) або (5.22) реалізується їх зведення до інтегрованої оцінки за нелінійною схемою компромісів (4.9) із застосуванням технології вкладених згорток (див. рис.4.3). Застосування дискретної форми згортки зумовлено дискретною формою подання зміни частинних критеріїв (табл.5.9). Здійснюючи нормування критеріїв (5.22) згідно з виразами (4.14), (4.15), узагальнені критерії ефективності досліджуваної системи (5.21) за згорткою (4.9), можна визначити для технічної, ергономічної та економічної категорій відповідно:

$$\begin{aligned}
 F_T &= \gamma_{T10} (1 - F_{10})^{-1} + \gamma_{T20} (1 - F_{20})^{-1} + \dots + \\
 &\quad + \gamma_{T10} (1 - F_{10})^{-1} + \dots + \gamma_{Tk0} (1 - F_{k0})^{-1} \rightarrow \min; \\
 F_{ERG} &= \gamma_{ERG10} (1 - F_{ERG10})^{-1} + \gamma_{ERG20} (1 - F_{ERG20})^{-1} + \dots + \\
 &\quad + \gamma_{ERG10} (1 - F_{ERG10})^{-1} + \dots + \gamma_{ERGk0} (1 - F_{ERG0})^{-1} \rightarrow \min; \\
 S &= \gamma_{S10} (1 - S_{10})^{-1} + \gamma_{S20} (1 - S_{20})^{-1} + \dots + \\
 &\quad + \gamma_{S10} (1 - S_{10})^{-1} + \dots + \gamma_{Sk0} (1 - S_{k0})^{-1} \rightarrow \min.
 \end{aligned}
 \tag{5.23}$$

У певних практичних випадках формувати узагальнені критерії з частинних можна і за мультиплікативними та адитивними схемами. Так, наприклад, якщо критерій економічної категорії характеризує лише вартість системи, то його узагальнення можливе за адитивною схемою, тобто

$$S = S_1 + S_{20} + \dots + S_{l0} + \dots + S_{k0} \rightarrow \min. \quad (5.24)$$

Для визначення інтегрованої оцінки ефективності досліджуваної системи (процесу) за дискретною згорткою (4.9) з узагальнених критеріїв (5.23) та (або) (5.24) необхідно здійснити їх нормування відносно найгіршої оцінки (максимального значення показника, що характеризує нормований частинний критерій (5.9)) за виразами

$$F_0 = \frac{F}{\max F}, \quad \max F = \sum_{l=1}^k \gamma_{l0} (1 - [\max F_l - \Delta])^{-1}, \quad (5.25)$$

де F – узагальнені критерії F_T, F_{ERG}, S ;

$\max F_l$ – найгірше з можливих значення частинного показника;

Δ – коефіцієнт запасу, що має зміст і набуває значення, аналогічне до виразів (4.14), (4.15).

Таким чином, *інтегрована оцінка ефективності* досліджуваної системи (процесу), складена з узагальнених технічної, ергономічної та економічної оцінок формується за виразом

$$E_S = \gamma_{T0} (1 - F_{T0})^{-1} + \gamma_{ERG0} (1 - F_{ERG0})^{-1} + \gamma_{S0} (1 - S_0)^{-1} \rightarrow \min. \quad (5.26)$$

У цьому випадку вагові коефіцієнти забезпечують гнучкість реагування на вимоги до домінування критеріїв ефективності технічної, ергономічної та економічної категорій – врахування в результуючій оцінці розбіжностей у

вимогах, що ставляться до різних категорій частинних критеріїв. Схематично формування інтегрованої оцінки ефективності досліджуваної системи (процесу) з використанням нелінійної схеми компромісів і технології вкладених згорток показано на рис 5.5.

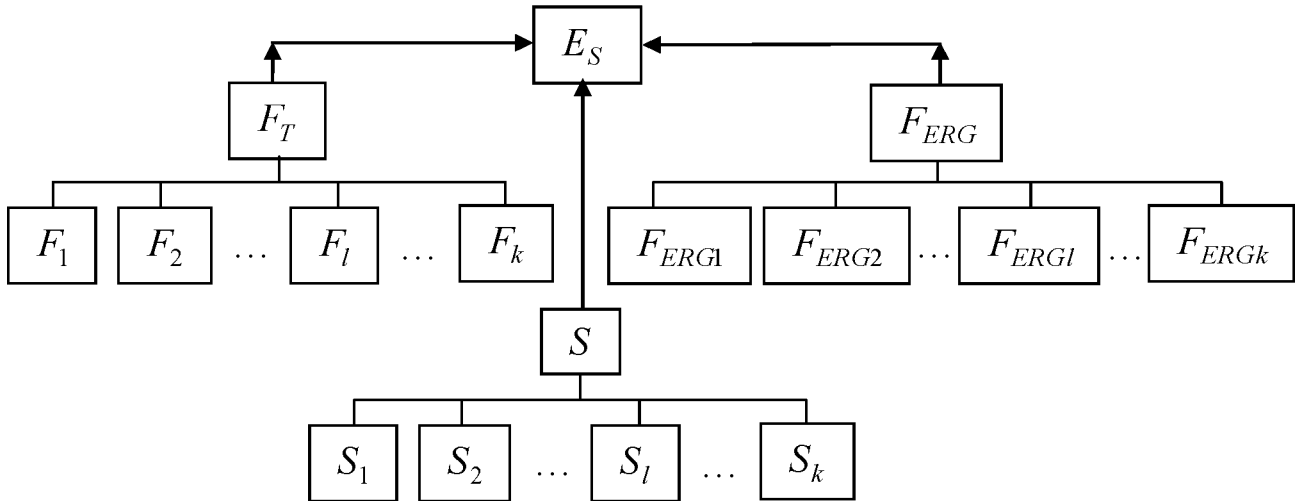


Рис.5.5. Схема формування інтегрованої оцінки ефективності

Для спрощення процесу аналізу ефективності досліджуваної системи і прийняття остаточного рішення за інтегрованою оцінкою (4.38) слід її пронормувати відповідно до виразу

$$E_{S_0} = 1 - \frac{E_S}{\max E_S};$$

$$\max F = \gamma_{T_0}(1 - [\max F_{T_0} - \Delta])^{-1} + \gamma_{ERG_0}(1 - [\max F_{ERG_0} - \Delta])^{-1} + \gamma_{S_0}(1 - [\max S_0 - \Delta])^{-1}. \quad (5.27)$$

Інтегрована оцінка нормується до найгіршого варіанта оцінювання ефективності системи загалом. Саме таке нормування дозволяє виробити рішення про ефективність окремої системи і встановлення порівняльної оцінки досліджуваних систем (процесів). Після нормування інтегрованої оцінки матимемо її зміну у межах від нуля до одиниці з найвищою оцінкою –

наближеною до одиниці, а найнижчою – наближеною до нуля. В інтегрованій оцінці ефективності систем враховано її задачі, функції та фактори, що впливають на ефективність їх виконання, а також показники (критерії) трьох категорій – технічні, ергономічні, економічні. Саме за інтегрованою оцінкою приймається остаточне рішення про ефективність досліджуваної системи. Рішення приймається суб'єктивно на підставі інтегрованої оцінки у вигляді лінгвістичної категорії «добре – погано». Тому природним є застосування фундаментальної шкали оцінок, що дозволяє перейти від числової міри ефективності до лінгвістичної категорії. Така шкала переходу може мати форму, подану в табл. 4.9 [39; 74]

Таблиця 5.10

Фундаментальна шкала оцінок

Інтегрована оцінка ефективності E_{S0}	Лінгвістична категорія ефективності
1,0 – 0,7	Висока
0,7 – 0,5	Добра
0,5 – 0,4	Задовільна
0,4 – 0,2	Низька
0,2 і менше	Незадовільна

Таким чином, сформована шкала оцінок забезпечує отримання рішення про ефективність системи у лінгвістичній формі. Тоді, *методика багатокритеріального оцінювання ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС має містити такі етапи.*

1. Формування ієрархічної моделі (рис.5.3) функцій, задач, факторів, показників та критеріїв ефективності досліджуваних ІКС (процесів) у вигляді трьох категорій – технічної, ергономічної і економічної.

2. Визначення значень, що характеризують зміну критеріїв ефективності досліджуваної системи з використанням методів моделювання, розрахунків або експертного опитування та подання їх у вигляді табл.5.9.

3. Вироблення рішень про ефективність досліджуваної системи:

- 3.1) нормування частинних критеріїв ефективності;
- 3.2) формування узагальнених критеріїв ефективності системи за технічною, ергономічною та економічною категоріями за виразами (5.23);
- 3.3) нормування узагальнених критеріїв ефективності за виразами (5.25);
- 3.4) формування інтегрованої оцінки ефективності досліджуваної системи (процесу) у вигляді (5.26) та визначення лінгвістичної категорії ефективності за фундаментальною шкалою (табл.5.10).

Розроблена методика оцінювання ефективності базується на застосуванні методів багатокритеріального аналізу для отримання із сукупності частинних критеріїв ефективності інтегрованої оцінки за нелінійною схемою компромісів. Особливістю методики є формування і використання ієрархічної моделі функцій, факторів, показників та критеріїв ефективності за технічною ергономічною і економічною категоріями, які зводяться до інтегрованої оцінки і формування на її підставі лінгвістичної категорії якості. Методика забезпечує врахування суперечливих критеріїв, пов'язаних із функціями системи, що підвищує адекватність сформованих рішень із всебічним відображенням властивостей оцінної системи. Особливість запропонованого підходу полягає у можливості оцінювати як один об'єкт визначення ефективності, так і встановлювати порівняльну оцінку декількох аналогів.

Застосування запропонованого підходу розглядатиметься на прикладах оцінювання ефективності системи архівації даних ДЗЗ та оцінювання ефективності процесу ведення радіоспостереження з урахуванням оптимального розподілу обмеженої кількості станцій радіоспостереження

Оцінювання ефективності системи архівації даних ДЗЗ. Ефективність СА оцінюватимемо відповідно до розробленої методики. При цьому вважатиметься відомою структуру і параметри системи такими, що визначені відповідно до підходів, наведених у розділі 4. Оцінювання ефективності реалізується на стадії проектування СА. Показники та критерії ефективності СА формуватимемо згідно з ієрархічною моделлю функцій, факторів, показників та критеріїв (див. рис.5.3). При цьому використовуватимуться комбінаторні

показники та критерії ефективності із складним вкладенням частинних і узагальнених показників. Основним завданням СА є створення і поповнення архіву космічних знімків та забезпечення роботи з архівними даними. Для реалізації визначеного завдання система повинна забезпечувати виконання функцій: введення даних ДЗЗ; відображення, оброблення, архівування, пошук і накопичення даних; реалізація низки функцій щодо картографування. За вказаними функціями можна виділити категорії технічних, ергономічних та економічних факторів, що впливають на ефективність СА.

Категорія *технічних факторів* охоплює такі, що визначаються технічною компонентою СА, технологією зберігання й оброблення даних ДЗЗ, зокрема такі:

обсяг інформації, що зберігається в СА – характеризує можливості системи щодо накопичених знімків (інформації про них) і залежить від можливостей апаратних пристроїв;

продуктивність СА – характеризує швидкість записування та зчитування накопиченої інформації з архіву, швидкість пошуку необхідної інформації, швидкість її оброблення і визначається можливостями та характеристиками апаратної компоненти та способами побудови програми (організацією каталогу (бази даних) знімків, тощо);

оперативність маніпулювання даними – характеризує можливість щодо пошуку необхідної інформації і залежить від обсягу накопичених даних, можливостей апаратної і програмної компонент СА;

надійність зберігання даних – відображає можливості системи щодо оперативного і довгострокового зберігання даних ДЗЗ без їх руйнації (визначається як довговічністю апаратних компонент системи, надійністю фізичних носіїв інформації, так і можливостями програмної компоненти щодо ненавмисного руйнування даних);

достовірність оброблення даних – характеризує можливості програмної компоненти СА щодо виконання цільових завдань за даними ДЗЗ.

До категорії технічних факторів належать також властивості системи щодо її нарощування (*модернізації*) можливості з виконання розширеного переліку завдань, а також *ремонтпридатність*.

До категорії *ергономічних* належать такі фактори, які характеризують зручність роботи користувача (оператора) програмно-апаратного комплексу СА і забезпечують високу (задану) ефективність виконання оператором функцій за період розв'язання завдань, що покладені на систему (поставлені оператору). Категорія ергономічних факторів може бути віднесена як до програмної, так і до апаратної компоненти системи архівації.

Категорія *економічних факторів*, що впливають на ефективність виконуваних СА функцій, відображає вартість системи – розроблення або закупівлі апаратних та програмних компонент, витрати на підготовку персоналу до експлуатації системи, утримання системи тощо.

Відповідно до викладеного, згідно з узагальненою ієрархічною моделлю, показаною на рис.5.3, матимемо ієрархію функцій, факторів та показників ефективності системи архівації даних ДЗЗ (рис.5.6).

На підставі визначених факторів можна сформувані показники ефективності системи архівації. Причому для такого рівня ієрархії функцій та факторів обмежимося наведенням лише узагальнених показників ефективності СА у вигляді табл. 5.11.

Надалі встановлюються частинні показники та критерії ефективності СА. Для цього розглядається окремо кожний узагальнений показник з переліку, що поданий у табл. 5.11.

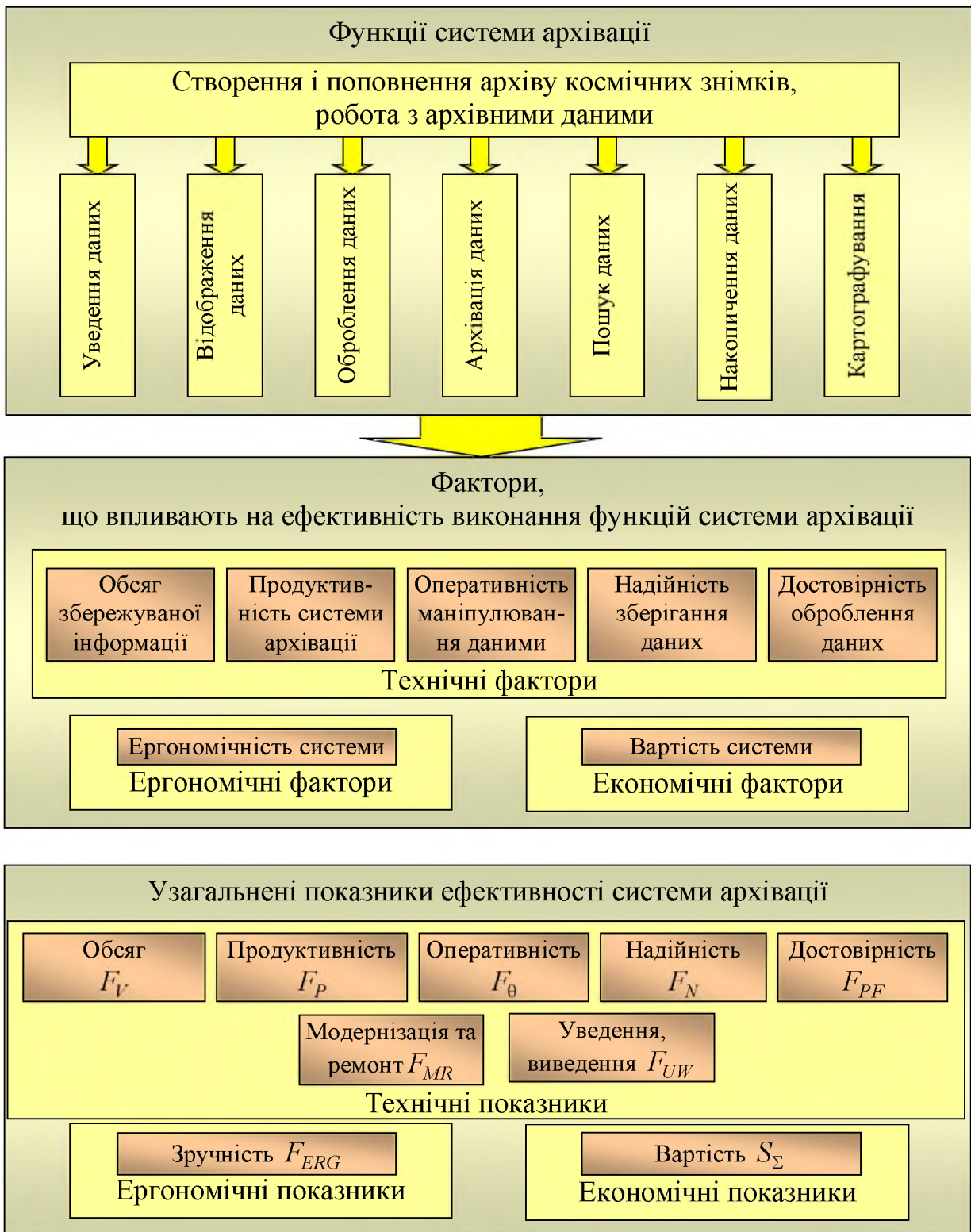


Рис.5.6. Ієрархічна модель функцій, факторів та показників оцінювання ефективності системи архівації

Таблиця 5.11

Узагальнені критерії ефективності системи архівації

Категорія	Показник	Позначення
Технічні	Обсяг збережуваної інформації	F_V
	Продуктивність системи	F_P
	Оперативність системи	F_θ
	Надійність системи	F_N
	Модернізація та ремонт	F_{MR}
	Достовірність оброблення	F_{PF}
	Уведення, виведення	F_{UW}
Ергономічні	Зручність роботи із системою	F_{ERG}
Економічні	Вартість системи	S_Σ

Обсяг накопичуваної інформації F_V характеризується частинними показниками – обсягами оперативного F_{OA} та довгострокового F_{DA} архівів, до яких ставляться критеріальні вимоги максимізації:

$$F_V = \begin{cases} V_{OA} \rightarrow \max; \\ V_{DA} \rightarrow \max. \end{cases} \quad (5.28)$$

Продуктивність системи F_P характеризується продуктивністю таких апаратних компонент: материнської плати F_{MB} , мікропроцесора F_{CPU} , програмної компоненти (програмного забезпечення) f_{PZ} . Для ефективного виконання функцій системою архівації, що відображаються в узагальненому показнику продуктивності до частинних показників, ставляться такі критеріальні вимоги

$$F_V = \begin{cases} f_{MB} \rightarrow \max; \\ N_J \rightarrow \max; \\ P_{MB} \rightarrow \max; \end{cases} \quad F_{CPU} = \begin{cases} f_{CPU} \rightarrow \max; \\ V_{kesh} \rightarrow \max; \\ N_J \rightarrow \max; \end{cases} \quad f_{PZ} \rightarrow \max. \quad (5.29)$$

де f_{MB} – частота шини MB;

N_{MB} – кількість ядер CPU, що підтримується системною платою;

P_{MB} – оснащення MB;

f_{CPU} – тактова частота роботи мікропроцесора;

V_{kesh} – обсяг кеш-пам'яті;

N_J – кількість ядер мікропроцесора.

Оперативність функціонування СА характеризується частинними показниками оперативності функціонування апаратної компоненти оперативного архіву (оперативної пам'яті Q_{RAM} та накопичувача на жорсткому диску Q_{HDD}), довгострокового архіву (оперативності функціонування пристрою накопичування на оптичних дисках Q_{DVD}) та оперативністю програмної компоненти СА – Q_{PZ} . Частинні показників ефективності СА за оперативністю дозволяють сформулювати систему критеріальних вимог:

$$F_{\theta} = \begin{cases} Q_{RAM} \rightarrow \min; Q_{HDD} \rightarrow \min; \\ Q_{DVD} \rightarrow \min; Q_{PZ} \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.30)$$

Надійність роботи СА – F_N характеризується частинними показниками надійності функціонування апаратної компоненти N_{AK} та програмної компоненти N_{PZ} . Критеріальні вимоги ефективності СА за надійністю формуються у такий спосіб:

$$F_N = \begin{cases} N_{AK} \rightarrow \max; \\ N_{PZ} \rightarrow \max. \end{cases} \quad (5.31)$$

Група показників, які відображають можливості СА щодо її модернізації та ремонту, F_{MR} характеризується частинними показниками з модернізації апаратної M_{AK} і програмної M_{PZ} компонент системи та з ремонтпридатності (усунення збоїв у роботі) апаратної R_{AK} і програмної компонент R_{PZ} системи. Виходячи із

сутності зазначених частинних показників, можна встановити критеріальні вимоги до них, як такі, що мінімізують певні витрати на проведені заходи щодо модернізації та ремонту

$$F_{MR} = \begin{cases} M_{AK} \rightarrow \min; M_{PZ} \rightarrow \min; \\ R_{AK} \rightarrow \min; R_{PZ} \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.32)$$

Група показників достовірності цільового оброблення матеріалів ДЗЗ F_{PF} характеризується ймовірністю правильної P й хибної F ідентифікації контрольованої ситуації. Критеріальні вимоги до цієї групи показників подано системою

$$F_{PF} = \begin{cases} P \rightarrow \max; \\ F \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.33)$$

Ефективність уведення до СА даних та їх відображення характеризується частинними показниками ефективності уведення U та ефективності виведення даних W . Ці показники акумулюють у собі властивості цифрових засобів уведення даних (зокрема сканера і т.п.) та відображення графічної інформації (відеоадаптера, принтера, монітора тощо). Критеріальні вимоги до зменшення ресурсів на виконання таких операцій характеризуються системою критеріїв

$$F_{UW} = \begin{cases} U \rightarrow \min; \\ W \rightarrow \min. \end{cases} \quad (5.34)$$

Категорія показників ергономічності СА F_{ERG} характеризує суб'єктивне судження користувача системи щодо зручності роботи з нею. Ця категорія показників включає ергономічність АРМ E_{ARM} та ергономічність програмного забезпечення E_{PZ} і визначається на підставі експертної інформації. Критеріальні вимоги до показників ергономічності СА мають вигляд

$$F_{ERG} = \begin{cases} E_{ARM} \rightarrow \max; \\ E_{PZ} \rightarrow \max. \end{cases} \quad (5.35)$$

Вартість системи відображає витрати на апаратну компоненту (вартість окремих елементів та АРМ у цілому) та на її обслуговування і розроблення. Також слід враховувати вартість програмного забезпечення – його розроблення, витрати на утримання СА тощо. Отже вартість системи S_{Σ} складатиметься з вартості АРМ S_{ARM} та програмного забезпечення S_{PZ} . Критеріальні вимоги за цими показниками можна подати у вигляді

$$S_{\Sigma} = S_{ARM} + S_{PZ} \rightarrow \min. \quad (5.36)$$

Отже, матимемо перелік частинних критеріїв ефективності СА даних ДЗЗ (див. вирази (5.28) – (5.36)). Порядок визначення значень, що характеризуватимуть частинні показники ефективності СА, відповідно до їх сутності та з урахуванням проведених етапів структурного і параметричного синтезу системи (див. розділ 4) можна встановити за уточненою табл.5.9 у вигляді табл.5.12.

Таким чином, сформована ієрархія завдань, функцій, факторів, частинних показників та критеріїв ефективності СА даних ДЗЗ. При цьому встановлено чітку відповідність функцій, що виконується системою, частинним показникам і критеріям її ефективності. Це дозволяє стверджувати, що отримана система критеріїв всебічно відображає ефективність СА даних ДЗЗ.

Для вироблення рішень про ефективність СА частинні критерії зводяться до узагальнених з подальшим визначенням інтегрованої оцінки ефективності. Відповідні операції реалізуються згідно з базовими виразами (5.23) – (5.26) з урахуванням специфіки розв’язуваної задачі та встановленого переліку частинних критеріїв ефективності системи (5.28) – (5.36). Порядок формування інтегрованої оцінки ефективності СА за сукупністю частинних критеріїв показано на рис.5.7.

Частинні показники ефективності системи архівації

Категорія	Група показників	Показники		Позначення	Спосіб отримання даних	
Технічні показники F_T	Обсяг F_V	Оперативного архіву		V_{OA}	Технічні характеристики	
		Довгострокового архіву		V_{DA}	Технічні характеристики	
	Продуктивність F_P	Системної плати F_{MB}	Частота МВ		f_{MB}	Технічні характеристики
			Кількість ядер		N_J	Технічні характеристики
			Оснащення МВ		P_{MB}	Експерт
		Мікропроцесора F_{CPU}	Частота CPU		f_{CPU}	Технічні характеристики
			Обсяг кеш-пам'яті		V_{kesh}	Технічні характеристики
			Кількість ядер		N_J	Технічні характеристики
			Програмного забезпечення		f_{PZ}	Експерт
	Оперативність F_θ	Оперативного архіву	Оперативність ОЗП		Q_{RAM}	Розрахунок
			Оперативність HDD		Q_{HDD}	Розрахунок
		Довгострокового архіву	Оперативність DVD		Q_{DVD}	Розрахунок
		Програмного забезпечення		Q_{PZ}	Експерт	
	Надійність F_N	Апаратної компоненти		N_{AK}	Експерт	
		Програмної компоненти		N_{PZ}	Експерт	
	Модернізація та ремонт F_{MR}	Можливість модернізації	Апаратної компоненти		M_{AK}	Розрахунок
			Програмної компоненти		M_{PZ}	Розрахунок
		Ремонтно-придатність	Апаратної компоненти		R_{AK}	Розрахунок
			Програмної компоненти		R_{PZ}	Розрахунок
	Достовірність F_{PF}	Достовірність оброблення даних	Імовірність правильної ідентифікації		P	Моделювання
			Імовірність хибної ідентифікації		F	Моделювання
	Уведення/виведення F_{UW}	Ефективність введення даних		U	Розрахунок	
		Ефективність відображення даних		W	Розрахунок	
	Ергономічні показники F_{ERG}	АРМ		E_{ARM}	Експерт	
		Програмного забезпечення		E_{PZ}	Експерт	
	Економічні показники S_Σ	АРМ		S_{ARM}	Розрахунок	
		Програмного забезпечення		S_{PZ}	Розрахунок	

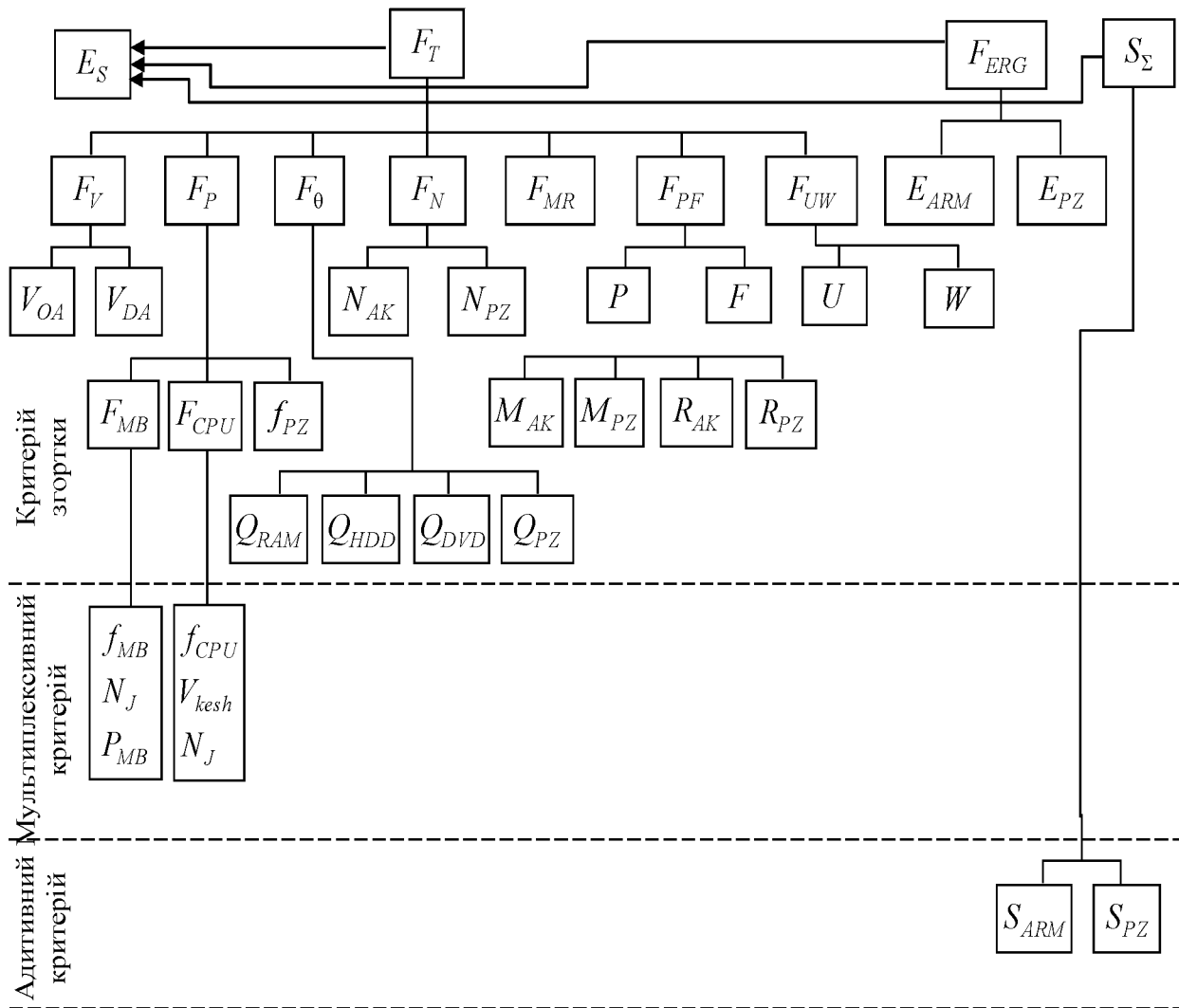


Рис.5.7. Порядок формування інтегрованої оцінки ефективності СА

Через складну вкладеність частинних критеріїв для визначення певних узагальнених критеріїв використовується мультиплікативна операція

$$F_i^M = \prod_{j=1}^n P_{0j}^M \rightarrow \min, \quad (5.37)$$

де P_{0j}^M – нормований за виразами (4.14), (4.15) частинний критерій ефективності;

$j=1..n$ – кількість частинних критеріїв, до яких застосовується мультиплікативна операція зведення до узагальненого критерію;

F_i^M – i -й узагальнений критерій, отриманий за операцією (5.37).

З урахуванням викладеного визначення узагальнених критеріїв ефективності реалізується таким чином. Узагальнений критерій продуктивності системної плати формується за мультиплікативним виразом

$$F_{MB} = f_{MB0} N_{j0} P_{MB0} \rightarrow \min \quad (5.38)$$

та за продуктивністю мікропроцесора

$$F_{CPU} = f_{CPU0} V_{kesh0} N_{j0} \rightarrow \min . \quad (5.39)$$

За виразами (5.38) і (5.39) узагальнений критерій продуктивності СА формується відповідно до згортки

$$F_P = (1 - F_{MB})^{-1} + (1 - F_{CPU})^{-1} + (1 - F_{PZ0})^{-1} \rightarrow \min . \quad (5.40)$$

Особливістю формування критерію F_P із частинних є використання ненормованих значень F_{MB} і F_{CPU} через особливості використаної для їх формування мультиплікативної схеми (5.37), яка дозволяє отримати результуючі значення у межах $0 \dots 1$. Узагальнений критерій F_P нормується до найгіршої оцінки, яка формується з урахуванням (5.37) і (5.25) за виразом

$$\begin{aligned} \max F_P = & \left(1 - F_{MB} \left(\prod_{i=1}^3 (\max P_i - \Delta) \right)^{-1} \right)^{-1} + \left(1 - F_{CPU} \left(\prod_{i=1}^3 (\max P_i - \Delta) \right)^{-1} \right)^{-1} + \\ & + (1 - (\max F_{PZ0} - \Delta))^{-1} . \end{aligned} \quad (5.41)$$

Для спрощення запису вагові коефіцієнти у виразі (5.40) та далі до передостаннього рівня ієрархії узагальнених критеріїв припускаються рівними одиниці.

Узагальнений критерій за обсягом інформації, що може зберігатись у системі архівації, формується за згорткою

$$F_V = (1 - F_{O_{A0}})^{-1} + (1 - F_{D_{A0}})^{-1} \rightarrow \min . \quad (5.42)$$

Тут і надалі при використанні згортки для формування узагальнених критеріїв ефективності нормування частинних здійснюється відносно найгіршої характеристики показника із можливих варіантів перебігу його значень аналогічно до (5.41).

Узагальнений критерій оперативності системи формується згідно з виразом

$$F_{\theta} = (1 - Q_{RAM0})^{-1} + (1 - Q_{HDD0})^{-1} + (1 - Q_{DVD0})^{-1} + (1 - Q_{PZ0})^{-1} \rightarrow \min . \quad (5.43)$$

Узагальнений критерій надійності СА формується таким чином:

$$F_N = (1 - N_{AK0})^{-1} + (1 - N_{PZ0})^{-1} \rightarrow \min . \quad (5.44)$$

Узагальнений критерій модернізації та ремонтпридатності СА формується за виразом

$$F_{MR} = (1 - M_{AK0})^{-1} + (1 - M_{PZ0})^{-1} + (1 - R_{AK0})^{-1} + (1 - R_{PZ0})^{-1} \rightarrow \min . \quad (5.45)$$

Аналогічним чином формуються узагальнені критерії ефективності СА за достовірністю оброблення даних і ефективністю реалізації операцій введення-виведення інформації за критеріями (5.32) та (5.33) відповідно:

$$F_{PF} = (1 - P_0)^{-1} + (1 - F_0)^{-1} \rightarrow \min ; \quad (5.46)$$

$$F_{UW} = (1 - U_0)^{-1} + (1 - W_0)^{-1} \rightarrow \min. \quad (5.47)$$

З використанням базової моделі (5.23), з урахуванням сформованих узагальнених критеріїв (5.40), (5.42) – (5.47) та їх нормувань згідно з виразом (5.25) оцінка ефективності СА за технічною групою критеріїв визначається у такий спосіб

$$F_{MR} = \gamma_{V0}(1 - F_{V0})^{-1} + \gamma_{P0}(1 - F_{P0})^{-1} + \gamma_{\theta0}(1 - F_{\theta0})^{-1} + \gamma_{N0}(1 - F_{N0})^{-1} + \gamma_{MR0}(1 - F_{MR0})^{-1} + \gamma_{PF0}(1 - F_{PF0})^{-1} + \gamma_{UW0}(1 - F_{UW0})^{-1} \rightarrow \min. \quad (5.48)$$

Узагальнений критерій ефективності СА за ергономічними властивостями з урахуванням (5.23) та переліку частинних критеріїв (5.35) формується за виразом

$$F_{ERG} = \gamma_{ARM0}(1 - E_{ARM0})^{-1} + \gamma_{PZ0}(1 - E_{PZ0})^{-1} \rightarrow \min. \quad (5.49)$$

Таким чином, сформовано три узагальнені критерії за технічною (5.48), ергономічною (5.49) та економічною (5.36) категоріями. Це дозволяє сформувати інтегровану оцінку ефективності системи E_S з урахуванням нормувань (5.25) за виразом (5.26). Подальше нормування інтегрованої оцінки ефективності згідно з виразом (5.27) та зіставлення отриманого значення з фундаментальною шкалою (табл.5.10) дозволяє формувати остаточне рішення про ефективність СА даних ДЗЗ.

Для перевірки дієздатності отриманих виразів виконано розрахунки з оцінювання ефективності СА, структура та параметри якої визначені у розділі 4. Результати розрахунків наведено в табл. 5.13 – 5.16. Початкові дані, що характеризують частинні критерії ефективності СА, їх нормовані величини та результати обчислення значень, що характеризують зміну узагальнених критеріїв та інтегрованої оцінки ефективності системи, наведено в табл. 5.13 – 5.15. Результати розрахунків за даними табл.5.13 показують, що інтегрована оцінка ефективності СА даних ДЗЗ, отриманої за методиками структурного та

параметричного синтезу (розділ 4), становить $E_{S0} = 0,75$, що згідно з табл. 5.9 характеризується «високою» лінгвістичною категорією ефективності.

Таблиця 5.13

Результати розрахунків для реальної системи архівації

Частинні критерії			Узагальнені критерії			Узагальнені критерії			Інтегральна оцінка								
Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини						
f_{MB}	1333 Гц	0,79	F_P	3,66	0,21	F_t	14,15	0,20	E_S	7,24	0,75						
N_J	2	0,50															
P_{MB}	0,6	0,40															
f_{CPU}	2,3 ГГц	0,72															
V_{kesh}	2 Мбайт	0,12															
N_J	2	0,50															
f_{PZ}	0,7	0,30															
V_{OA}	321,024 Гбайт	0,50	F_V	3,00	0,15	F_θ	6,66	0,16	F_N	2,50	0,12						
V_{DA}	4,7 Гбайт	0,0003															
Q_{RAM}	1	0,20	F_{MR}	4,75	0,11							F_{PF}	2,91	0,14	F_{UW}	11,75	0,85
Q_{HDD}	2	0,40															
Q_{DVD}	3	0,60															
Q_{PZ}	0,2	0,20															
N_{AK}	0,8	0,20	F_{PF}	2,91	0,14							F_{UW}	11,75	0,85			
N_{PZ}	0,8	0,20															
M_{AK}	0,37	0,37	F_{ERG}	2,50	0,12	F_{ERG}	-	0,12	S_Σ	-	0,79						
M_{PZ}	0,007	0,007															
R_{AK}	0,11	0,11															
R_{PZ}	0,007	0,007															
P	0,8	0,20	F_{ERG}	2,50	0,12	F_{ERG}	-	0,12	S_Σ	-	0,79						
F	0,4	0,40															
F_{scan}	3,512	0,88															
F_{pr}	4,375	0,76															
F_{mon}	9,025	0,93	F_{ERG}	2,50	0,12	F_{ERG}	-	0,12	S_Σ	-	0,79						
F_{va}	5,901	0,94															
E_{ARM}	0,8	0,20	F_{ERG}	2,50	0,12	F_{ERG}	-	0,12	S_Σ	-	0,79						
E_{PZ}	0,8	0,20															
S_Σ	49119,64	0,79	S_Σ	-	0,79	S_Σ	-	0,79									

Результати розрахунків для покращеної системи архівації

Частинні критерії			Узагальнені критерії			Узагальнені критерії			Інтегральна оцінка		
Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини
f_{MB}	2333 Гц	0,45	F_P	3,27	0,18	F_t	13,96	0,19	E_S	3,83	0,87
N_J	4	0,25									
P_{MB}	0,8	0,20									
f_{CPU}	3,0 ГГц	0,55									
V_{kesh}	20 Мбайт	0,012									
N_J	4	0,25									
f_{PZ}	0,8	0,20									
V_{OA}	521,024 Гбайт	0,30	F_V	2,44	0,12						
V_{DA}	5,4 Гбайт	0,0002									
Q_{RAM}	1	0,20	F_θ	5,00	0,12						
Q_{HDD}	1	0,20									
Q_{DVD}	1	0,20									
Q_{PZ}	0,2	0,20									
N_{AK}	0,9	0,10	F_N	2,22	0,11						
N_{PZ}	0,9	0,10									
M_{AK}	0,30	0,30	F_{MR}	4,48	0,11						
M_{PZ}	0,001	0,001									
R_{AK}	0,041	0,041									
R_{PZ}	0,001	0,001									
P	0,8	0,20	F_{PF}	2,50	0,12						
F	0,2	0,20									
F_{scan}	3,512	0,88	F_{UW}	11,75	0,85						
F_{pr}	4,375	0,76									
F_{mon}	9,025	0,93									
F_{va}	5,901	0,94									
E_{ARM}	0,8	0,20	F_{ERG}	2,50	0,12	F_{ERG}	-	0,12			
E_{PZ}	0,8	0,20									
S_Σ	19119,64	0,30	S_Σ	-	0,30	S_Σ	-	0,30			

Таблиця 5.15

Результати розрахунків для погіршеної системи архівації

Частинні критерії			Узагальнені критерії			Узагальнені критерії			Інтегральна оцінка		
Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини	Позначення критеріїв	Абсолютні величини	Нормовані величини
f_{MB}	1233 Гц	0,86	F_P	11,81	0,67	F_t	51,24	0,73	E_S	10,99	0,63
N_J	1	0,90									
P_{MB}	0,2	0,80									
f_{CPU}	1,7 ГГц	0,97									
V_{kesh}	0,3 Мбайт	0,85									
N_J	1	0,90									
f_{PZ}	0,2	0,80									
V_{OA}	170, 024 Гбайт	0,94	F_V	19,31	0,96	F_Θ	20,00	0,50	F_N	10,00	0,50
V_{DA}	4,7 Мбайт	0,30									
Q_{RAM}	4	0,80									
Q_{HDD}	4	0,80									
Q_{DVD}	4	0,80									
Q_{PZ}	0,8	0,80									
N_{AK}	0,2	0,80									
N_{PZ}	0,2	0,80									
M_{AK}	0,59	0,59	F_{MR}	29,48	0,73	F_{PF}	15,00	0,75	F_{UW}	11,75	0,85
M_{PZ}	0,92	0,92									
R_{AK}	0,40	0,40									
R_{PZ}	0,92	0,92									
P	0,1	0,9									
F	0,8	0,8									
F_{scan}	3,512	0,88									
F_{pr}	4,375	0,76									
F_{mon}	9,025	0,93									
F_{va}	5,901	0,94									
E_{ARM}	0,2	0,80	F_{ERG}	10,00	0,50	F_{ERG}	-	0,50	S_Σ	-	0,81
E_{PZ}	0,2	0,80									
S_Σ	59119,64	0,81	S_Σ	-	0,81	S_Σ	-	0,81			

Таблиця 5.16

Вплив вагових коефіцієнтів на інтегровану оцінку ефективності

Узагальнений критерій	Вагові коефіцієнти		
	γ_T	γ_{ERG}	γ_S
F_t	10	1	1
F_{ERG}	1	10	1
S_Σ	1	1	10
E_{S0}	0,84	0.85	0,57

Для дослідження можливостей розробленої методики і правильності формованих з її використанням висновків для граничних значень початкових даних виконувались розрахунки, результати яких наведено у табл.5.14, 5.15. В обох таблицях прийняті абстрактні значення, що поліпшують або погіршують властивості системи. Розрахунки показали, що зі збільшенням (покращенням) значень, що характеризують частинні критерії ефективності системи, інтегральна оцінка підвищується $E_{S0} = 0,87$ (див. табл.5.14) порівняно із реальною системою. У свою чергу, погіршення показників системи архівації за окремими критеріями відображаються у зниженні інтегральної оцінки системи $E_{S0} = 0,63$ (табл.5.15). Отже, розроблена методика адекватно реагує на зміни частинних критеріїв ефективності системи.

Результати досліджень щодо зміни інтегрованої оцінки ефективності СА із підвищенням вимог до показників трьох груп – технічної, ергономічної і економічної – наведено в табл.5.16. Підвищення вимог відображалось у збільшенні значень відповідних вагових коефіцієнтів. Розрахунки проведені для початкових даних, наведених у табл.5.13. Так, із посиленням вимог до складових технічної та ергономічної категорій показників маємо високі інтегральні оцінки $E_{S0} = 0,84$ та $E_{S0} = 0,87$ відповідно. У цьому разі отримуємо очевидний розв'язок, оскільки $E_{ARM} = 0,8$, $E_{PZ} = 0,8$, а $F_T = 0,2$ ($F_{T0} = 1 - 0,2 = 0,8$).

Аналогічно пояснюється отримана інтегральна оцінка для випадку переваги вартісного критерію. Наведені результати розрахунків та досліджень щодо

оцінювання ефективності СА отримано в полі тривіальних розв'язків, що забезпечує перевірку адекватності сформованих рішень. Зазначене дозволяє зробити висновок про дієздатність використаної при цьому методики багатокритеріальної оцінки ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС.

Оцінювання ефективності процесу ведення радіоспостереження з урахуванням оптимального розподілу обмеженої кількості станцій радіоспостереження. Приклад застосування розробленої методики оцінювання ефективності стосується розподілу обмежених ресурсів засобів радіоспостереження для контролю радіоелектронної обстановки в зоні дії систем визначення координат ДО, радіонавігації літальних апаратів і наземних об'єктів. Ефективність ведення радіоспостереження передбачається оцінювати в узькому розумінні цього складного процесу, зокрема з урахуванням лише єдиного фактора – ефективності розподілу обмеженої кількості станцій радіоспостереження за ДРВ на ОС. Процес оцінювання згідно з розробленою методикою базуватиметься на результатах розподілу обмежених ресурсів, отриманих в розділі 4, зокрема на використанні унітарних критеріїв ефективності, тобто без складної вкладеності частинних та узагальнених критеріїв. Таким чином, формалізувати задачу оцінювання ефективності процесу ведення радіоспостереження можна у такий спосіб.

Нехай отримано розподіл обмеженої кількості станцій радіоспостереження за ДРВ для ідентифікації ОС трьох груп важливості (ОСІ, ОСІІ, ОСІІІ):

$$\begin{aligned}
 \text{ОСІ: } & n_{11}^{opt} = N_{11}; n_{12}^{opt} = N_{12}; \dots; n_{1i}^{opt} = N_{1i}, \quad i = 1..I_1; \\
 \text{ОСІІ: } & n_{21}^{opt} = N_{21}; n_{22}^{opt} = N_{22}; \dots; n_{2i}^{opt} = N_{2i}, \quad i = 1..I_2; \\
 \text{ОСІІІ: } & n_{31}^{opt} = N_{31}; n_{32}^{opt} = N_{32}; \dots; n_{3i}^{opt} = N_{3i}, \quad i = 1..I_3,
 \end{aligned}
 \tag{5.50}$$

де перша цифра подвійного індексу означає номер групи ОС, а друга – їх номер у групі. Необхідно оцінити ефективність ведення радіоспостереження за визначеним розподілом станцій згідно з планом (5.50).

Оцінювання ефективності радіоспостереження здійснюватиметься за двома частинними показниками – середньою кількістю ідентифікованих ОС – $\bar{E}_{(I,II,III)}$, середньою ймовірністю ідентифікації ОС – $\bar{P}_{OS(I,II,III)}^{id}$ з урахуванням значущості ОС. Тоді ієрархічна модель функцій, задач, факторів, показників та критеріїв ефективності досліджуваного процесу (див. рис.5.3) конкретизується до вигляду рис.5.8.

Вважатимемо, що об'єкт ідентифіковано, якщо для його обслуговування виділено станцію радіоспостереження. Найкращим вважатимемо розподіл станцій, за яким значення середньої кількості ідентифікованих ОС – $\bar{E}_{(I,II,III)}$ та середньої ймовірності ідентифікації ОС – $\bar{P}_{OS(I,II,III)}^{id}$ будуть максимальними. При цьому слід враховувати різні вимоги до частинних показників (5.50) залежно від груп значущості ОС (див. табл.5.5).

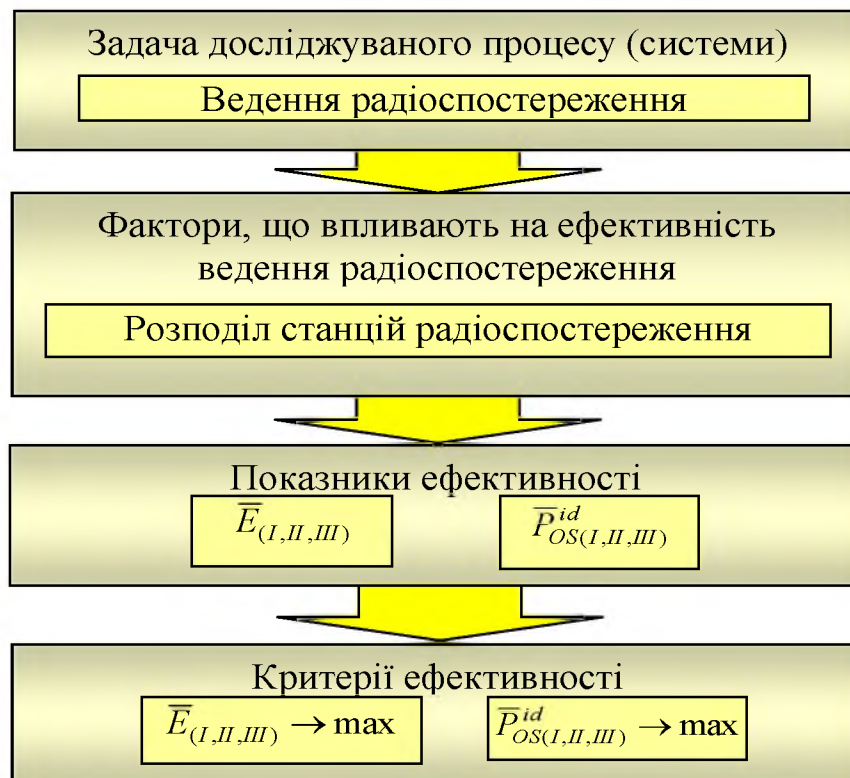


Рис.5.8. Ієрархічна модель функцій, задач, факторів, показників та критеріїв ефективності радіоспостереження

Таким чином, маємо систему частинних критеріїв ефективності ведення радіоспостереження з урахуванням ефективності розподілу обмеженої кількості станцій радіоспостереження за ДРВ на ОС:

$$\begin{cases} \bar{P}_{OSI}^{id} \rightarrow \max; & \bar{E}_I \rightarrow \max; \\ \bar{P}_{OSII}^{id} \rightarrow \max; & \bar{E}_{II} \rightarrow \max; \\ \bar{P}_{OSIII}^{id} \rightarrow \max; & \bar{E}_{III} \rightarrow \max. \end{cases} \quad (5.51)$$

Не зважаючи на унітарність сформованих частинних критеріїв ефективності та визначення, порівняно із попереднім прикладом, меншої кількості впливових факторів, розв'язувана задача має особливість, яка полягає в урахуванні різних вимог до ефективності ідентифікації ОС різних груп. Це зумовлює появу вектора критеріїв та демонструє можливості розробленої методики оцінювання ефективності щодо розв'язання подібного класу задач.

Розрахунок значень, що характеризують показники ефективності досліджуваного процесу, здійснюється таким чином. Середня кількість ідентифікованих ОС для обраної групи важливості визначається за виразом

$$\bar{E}_{(I,II,III)} = \frac{N_{OS(I,II,III)}^{id}}{N_{\Sigma OS(I,II,III)}}, \quad (5.52)$$

де $N_{OS(I,II,III)}^{id}$ – загальна кількість ідентифікованих ОС в групі;

$N_{\Sigma OS(I,II,III)}$ – кількість заявлених для ідентифікації ОС за відповідною групою важливості;

У свою чергу, значення параметра $N_{OS(I,II,III)}^{id}$ розраховується згідно з виразом

$$N_{OS(I,II,III)}^{id} = \sum_{i=1}^{I_1, I_1, I_1} V_i(n_{(I,II,III)i}^{opt}), \quad (5.53)$$

де $V_i(n^{opt}_{(I,II,III)i}) = \begin{cases} 1, & n^{opt}_{(I,II,III)i} \neq 0, \\ 0, & n^{opt}_{(I,II,III)i} = 0, \end{cases} \quad i = 1 \dots I_1, I_2, I_3,$ – функція розрахунку

кількості ідентифікованих ОС при виділенні станцій радіоспостереження для спостереження за розташованими на них ДРВ.

Середня ймовірність ідентифікації ОС у групі визначається так:

$$\bar{P}_{OS(I,II,III)}^{id} = \left[\sum_{i=1}^{I_1, I_2, I_3} P_{OS i}^{id}(n_{(I,II,III)i}^{opt}) \right] \cdot \frac{1}{N_{OS(I,II,III)}^{id}}, \quad (5.54)$$

де $P_{OS i}^{id}(n_{(I,II,III)i}^{opt})$ – імовірність ідентифікації ОС у групі, яка визначається за виділеною кількістю станцій радіоспостереження згідно з модельними функціями частинних критеріїв ефективності розподілу загального вигляду (5.5) та конкретизованого вигляду, наприклад (5.18).

Формування інтегрованої оцінки ефективності процесу ведення радіоспостереження з урахуванням розподілу обмеженої кількості станцій та різних вимог до ідентифікації ОС залежно від груп важливості здійснюватиметься за нелінійною згорткою (4.9), аналогічно до (5.26), але згідно з частинними критеріями (5.51). При цьому використовується технологія вкладених згорток для узагальнення частинних критеріїв у межах груп важливості. Це дозволяє враховувати вимоги, наведені в табл.5.5, при оцінці ефективності ведення радіоспостереження за розподілом ресурсу постів згідно з планом (5.50). Механізм формування інтегрованої оцінки ефективності пояснюється схемою рис.5.9.

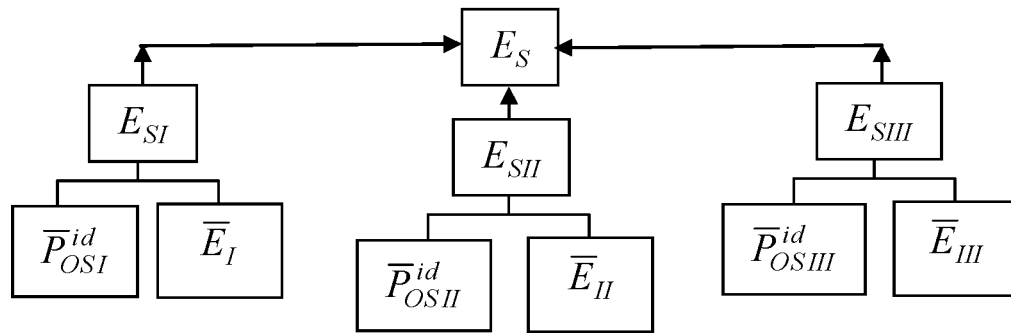


Рис.5.9. Порядок формування інтегрованої оцінки ефективності радіоспостереження

Нормування частинних критеріїв реалізується за базовими виразами (4.11) – (4.13), які для частинних критеріїв (5.51) з урахуванням трьох груп важливості ОС матимуть вигляд

$$\gamma_{0(I,II,III)} = \frac{\gamma_{(I,II,III)}}{(\gamma_I = 0,9) + (\gamma_{II} = 0,7) + (\gamma_{III} = 0,5)}; \quad (5.55)$$

$$\bar{P}_{OS0(I,II,III)}^{id} = \frac{\bar{P}_{OS(I,II,III)}^{id}}{\bar{P}_{OSI}^{id} + \bar{P}_{OSII}^{id} + \bar{P}_{OSIII}^{id}}, \quad \bar{E}_{0(I,II,III)} = \frac{\bar{E}_{(I,II,III)}}{\bar{A}_I + \bar{A}_{II} + \bar{A}_{III}}.$$

Тоді інтегрована оцінка ефективності ведення радіоспостереження з урахуванням розподілу станцій за ОС трьох категорії значущості та нормувань (5.55) визначатиметься за виразами

$$E_S = \gamma_{0I}(1 - E_{SIO})^{-1} + \gamma_{0II}(1 - E_{SII0})^{-1} + \gamma_{0III}(1 - E_{SIII0})^{-1}, \quad (5.56)$$

$$E_{S(I,II,III)} = \gamma_{P0}(1 - \bar{P}_{OS0(I,II,III)}^{id})^{-1} + \gamma_{E0}(1 - \bar{E}_{0(I,II,III)})^{-1}.$$

Узагальнені оцінки ефективності радіоспостереження за групами важливості ОС – $E_{S(I,II,III)}$ нормуються відносно абстрактного найгіршого варіанта розподілу аналогічно до виразу (5.25), а вагові коефіцієнти γ_{P0}, γ_{E0} – за правилом (4.12). На підставі (5.56) згідно з правилом

$$E_{S0} = 1 - \frac{E_S}{\max E_S};$$

$$\max F = \gamma_{0I}(1 - [\max E_{SIO} - \Delta])^{-1} + \gamma_{0II}(1 - [\max E_{SII0} - \Delta])^{-1} + \gamma_{0III}(1 - [\max E_{SIII0} - \Delta])^{-1} \quad (5.57)$$

визначається нормована інтегрована оцінка ефективності процесу ведення радіоспостереження E_{S0} . На підставі отриманого значення E_{S0} за фундаментальною шкалою (див. табл.5.10) визначається лінгвістична категорія оцінки ефективності ведення радіоспостереження.

Таким чином, згідно з розробленою методикою оцінювання ефективності (див. підрозд. 5.2) за умов сформованої задачі реалізовано послідовність дій, що дозволяє оцінити ефективність ведення радіоспостереження з урахуванням отриманого розподілу станцій за ДРВ на ОС з урахуванням виділених груп пріоритету у вигляді інтегрованої оцінки (5.56) та лінгвістичної категорії.

Розрахунки щодо практичного застосування отриманих виразів виконувались за таких початкових умов (див. підрозд. 5.1). Згідно з розподілом станцій радіоспостереження за розробленою багатокритеріальною методикою отримано план, який передбачає: виділення постів для ідентифікації ОС першої групи важливості, яка загалом містила дев'ять об'єктів спостереження $n_{11}^{opt} = 4$, $n_{12}^{opt} = 2$, $n_{13}^{opt} = 1$, $n_{14}^{opt} = 2$, $n_{15}^{opt} = 1$, $n_{16}^{opt} = 1$, $n_{17}^{opt} = 1$, $n_{18}^{opt} = 2$, $n_{19}^{opt} = 0$; для ОС другої групи важливості – $n_{21}^{opt} = 1$, $n_{22}^{opt} = 1$, $n_{23}^{opt} = 0$, $n_{24}^{opt} = 2$, $n_{25}^{opt} = 0$, $n_{26}^{opt} = 0$, $n_{27}^{opt} = 0$; та для ОС третьої групи важливості – $n_{31}^{opt} = 0$, $n_{32}^{opt} = 1$, $n_{33}^{opt} = 0$, $n_{34}^{opt} = 0$, $n_{35}^{opt} = 0$, $n_{36}^{opt} = 0$. Отримано також план розподілу станцій радіоспостереження за ДРВ на ОС згідно з *евристичним (ручним)* розподілом, що характерно для практичного розв'язання задач радіоспостереження, який включає виділення постів для ОС першої групи – $n_{11}^e = 4$, $n_{12}^e = 2$, $n_{13}^e = 1$, $n_{14}^e = 3$, $n_{15}^e = 2$, $n_{16}^e = 1$, $n_{17}^e = 2$, $n_{18}^e = 1$, $n_{19}^e = 1$; другої групи – $n_{21}^e = 1$, $n_{22}^e = 0$, $n_{23}^e = 0$, $n_{24}^e = 0$, $n_{25}^e = 0$, $n_{26}^e = 0$, $n_{27}^e = 0$ та третьої групи – $n_{31}^e = 1$, $n_{32}^e = 0$, $n_{33}^e = 0$, $n_{34}^e = 0$, $n_{35}^e = 0$, $n_{36}^e = 0$.

Зрозуміло, що просте порівняння отриманих розв'язків, а також їх окремих розгляд не дозволяють зробити однозначного висновку про ефективність ведення радіоспостереження та ефективність запроваджених планів. Це може забезпечити розроблена методика оцінювання ефективності та результати її застосування.

Значення, що характеризують показники ефективності за критеріальними вимогами (5.51), для результатів застосування методики оптимального розподілу отримані за виразами (5.52) – (5.54) і становлять

$$\begin{cases} I_{\bar{a}\delta} : \bar{P}_{ISI}^{id} = 0,90; & \bar{E}_I = 0,88; \\ II_{\bar{a}\delta} : \bar{P}_{ISII}^{id} = 0,90; & \bar{E}_{II} = 0,42; \\ III_{\bar{a}\delta} : \bar{P}_{ISIII}^{id} = 0,99; & \bar{E}_{III} = 0,16; \end{cases}$$

а для даних евристичного розподілу набуває значення:

$$\begin{cases} I_{\bar{a}\delta} : \bar{P}_{ISI}^{id} = 0,88; & \bar{E}_I = 1,00; \\ II_{\bar{a}\delta} : \bar{P}_{ISII}^{id} = 0,82; & \bar{E}_{II} = 0,14; \\ III_{\bar{a}\delta} : \bar{P}_{ISIII}^{id} = 0,80; & \bar{E}_{III} = 0,16. \end{cases}$$

Це дозволяє отримати інтегровану оцінку ефективності ведення радіоспостереження з реалізацією розподілу постів за багатокритеріальною методикою з нормованими згідно з виразами (5.57) значеннями $E_{S_0} = 0,90$ та евристичним підходом $E_{S_0}^e = 0,75$, що за лінгвістичною шкалою (табл.5.10) характеризується «високою» ефективністю.

Отже, аналізуючи отримані значення ефективності радіоспостереження за двома варіантами розподілу постів, можна зробити висновок, що для розгляданого конкретного випадку ефективність ведення радіоспостереження на 20% вища в разі застосування розробленої методики розподілу станцій, ніж за евристичного підходу. Однак обидва плани спостереження належать до однієї високої лінгвістичної категорії, що природно, оскільки евристичне рішення

отримано із залученням фахівців у галузі реалізації процесів радіоспостереження. Проте переваги автоматизованого планування за багатокритеріальною методикою є очевидними і на цьому спрощеному прикладі, що тим більше зумовлює доцільність його використання для задач більшої розмірності. Отже, отримані результати розрахунків та можливість їх аналізу й отримання обумовлених висновків доводять дієздатність розробленого підходу до вироблення рішень про ефективність досліджуваних процесів та складних ІКС.

Розглянутий приклад стосувався унітарних критеріїв ефективності досліджуваного процесу, однак категоризовані вимоги до визначених груп частинних показників та критеріїв зумовлюють окремий їх розгляд, не зважаючи на однакову фізичну сутність критеріїв. Це є особливістю розв'язуваної задачі та демонструє можливості і достатню універсальність розробленої методики багатокритеріальної оцінки ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС.

Отже, приклади застосування розробленої методики для оцінювання ефективності структурного та параметричного синтезу СА даних ДЗЗ, процесу розподілу обмежених ресурсів під час організації контролю радіоелектронної обстановки доводять дієвість запропонованих рішень.

5.3. Багатокритеріальна методика ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак

Завдання ідентифікації (розпізнавання) технічних засобів та контрольованих ситуацій виникають при: визначенні відповідності елементів ІКС навігації та керування рухом або системи в цілому встановленим вимогам (стандартам); виявленні контрольованих ситуацій – районів цільового застосування космічних систем (КА) для прийняття рішення про можливості використання від них вихідної інформації чи послуг; виявленні і попередженні про конфліктні ситуації, поява яких можлива під час навігації та керування рухом

ДО (КА, АО). Їх розв'язання передбачає розгляд великої кількості різнорідних факторів, показників та (або) критеріїв, які складно формалізувати.

Для реалізації процесу ідентифікації (розпізнавання) за сукупністю ознак (критеріїв) запропоновано *багатокритеріальну методику ідентифікації технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій* [115; 117; 154], яка відрізняється поданням та розв'язанням задачі з використанням багатокритеріальних моделей і забезпечує можливість автоматизації цього процесу та підвищення ефективності результуючих рішень.

Сутність розробленого підходу полягає у такому. Перш за все встановлюється образ або сукупність образів, щодо яких ідентифікується певний об'єкт (об'єкт ідентифікації). Залежно від типу розв'язуваної задачі образом може бути еталон технічного засобу із сукупністю технічних характеристик або сукупністю критеріальних вимог до визначення контрольованої (конфліктної) ситуації. Як об'єкт ідентифікації можна розглядати певний об'єкт або процес. Надалі для образу й об'єкта ідентифікації встановлюється сукупність (множина) ознак, які включатимуть або значення показників – технічних характеристик (ТХ), або унітарну чи комбінаторну структуру критеріальних вимог до контрольованої ситуації. Виходячи із викладеного, можна розглядати задачу ідентифікації як багатокритеріальну з подальшим її розв'язанням шляхом формування узагальнених ознак образу та об'єкта ідентифікації за нелінійною схемою компромісів. Тоді, порівнюючи узагальнену ознаку об'єкта ідентифікації з еталоном, можна встановити міру відповідності між ними та, залежно від сутності задачі ідентифікації, визначити остаточне лінгвістичне рішення про розпізнавання. Це пояснюється структурно-логічною схемою, показаною на рис.5.10, та виразами (5.58) – (5.65).

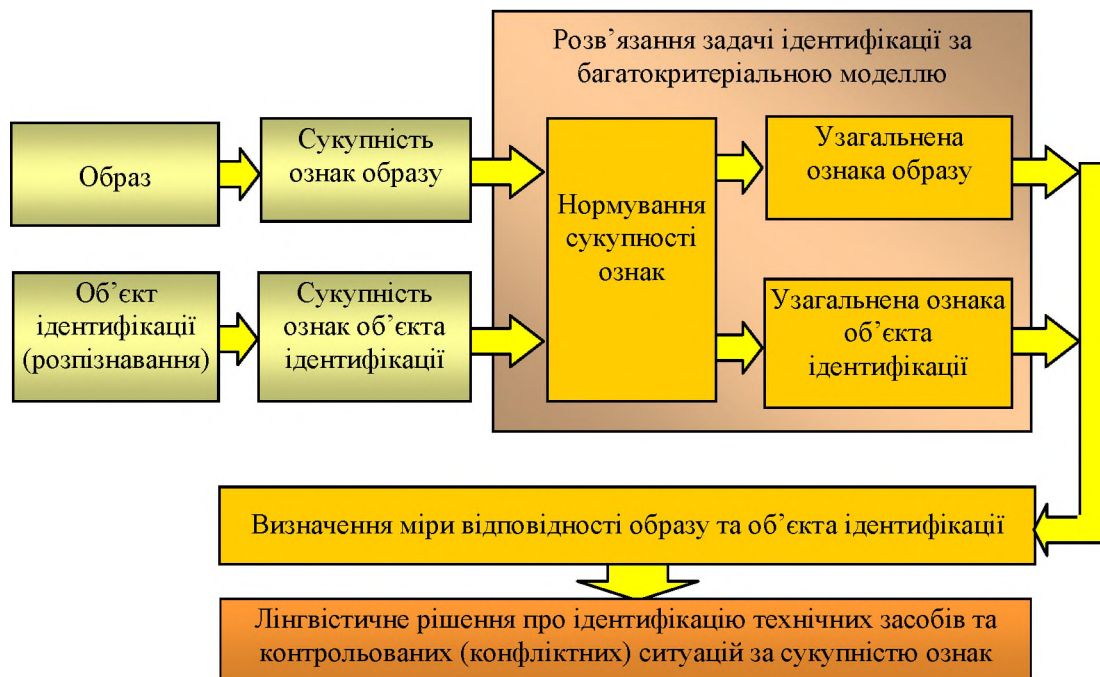


Рис. 5.10. Структурна схема багатокритеріальної методики ідентифікації технічних засобів та контрольованих (конфліктних) ситуацій

Сукупність ознак еталона задається множиною

$$S_E = \{T_i\}, i = 1..N, \quad (5.58)$$

де T_i – безпосередньо ознаки еталона, якими є технічні характеристики або критеріальні вимоги унітарного чи комбінаторного типу;

N – кількість ознак еталона.

Залежно від типу розв'язуваної задачі ідентифікації еталон може бути єдиним або їх може бути декілька.

Сукупність об'єктів ідентифікації (порівнюваних екземплярів) з відповідними ознаками являтимуть собою множини

$$R_1\{T_j\}, R_2\{T_j\}, \dots, R_m\{T_j\}, j = 1..N_1, N_2, \dots, N_k. \quad (5.59)$$

де N_1, N_2, \dots, N_k – кількість ознак m -го об'єкта ідентифікації.

Залежно від типу розв'язуваної задачі множини ознак образу та об'єкта ідентифікації можна розглядати як критеріальні вимоги. Тоді множини (5.58), (5.59) трансформуються до вигляду критеріальних вимог

$$S_E = \{T_1 \rightarrow extr, \dots, T_i \rightarrow extr, \dots, T_N \rightarrow extr\}, \quad (5.60)$$

$$R_1 = \{T_1 \rightarrow extr, \dots, T_j \rightarrow extr, \dots, T_{N_1} \rightarrow extr\},$$

$$R_2 = \{T_1 \rightarrow extr, \dots, T_j \rightarrow extr, \dots, T_{N_2} \rightarrow extr\}, \quad (5.61)$$

$$R_m = \{T_1 \rightarrow extr, \dots, T_j \rightarrow extr, \dots, T_{N_k} \rightarrow extr\}.$$

На підставі множин ознак (5.58), (5.59) формується таблиця, що містить дані про образ та об'єкт ідентифікації – таблиця порівняльних ознак (табл. 5.17).

Таблиця 5.17

Порівняльні ознаки

№ з/п	Належність ознак	Ознаки образу та об'єкта ідентифікації				
		T_1	T_2	...	T_3	$T_{N, N_1, N_2, \dots, N_k}$
1	S_E	T_{11}	T_{12}	...	T_{13}	T_{1N}
2	R_1	T_{21}	T_{22}	...	T_{23}	T_{2N_1}
3	R_2	T_{31}	T_{32}	...	T_{33}	T_{3N_2}
...
m	R_m	T_{m1}	T_{m2}	...	T_{m3}	T_{mN_k}

Отже, маємо сукупність (множину) ознак у вигляді ТХ (5.58), (5.59) або критеріальних вимог (5.60), (5.61), що подані значеннями їх зміни у вигляді табл.5.17. Тому задачу ідентифікації (розпізнавання), формалізовану в такий спосіб, можна розглядати як задачу багатокритеріального оцінювання. Для формування узагальненої ознаки образу та об'єкта ідентифікації використовуватиметься згортка за нелінійною схемою компромісів для дискретних параметрів (4.9), яка у прийнятих позначеннях має вигляд

$$P_l = \sum_{j=1}^{N, N_1, N_2, \dots, N_k} \gamma_{0lj} [1 - T_{0lj}]^{-1}, l = 1 \dots m. \quad (5.62)$$

Нормування вагових коефіцієнтів реалізується за виразом (4.11). Ознаки образу та об'єкта ідентифікації $T_i, i = 1 \dots N$ і $T_j, j = 1 \dots N_1, N_2, \dots, N_k$ нормуються в межах кожної порівняльної характеристики (в межах стовпця табл.5.17) відносно суми їх значень, а для випадку критеріальних вимог (5.60), (5.61) – з урахуванням напряму екстремізації за виразами (4.12), (4.13), що в прийнятих позначенням матиме вигляд

$$T_{0lj} = \frac{T_{lj}}{\sum_{l=1}^m T_{lj}}, l = 1 \dots m. \quad (5.63)$$

Результатом застосування згортки (5.62) є сукупність узагальнених ознак для образу та об'єкта (об'єктів) ідентифікації

$$P_E, P_1, P_2, \dots, P_m. \quad (5.64)$$

Числові значення міри відповідності об'єкта ідентифікації образу розраховуються як відношення узагальнених оцінок (5.64) за виразами

$$W_1 = \frac{P_1}{P_E}, W_2 = \frac{P_2}{P_E}, \dots, W_m = \frac{P_m}{P_E}. \quad (5.65)$$

Слід відзначити особливість розрахунку значень параметрів (5.65), яка полягає у некритичності збіжності за складом ознак об'єктів ідентифікації і образу. Тобто розв'язати задачу ідентифікації згідно із запропонованим підходом можна і за обмеженим переліком значень ознак образу або об'єкта ідентифікації (за відсутності інформації у певних полях табл.5.17). Це враховується на рівні

розрахунку узагальнених ознак за згорткою (5.62) та нормувань (5.63) шляхом зміни лише діапазонів підсумовувань у цих виразах, або через заповнення відсутніх даних значеннями, що характеризують найгірші варіанти відповідних параметрів. Зазначене є перевагою розробленого підходу та однією з його відмінностей і буде продемонстровано під час розгляду прикладів.

Таким чином, отримані значення міри відповідності об'єкта ідентифікації еталону (5.65) дозволяють приймати рішення про ідентифікацію технічних засобів та контрольованих ситуацій. Значення параметрів (5.65), наближені до одиниці, свідчать про відповідність об'єкта ідентифікації образу, а наближені до нуля – про невідповідність об'єкта ідентифікації образу. Однак діапазон можливих значень параметрів (5.65) потребує уведення проміжних категорій відповідності об'єкта ідентифікації прийнятому образу у вигляді сукупності лінгвістичних категорій. Реалізувати це можна з використанням фундаментальної шкали лінгвістичних оцінок (див. табл.5.10), трансформованої залежно від типу розв'язуваної задачі ідентифікації. Прикладом лінгвістичної шкали відповідності об'єкта ідентифікації образу може бути табл.5.18.

Таблиця 5.18

Лінгвістична шкала відповідності

Лінгвістична категорія відповідності	Значення $W_l, l = 1..m$
Відповідає	0,85
Частково відповідає	0,70
Не відповідає	0,50

Загалом таку шкалу оцінок можна формувати за результатами оброблення даних експериментальних розрахунків, за тестовими прикладами задач з тривіальними розв'язками або за результатами оброблення експертної інформації, отриманої під час розв'язання аналогічних задач.

Таким чином, розглянута послідовність дій забезпечує вироблення рішення про ідентифікацію ТЗ та контрольованих ситуацій і дозволяє сформувати

методику багатокритеріальної ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак, яка містить такі етапи.

1. Визначення об'єкта ідентифікації та образу.
2. Установлення переліку ознак об'єкта ідентифікації та образу у вигляді сукупності ТХ (5.58), (5.59) або сукупності критеріальних вимог (5.60), (5.61).
3. Формування таблиці порівняльних ознак (див. табл.5.17).
4. Визначення узагальненої ознаки образу й об'єкта ідентифікації за згорткою (5.62) з урахуванням нормувань (5.63) у вигляді (5.64).
5. Розрахунок числових значень міри відповідності об'єкта ідентифікації образу за виразом (5.65).
6. Визначення лінгвістичної категорії відповідності об'єкта ідентифікації образу, наприклад за табл.5.18.

Розроблена методика базується і відрізняється поданням та розв'язанням задачі ідентифікації (розпізнавання) з використанням багатокритеріальних підходів. При цьому сукупність ознак об'єкта ідентифікації та образу зводиться до узагальненої ознаки згідно зі згорткою за нелінійною схемою компромісів. Методика дозволяє розв'язувати задачу ідентифікації як за переліком ТХ об'єкта ідентифікації, так і за вектором критеріальних вимог до розпізнавання. На користь методики слід відзначити її некритичність до відповідності за складом ознак образу й об'єкта ідентифікації для реалізації процесу розпізнавання, що також вирізняє її серед аналогів.

Таким чином, удосконалено методику ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак, яка базується на формалізації задачі у багатокритеріальній формі і відрізняється формуванням узагальненої оцінки відповідності об'єкта ідентифікації встановленому образу за нелінійною схемою компромісів за сукупністю або вектором критеріальних вимог і забезпечує формування лінгвістичного рішення про ідентифікацію у разі незбіжності за складом ознак об'єкта ідентифікації та образу.

Для демонстрації можливостей розробленої методики буде розглянуто приклади її використання для визначення відповідності технічних засобів

вимогам установлених стандартів за сукупністю показників; вибору технічних засобів зв'язку за встановленим вектором критеріальних вимог.

Визначення відповідності технічних засобів вимогам установлених стандартів. Організація та удосконалення процесів навігації та керування рухом потребують визначення відповідності складових ІКС або системи в цілому вимогам певних стандартів, що регламентовано, наприклад, вимогами ІСАО для організації повітряного руху. Ці вимоги можуть стосуватись як ТХ, так і похідних від них – показників надійності, електромагнітної сумісності, безпеки польотів АО, надійності керування КА тощо. У зв'язку із цим розглянуто розв'язок задачі визначення відповідності ТЗ вимогам установлених стандартів із застосуванням розробленої методики багатокритеріальної ідентифікації. Приклад стосуватиметься переліку ознак у вигляді показників ТХ виробів.

Завдання визначення відповідності ТЗ (виробу) встановленим стандартам формалізується у такий спосіб. Для еталонного (що має контрольовані параметри відповідно до встановлених стандартів) і декількох порівнюваних ТЗ відома сукупність ТХ. Як технічні засоби, що підлягають оцінюванню на відповідність стандартам, розглядатиметься об'єкт ідентифікації – радіопередавальні станції (засоби зв'язку, передачі команд керування тощо) чотирьох типів ($m = 4$). Необхідно оцінити ступінь відповідності порівнюваних ТЗ еталону (стандарту) за такими параметрами: ТХ виробу – частотний діапазон роботи, потужність випромінювання, час, що витрачається на введення в експлуатацію; ЕМС виробу з аналогічними зразками; технічна реалізація (ТР) виробу – відповідність елементної бази встановленим стандартам, взаємозамінюваність елементних блоків різних фірм-виробників та ін. Еталоном слугуватиме радіопередавальна станція з ТХ, що відповідають вимогам стандартів, або безпосередньо вимоги стандартів.

З урахуванням установленого переліку порівнювальних параметрів можна уточнити ознаки образу (5.58) (ТЗ із параметрами, що відповідають стандартам – еталон) та об'єкта ідентифікації (5.59): T_1 – частотний діапазон роботи станції (МГц); T_2 – потужність випромінювання (Вт); T_3 – час сканування (с); T_4 –

кількість частотних каналів (шт.); T_5 – узагальнений показник ЕМС роботи станції; T_6 – узагальнений показник технічної реалізації ТЗ, з чого випливає $N = N_1 = N_2 = \dots = N_{k=4} = 6$. Отже, матимемо множину ознак еталона

$$E = \{T_1, T_2, T_3, T_4, T_5, T_6\} \quad (5.66)$$

та множину ознак для кожного з 4 об'єктів ідентифікації

$$\begin{aligned} S_1 &= \{T_{11}, T_{12}, T_{13}, T_{14}, T_{15}, T_{16}\}; \\ S_2 &= \{T_{21}, T_{22}, T_{23}, T_{24}, T_{25}, T_{26}\}; \\ S_3 &= \{T_{31}, T_{32}, T_{33}, T_{34}, T_{35}, T_{36}\}; \\ S_4 &= \{T_{41}, T_{42}, T_{43}, T_{44}, T_{45}, T_{46}\}. \end{aligned} \quad (5.67)$$

Таблиця порівняльних ознак матиме вигляд, як табл. 5.19

Таблиця 5.19

Порівняльні ознаки радіопередавальних станцій

№ з/п	Належність ознак	ТХ				ЕМС	ТР
		T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6
1	E	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6
2	S_1	T_{11}	T_{12}	T_{13}	T_{14}	T_{15}	T_{16}
3	S_2	T_{21}	T_{22}	T_{23}	T_{24}	T_{25}	T_{26}
4	S_3	T_{31}	T_{32}	T_{33}	T_{34}	T_{35}	T_{36}
5	S_4	T_{41}	T_{42}	T_{43}	T_{44}	T_{45}	T_{46}

Відповідно до згортки (5.62) та переліку ознак (5.66), (5.67) і даних табл.5.19 узагальнені ознаки образу й об'єктів ідентифікації визначаються за виразами:

$$E = \gamma_{01}[1 - T_{01}]^{-1} + \gamma_{02}[1 - T_{02}]^{-1} + \gamma_{03}[1 - T_{03}]^{-1} + \gamma_{04}[1 - T_{04}]^{-1} + \gamma_{05}[1 - T_{05}]^{-1} + \gamma_{06}[1 - T_{06}]^{-1}; \quad (5.68)$$

$$S_l = \gamma_{0l1}[1 - T_{0l1}]^{-1} + \gamma_{0l2}[1 - T_{0l2}]^{-1} + \gamma_{0l3}[1 - T_{0l3}]^{-1} + \gamma_{0l4}[1 - T_{0l4}]^{-1} + \gamma_{0l5}[1 - T_{0l5}]^{-1} + \gamma_{0l6}[1 - T_{0l6}]^{-1}, \quad l = 1 \dots 4. \quad (5.69)$$

Для подальшої реалізації етапів розробленої методики ідентифікації і вироблення рішення про відповідність об'єкта ідентифікації встановленим стандартам вважатимемо відомими числові значення ТХ про абстрактні радіопередавальні пристрої, які формуватимуть таблицю ознак – табл.5.20.

Таблиця 5.20

Значення порівняльних ознак радіопередавальних станцій

№ з/п	Належність ознак	ТХ				ЕМС	ТР
		T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6
1	E	1,5-20	2	1,5	1	1	100
2	S_1	1,5-25,5	0,8-1	6	4	0,5	25
3	S_2	1,5-30	1	6	4	0,5	27
4	S_3	1,5-25,5	2,5	6	4	0,5	30
5	S_4	1,5-30	5	6	4	0,5	27

Нормованих значень, що характеризують ознаки образу та об'єкта ідентифікації, набудемо шляхом застосування до даних табл.5.20 виразу (5.63). Результати розрахунків подано в табл.5.21.

Таблиця 5.21

Нормовані значення порівняльних ознак радіопередавальних станцій

№ з/п	Належність ознак	T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6
1	E	0,150	0,170	0,500	0,060	0,330	0,500
2	S_1	0,190	0,080	0,125	0,230	0,160	0,120
3	S_2	0,220	0,080	0,125	0,230	0,160	0,130
4	S_3	0,190	0,210	0,125	0,230	0,160	0,140
5	S_4	0,220	0,430	0,125	0,230	0,160	0,130

Значення, що характеризуватимуть узагальнені ознаки для об'єкта ідентифікації і образу розраховуються за даними табл.5.21 згідно з виразами (5.68), (5.69), що дає змогу отримати дані у вигляді (5.64). Розраховуючи за виразами (5.65) значення, що характеризуватимуть міру відповідності об'єкта ідентифікації образу, а фактично визначають ступінь відповідності радіопередавальної станції стандартам, викладеними у вигляді еталона (5.68) та порівнюючи отримані значення із лінгвістичною шкалою відповідності (табл.5.18), отримаємо результати, подані у вигляді табл.5.22.

Таблиця 5.22

Відповідність технічних засобів установленим стандартам

№ з/п	Тип технічного засобу	Значення $W_l, l = 1..4$	Лінгвістична категорія відповідності
1	S_1	0,79	Частково відповідає
2	S_2	0,80	Частково відповідає
3	S_3	0,81	Частково відповідає
4	S_4	0,87	Відповідає

Таким чином, наведені результати розрахунків з оцінювання рівня відповідності радіопередавальних станцій встановленим стандартам за переліком показників ТХ доводять дієвість розробленої методики багатокритеріальної ідентифікації. Розглянутий приклад демонструє можливості розробленого підходу, які виявляються у формуванні рішення про ідентифікацію як в однозначному вигляді, так і у формі альтернативних суджень залежно від узагальненого значення, що характеризує міру відповідності об'єкта ідентифікації образу.

Вибір технічних засобів зв'язку за встановленим вектором критеріальних вимог. Як ознаки образу встановлюватиметься вектор критеріальних вимог до об'єкта ідентифікації – технічних засобів зв'язку.

У цьому разі задача ідентифікації формалізується у такий спосіб. Нехай задано сукупність технічних засобів T_i із множиною показників ефективності

S_{ij} , тобто множина об'єктів ідентифікації (5.59) з відповідними ознаками трансформується до вигляду

$$T_1\{S_{1j}\}, T_2\{S_{2j}\}, \dots, T_i\{S_{ij}\}, i = 1..n, j = 1..m, \quad (5.70)$$

де $i = 1..n$ – індекс, який характеризує номер зразка технічного засобу;
 $j = 1..m$ – номер показника ТЗ.

Тоді задача ідентифікації полягає у виборі із сукупності (5.70) найкращого ТЗ для використання (із заданими значеннями показників ефективності або із встановленими критеріальними вимогами до них). Для встановлення ознак об'єкта ідентифікації та образу слід зазначити, що подібні задачі потребують установа системи частинних критеріїв оптимальності які, як правило, суперечливі. У такій постановці задача ідентифікації може бути класифікована як багатокритеріальна. По суті, сукупність заданих показників S_{ij} , що визначають вибір ТЗ для використання, і є відправною точкою для формування ознак об'єкта ідентифікації та образу у вигляді системи критеріїв вигляду (5.70) і (5.61). Для формування системи частинних критеріїв необхідно із сукупності S_{ij} відокремити ті, які максимізуються, і ті, що мінімізуються. У результаті для кожного ТЗ маємо систему критеріїв, які є трансформованою системою ознак об'єктів ідентифікації (5.61):

$$\begin{cases} M_{\max} \{S_{ij}^{\max}\} \rightarrow \max, i = 1..l, j = 1..k; \\ M_{\min} \{S_{ij}^{\min}\} \rightarrow \min, i = 1...(n-l), j = 1...(m-k). \end{cases} \quad (5.71)$$

За образ – еталонний зразок – вважатимемо такий ТЗ, який з певних суджень є найгіршим за сукупністю вимог (5.71), що ставляться до нього. Еталонний ТЗ з відповідними показниками позначено множиною

$$T_e \{S_{ej}\}, j = 1..m. \quad (5.72)$$

Тоді ознаки образу, сформовані у вигляді критеріальних вимог (5.60) і (5.63), набудуть вигляду

$$\begin{cases} M_{e\max} \{S_{ei}^{\max}\} \rightarrow \min, & j = 1..k; \\ M_{e\min} \{S_{ei}^{\min}\} \rightarrow \max, & j = 1...(m - k). \end{cases} \quad (5.73)$$

Установлена система ознак образу та об'єктів ідентифікації у вигляді критеріальних вимог являють собою критерії унітарного типу. Зміна критеріїв (5.71) і (5.73) задається дискретними значеннями, що виражають ТХ певного засобу (первинні параметри). Вимоги до ТЗ можуть доповнюватись на вимогу замовника (споживача) оцінюваної технічної продукції. Суть значень S_{ij} – це паспортні дані ТЗ, а також вторинні показники, що визначаються областю їх застосування – ергономічність, ЕМС тощо. Вторинні показники ТЗ суб'єктивної спрямованості (ергономічність) визначаються за результатами оброблення оцінок експертів у певній предметній галузі або думок споживачів ТЗ [142]. Вторинні характеристики об'єктивної спрямованості (ЕМС) можуть бути визначені розрахунковим шляхом або методами моделювання [16].

Для розгляданого прикладу таблиця порівняльних ознак (див. табл.5.17) характеризуватиме зміну критеріїв (5.71) (а також (5.73)) і заповнюється за паспортними даними про ТХ ТЗ, доповнюючи їх за заявкою користувача вторинними характеристиками. У результаті матимемо таблицю даних (табл.5.23). Якщо значення деяких показників невизначені, слід обрати для розрахунків найгірше їх значення з можливих альтернатив. Такий прийом дає змогу приймати рішення за неповної аналізованої інформації. При цьому, не знижуючи переваг ТЗ, не допускається необумовлене його домінування над іншими зразками. Інакше кажучи, при прийнятті рішення забезпечується більше довіри і переваг до тих зразків, де достовірно відомий більший склад аналізованих параметрів.

Зазначене демонструє можливості розробленої методики ідентифікації щодо вироблення рішення за незбіжності за складом значень ознак об'єкта ідентифікації та образу.

Таблиця 5.23

Значення, що характеризують зміну критеріїв оптимальності ТЗ

Тип ТЗ	Зміна критеріїв оптимальності ТЗ				
T_1	S_{11}	S_{12}	S_{13}	...	S_{1m}
T_2	S_{21}	S_{22}	S_{23}	...	S_{2m}
...
T_n	S_{n1}	S_{n2}	S_{n3}	...	S_{nm}

Значення, що характеризуватимуть зміну критеріальних вимог образу (5.73), визначаються за даними табл.5.23 як такі, що є найгіршими за сукупністю вимог (5.71), тобто у вигляді (5.73).

Формуванню узагальнених ознак образу та об'єктів ідентифікації передують нормування частинних критеріїв з урахуванням різного напрямку їх екстимізації відносно суми значень, що описують їх зміну (в межах строк табл.5.23) у вигляді виразів (4.12) і (4.13), що в прийнятих позначеннях набувають вигляду

$$S_{ij0}^{\max} = \frac{1}{S_{ij}^{\max} \sum_{i=1}^n (S_{ij}^{\max})^{-1}}, \quad S_{ij0}^{\min} = \frac{S_{ij}^{\min}}{\sum_{i=1}^n S_{ij}^{\min}}. \quad (5.74)$$

Тоді з урахуванням нормувань вагових коефіцієнтів згідно з (4.11) відповідно до згортки (5.63) матимемо узагальнені ознаки для об'єктів ідентифікації

$$S_{Ti} = \gamma_{i10}[1 - S_{i10}]^{-1} + \gamma_{i20}[1 - S_{i20}]^{-1} + \dots + \gamma_{im0}[1 - S_{im0}]^{-1} \quad (5.75)$$

та для образу (еталона)

$$S_e = \gamma_{e10}[1 - S_{e10}]^{-1} + \gamma_{e20}[1 - S_{e20}]^{-1} + \dots + \gamma_{em0}[1 - S_{em0}]^{-1}. \quad (5.76)$$

Розрахунок за виразами (5.65) міри відповідності об'єкта ідентифікації сформованому образу дає сукупність значень, що позначаються літерою \bar{S}_i . На підставі отриманих даних приймається рішення про вибір найкращого ТЗ, що відповідно до прийнятого образу (найгірший варіант компонування параметрів ТЗ) здійснюється за мінімальним значенням параметра \bar{S}_i . У разі потреби можна оцінити якість технічної продукції, об'єднаної за деякою узагальненою ознакою до певного класу, наприклад, за належністю до фірми-виробника або за належністю технічних засобів до певного класу і т. ін. Для цього сукупність значень \bar{S}_i слід об'єднати в узагальнений показник S_Σ за згорткою (4.11) із застосуванням технології вкладених згорток. Тоді узагальнену оцінку та її нормування можна визначити за виразами

$$S_\Sigma = \sum_{i=1}^n \gamma_{i0} (1 - \bar{S}_i)^{-1}, \quad \bar{S}_\Sigma = \frac{S_\Sigma}{[(1 - \Delta)^{-1}]^n}. \quad (5.77)$$

Далі наведено результати розрахунків для розв'язання задачі вибору засобів зв'язку за встановленим вектором критеріальних вимог за таких умов. Нехай відомо декілька операторів, що надають послуги зв'язку, наприклад оператор T_1 і оператор T_2 . Необхідно прийняти рішення про вибір найкращого оператора і пакет послуг, що надається, за критерієм мінімуму витрат. Вартість різних пакетів послуг операторів T_1 і T_2 подано в табл.5.24, у якій: T_{ij} – пакети послуг операторів зв'язку, де індекс $i = 1..2$ – характеризує оператора, що надає пакет послуг, а $j = 1..4,6$ – номер пакета послуг для вибраного оператора; S_1 – абонентська плата; S_2 – вартість вихідних дзвінків на міські номери; S_3 – вартість

вихідних дзвінків на номери абонентів у межах одного оператора зв'язку; S_4 – вартість вихідних дзвінків для корпоративних абонентів; S_5 – вартість відправлення текстових повідомлень; S_6 – плата за з'єднання; S_7 – вартість створення корпоративної мережі.

Таблиця 5.24

Значення, що характеризують зміну критеріїв оптимальності

Пакет послуг	Вартість послуг (у відносних одиницях)						
	S_1	S_2	S_3	S_4	S_5	S_6	S_7
T_{11}	50,00	1,80	1,00	0,22	0,33	0,27	0,00
T_{12}	100,00	1,50	0,75	0,22	0,33	0,23	0,00
T_{13}	200,00	1,20	0,50	0,22		0,19	0,00
T_{14}	500,00	0,00	0,00	0,22	0,10	0,10	0,00
T_{21}	0	1,00	1,00	0,22	0,34	0,27	6,00
T_{22}	30	1,00		0,22	0,34	0,27	6,00
T_{23}	60	0,90	0,90		0,34		6,00
T_{24}	100	1,00	0,00	0,00	0,34	0,27	6,00
T_{25}	300	1,00	0,00	0,15	0,34	0,27	0,00
T_{26}	600	1,00	0,00	0,20	0,27	0,10	3,30

Отже, маємо сукупність із семи $S_{1...7}$ вартостей різних послуг, що надаються операторами зв'язку (первинні показники) для кожного пакета T_{ij} . Вторинні показники якості вибору в цьому прикладі не розглядаються. За умовами задачі критерієм оптимальності прийняття рішення (підставами для формування ознак образу) є вимога досягнення мінімального значення кожного з параметрів $S_{1...7}$ у вибраному пакеті послуг оператора зв'язку. Тоді, позначивши ознаки об'єкта ідентифікації подвійною індексацією S_{ij} ($i=1...7$ – номер (тип) показника, $j=1...10$ – порядковий номер показника для пакета послуг зв'язку), можна записати критеріальні вимоги (5.71) та (5.73) у вигляді

$$M_{\min} \{S_{ij}^{\min}\} \rightarrow \min, M_{e \min} \{S_{ej}^{\min}\} \rightarrow \max. \quad (5.78)$$

Заповнення таблиці значень, що описують зміну частинних критеріїв (5.78) для даної задачі, реалізовано у вигляді початкових даних табл.5.24. Залишається лише заповнити відсутні значення найбільшими (найгіршими) вартостями в межах пропонованої послуги. В результаті отримуємо $S_{36} = 1,00$, $S_{47} = 0,22$, $S_{53} = 0,33$, $S_{67} = 0,27$.

Узагальнені ознаки формуватимуться послідовно для вибору найкращого пакета послуг та для вибору найкращого за сукупністю послуг оператора. При цьому ознаки образу (еталона) формуються як абстрактний найгірший пакет послуг (див. критеріальні вирази (5.78)) за даними табл.5.24 зі значень $S_{e1} = 600$, $S_{e2} = 1,80$, $S_{e3} = 0,9$, $S_{e4} = 0,22$, $S_{e5} = 0,34$, $S_{e6} = 0,27$, $S_{e7} = 6,00$.

З урахуванням виразів (5.74) – (5.76) і (5.65) та даних табл.5.24 міри відповідності об'єкта ідентифікації сформованому образу для вибору найкращого пакета послуг набудуть значень $\bar{S}_{T_{11}} = 0,920$, $\bar{S}_{T_{12}} = 0,908$, $\bar{S}_{T_{13}} = 0,900$, $\bar{S}_{T_{14}} = 0,884$, $\bar{S}_{T_{21}} = 0,938$, $\bar{S}_{T_{22}} = 0,940$, $\bar{S}_{T_{23}} = 0,937$, $\bar{S}_{T_{24}} = 0,901$, $\bar{S}_{T_{25}} = 0,893$, $\bar{S}_{T_{26}} = 0,930$. Для вибору найкращого за сукупністю послуг оператора згідно з оцінкою (5.77) отримуємо значення $S_{\Sigma T_1} = 0,60$, $S_{\Sigma T_2} = 0,92$.

Для прийняття рішення про вибір найкращого оператора і пакета послуг відповідно до сформованого образу необхідно виконати аналіз значень узагальнених показників $\bar{S}_{T_{1(1...4)}}$, $\bar{S}_{T_{2(1...6)}}$, $S_{\Sigma T_{1,2}}$ за ознакою досягнення найменшого їх значення. Тоді найкращим (тим, що в найбільшій мірі відповідає образу – еталону) слід обрати оператора T_1 з пакетом послуг T_{14} . Особливістю сформованого рішення є його однозначність, тобто без застосування лінгвістичної шкали оцінок (табл.5.18).

На даному практичному прикладі показано можливості розробленої методики ідентифікації щодо врахування різних вимог споживачів до вибору для використання певного альтернативного варіанта реалізації послуг зв'язку. Реалізувати зазначене можна шляхом встановлення відповідних значень вагових

коефіцієнтів окремих ознак при формуванні узагальнених ознак об'єкта ідентифікації та образу за виразами (5.75) та (5.76).

Нехай у процесі ідентифікації при виборі послуг зв'язку беруть участь оператор складної ІКС та аматор. Споживачами висунуті такі вимоги щодо переваг окремих ознак об'єкта ідентифікації (див. вир. (5.75), (5.76) та табл.5.24): оператором ІКС – $\gamma_1 = 0,3$, $\gamma_2 = 0,5$, $\gamma_3 = 0,6$, $\gamma_4 = 0,5$, $\gamma_5 = 0,4$, $\gamma_6 = 0,5$, $\gamma_7 = 0,2$; аматором – $\gamma_1 = 0,8$, $\gamma_2 = 0,3$, $\gamma_3 = 0,6$, $\gamma_4 = 0,3$, $\gamma_5 = 0,4$, $\gamma_6 = 0,2$, $\gamma_7 = 0,8$. При цьому більше значення вагового коефіцієнта відображує більшу зацікавленість споживача кінцевого рішення в мінімізації платні за відповідну послугу.

З урахуванням виразів (5.74), (5.76) і (5.65) та даних табл.5.24 міри відповідності об'єкта ідентифікації образу для вибору найкращого пакета послуг з урахуванням вимог оператора ІКС набудуть значень $\bar{S}_{T_{11}} = 0,950$, $\bar{S}_{T_{12}} = 0,930$, $\bar{S}_{T_{13}} = 0,921$, $\bar{S}_{T_{14}} = 0,889$, $\bar{S}_{T_{21}} = 0,953$, $\bar{S}_{T_{22}} = 0,954$, $\bar{S}_{T_{23}} = 0,949$, $\bar{S}_{T_{24}} = 0,899$, $\bar{S}_{T_{25}} = 0,906$, $\bar{S}_{T_{26}} = 0,925$, а з урахуванням вимог аматора матимуть результати $\bar{S}_{T_{11}} = 0,872$, $\bar{S}_{T_{12}} = 0,864$, $\bar{S}_{T_{13}} = 0,862$, $\bar{S}_{T_{14}} = 0,871$, $\bar{S}_{T_{21}} = 0,913$, $\bar{S}_{T_{22}} = 0,916$, $\bar{S}_{T_{23}} = 0,914$, $\bar{S}_{T_{24}} = 0,880$, $\bar{S}_{T_{25}} = 0,858$, $\bar{S}_{T_{26}} = 0,928$.

Для вибору найкращого за сукупністю послуг оператора згідно з виразами (5.77) отримаємо значення з урахуванням вимог оператора ІКС $S_{\Sigma T_1} = 0,78$, $S_{\Sigma T_2} = 0,86$ та аматора $S_{\Sigma T_1} = 0,42$, $S_{\Sigma T_2} = 0,59$.

Аналіз отриманих даних дозволяє сформулювати рішення, що оператору ІКС слід обрати оператора T_1 з пакетом послуг T_{14} , а аматору – оператора T_1 з пакетом послуг T_{13} . Отримані висновки є лише рекомендаціями, а остаточне рішення приймає безпосередньо споживач послуг зв'язку. Варто зазначити, що дані розрахунків будуть суттєво змінюватись у разі зміни комбінації значень вагових коефіцієнтів, тобто під впливом суб'єктивної думки особи, яка приймає рішення. Ця обставина є особливістю і певною мірою перевагою запропонованого підходу щодо ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій.

Таким чином, отримані розрахунки підтверджують дієвість запропонованої методики. Розглянутий приклад стосувався формування ознак образу та об'єкта ідентифікації у формі унітарних критеріальних вимог. Окрім того, наведені результати демонструють можливості запропонованого підходу щодо проведення ідентифікації за умов незбіжності за складом значень ознак об'єкта ідентифікації та образу, зокрема у вигляді відсутності частки початкових даних для розрахунку. При цьому отримання остаточних рішень забезпечувалось доповненням недостатніх даних значеннями, які є найгіршими для сформованих критеріальних вимог образу. При реалізації процесу ідентифікації показано можливість запропонованого підходу із врахування суб'єктивних вимог в остаточних рішеннях, що забезпечується використанням відповідних вагових коефіцієнтів для формування узагальнених ознак образу та об'єкта ідентифікації.

Таким чином, розроблена методика та наведені практичні приклади доводять дієвість запропонованого підходу щодо ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак.

Висновки за п'ятим розділом

Розроблено багатокритеріальну методику розв'язання задач оптимального розподілу обмежених ресурсів. Методика базується на використанні багатокритеріальної оптимізаційної моделі, отриманої з використанням вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів. Особливістю та відзнакою методики є застосування аналогових моделей для опису зміни частинних критеріїв оптимальності розподілу обмежених ресурсів. Використання аналогових моделей дозволяє не розглядати всі можливі варіанти розподілу ресурсів на відміну від дискретних підходів, а також зменшити обчислювальну складність розрахункових процедур, однак потребує здійснення апроксимації дискретних даних при формуванні моделей частинних критеріїв та застосування числових методів розв'язання утвореної системи нелінійних рівнянь. Урахування в процесі розв'язання задачі розподілу обмежених ресурсів переліку суперечливих

частинних критеріїв сприяє підвищенню достовірності остаточних рішень. Приклади застосування запропонованого підходу при розв'язанні задачі радіомоніторингу радіоелектронної обстановки в зоні дії засобів визначення координат ДО, систем радіонавігації літальних апаратів і наземних об'єктів доводить його дієвість та ефективність.

Дістала подальшого розвитку методика багатокритеріальної оцінки ефективності процесів функціонування та використання технічних засобів і складних ІКС. Методика ґрунтується на застосуванні методів багатокритеріального аналізу для отримання із сукупності частинних критеріїв ефективності інтегрованої оцінки за нелінійною схемою компромісів. Відмінністю методики є формування і використання ієрархічної моделі функцій, факторів, показників та критеріїв ефективності за технічною, ергономічною і економічною категоріями, які зводяться до інтегрованої оцінки і формування на її основі лінгвістичної категорії якості. Методика забезпечує врахування суперечливих критеріїв, пов'язаних із функціями системи, що підвищує адекватність сформованих рішень із всебічним урахуванням властивостей оцінної системи. Особливість запропонованого підходу полягає у можливості оцінювання як одного об'єкта визначення ефективності, так і встановлення порівняльної оцінки низки аналогів. Приклади застосування розробленої методики для оцінювання ефективності структурного та параметричного синтезу системи архівації даних ДЗЗ, процесу розподілу обмежених ресурсів засобів радіоспостереження доводять її дієвість та дозволяють виявити додаткові властивості, що полягають у такому. Використовувана у методиці ієрархічна модель функцій, задач, факторів, показників та критеріїв ефективності досліджуваної системи або процесу забезпечує формування унітарних і комбінаторних частинних критеріїв ефективності. Використання технологій вкладених згорток дає змогу враховувати, з одного боку, в остаточних рішеннях вплив значної кількості частинних критеріїв, а з другого – категоризовані вимоги до окремих груп показників ефективності досліджуваної системи або процесу.

Удосконалено методику ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак. Методика базується і відрізняється поданням та розв'язанням задачі ідентифікації (розпізнавання) з використанням багатокритеріальних підходів. При цьому сукупність ознак об'єкта ідентифікації та образу зводиться до узагальненої ознаки відповідно до згортки за нелінійною схемою компромісів. Методика дозволяє розв'язувати задачу ідентифікації як за переліком показників об'єкта ідентифікації, так і за вектором критеріальних вимог до розпізнавання. На користь методики слід відзначити її некритичність до відповідності за складом значень ознак образу й об'єкта ідентифікації для реалізації процесу розпізнавання, що також вирізняє її серед аналогів. Приклади застосування розробленої методики для визначення відповідності технічних засобів вимогам установлених стандартів, вибору технічних засобів зв'язку за встановленим вектором критеріальних вимог довели ефективність запропонованого підходу та виявили такі його особливості. Формування рішення про ідентифікацію можливе як в однозначному вигляді, так і у формі альтернативних суджень залежно від узагальненого значення, що характеризує міру відповідності об'єкта ідентифікації образу. Підхід дозволяє враховувати суб'єктивні вимоги до вибору об'єктів ідентифікації, що забезпечується використанням вагових коефіцієнтів у формуванні узагальнених ознак за нелінійною схемою компромісів. Як ознаки ідентифікації критеріальних вимог можна застосовувати унітарну і комбінаторну форму їх подання.

ВИСНОВКИ

У монографії наведено теоретичне узагальнення і здійснено нове вирішення актуальної науково-прикладної проблеми розроблення і удосконалення методів побудови нелінійних та багатокритеріальних моделей для систем і процесів керування рухом з використанням диференціальних перетворень та нелінійної схеми компромісів. Це дозволило отримати методи та методики для підвищення ефективності оброблення первинної інформації та вироблення рішень у складних ергатичних ІКС навігації та керування рухом динамічними об'єктами.

Основні наукові результати, що викладені в монографії, такі.

1. Розроблено метод побудови нелінійних за параметрами моделей руху ДО при обробленні експериментальних даних на базі ДП. Метод ґрунтується на визначенні параметрів нелінійних процесів шляхом мінімізації нев'язки між поліноміальною і нелінійною моделями в схемі диференціально-нетейлорівських перетворень. Запропонований метод відрізняється від відомих підходів можливістю отримання аналітичних нелінійних за параметрами моделей будь-якої складності за експериментальними даними, що забезпечує підвищення динамічної точності моделі та її прогностичних властивостей. Уведення нелінійних операцій дозволяє зменшувати кількість визначальних параметрів математичної моделі досліджуваних процесів, що забезпечує зниження впливу випадкових похибок експериментальних даних. Метод забезпечує нелінійне згладжування як за рекурентною схемою, так і за нагромадженою вибіркою експериментальних даних. Із використанням розробленого методу отримано низку часткових методик, у яких використано різні критерії наближення експериментальної кривої до теоретичної, зокрема метод балансу диференціальних спектрів, МНК та метод рівних площ. Приклади застосування розробленого методу доводять підвищення динамічної та стохастичної точності побудови нелінійних моделей досліджуваних процесів.

2. Розроблено метод визначення просторових координат ДО на основі порівнянь ортогональних відображень теоретичної та експериментальної моделей їх руху. Метод базується на використанні позитивних властивостей ортогональних відображень вектора вимірних координат об'єкта спостереження до вектора початкових умов, тобто встановлення аналітичного зв'язку між вимірними і шуканими параметрами руху ДО. Це дозволяє поєднати властивості отримуваних моделей-аналогів двох видів: теоретичної, яка адекватно описує досліджуваний процес і відома за формою, але не відображує у своїх параметрах конкретного об'єкта досліджень, та експериментальної, що визначається за вибіркою вимірюваних координат і є відомою за формою та параметрами. Для забезпечення можливості використання адекватних нелінійних моделей досліджуваних процесів у розробленому методі використано математичний апарат ДП. Розроблений метод вирізняється можливістю об'єднання некогерентних у часі та просторі інформаційних потоків у вигляді як часової, так і параметричної надмірності вимірювальних даних. Особливістю методу є можливість його застосування як за обмеженого (за даними одного вимірювача), так і надмірного (при інформаційному об'єднанні вимірювачів у БПС) складу вимірних параметрів. Зазначене вище забезпечує підвищення оперативності і точності визначення початкових умов руху ДО. Ефективність розробленого методу щодо підвищення точності та оперативності визначення координат ДО доводять приклади і результати застосування розроблених з його використанням методик.

3. Розроблено багатокритеріальну математичну модель визначення оптимальної просторової структури БПС. Запропонована модель враховує суперечливі частинні критерії при визначенні оптимальної кількості вимірювачів, встановлення для використання стаціонарних та координат дислокації додаткових інформаційних засобів і відрізняється застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів, що дає змогу сформулювати аналітичну модель оптимальності БПС і підвищити точність визначення координат об'єкта спостереження. З використанням сформованої моделі розроблено методику визначення оптимальної структури БПС, складеної з активних і пасивних

вимірювачів, яка відрізняється поданням задачі у вигляді багатокритеріальної моделі та отриманням аналітичного її розв'язку, що забезпечує підвищення точності вихідних даних про параметри руху та місцеположення об'єкта спостереження. При цьому враховуються тактико-технічні характеристики окремих вимірювачів, їх взаємне розташування і оперативні можливості щодо вимірювання координат і параметрів руху об'єкта спостереження, ракурс на ціль і охоплення зоною відповідальності ділянки траєкторії руху ДО.

4. Сформовано багатокритеріальну оптимізаційну математичну модель структурного та параметричного синтезу складної ІС, де для прикладу системи архівації даних ДЗЗ на етапі структурного синтезу враховано обсяг збережуваної інформації, продуктивність системи, оперативність маніпулювання даними, надійність зберігання даних, вартість системи та відрізняється угрупованням частинних критеріїв відповідно до функціональної належності складових структури системи та застосуванням технології вкладених згорток за нелінійною схемою компромісів. Це дає змогу сформувавши інтегрований критерій оптимальності системи архівації. Відзнакою параметричної оптимізаційної моделі є одночасне застосування дискретних та аналогових моделей опису зміни частинних критеріїв, що дозволяє розв'язувати задачі у полі серійних та прогнозованих параметрів пристроїв системи. Розроблені на базі сформованих моделей методики дозволяють реалізувати структурний та параметричний синтез системи архівації даних ДЗЗ з урахуванням особливостей виконуваних функцій за призначенням та пов'язаних з ними суперечливих критеріальних вимог до системи. Наведені результати розрахунків доводять дієвість та ефективність запропонованих рішень.

5. Розроблено багатокритеріальну методику розв'язання задач оптимального розподілу обмежених ресурсів. Методика базується на використанні багатокритеріальної оптимізаційної моделі, отриманої згідно зі вкладеними згортками за нелінійною схемою компромісів. Особливістю та відзнакою методики є застосування аналогових моделей для опису зміни частинних критеріїв оптимальності розподілу обмежених ресурсів. Використання аналогових

моделей в поєднанні із сформованою таблицею ранжування дозволяє уникнути необхідності розгляду всіх можливих варіантів розподілу ресурсів, що властиве для дискретних підходів. Зазначене дозволяє зменшити обчислювальну складність процедури розподілу ресурсів. У свою чергу врахування при розподілі ряду суперечливих частинних критеріїв підвищує достовірність остаточних рішень.

6. Дістала подальшого розвитку методика багатокритеріальної оцінки ефективності процесів функціонування і використання технічних засобів та ІКС. Методика ґрунтується на застосуванні методів багатокритеріального аналізу для отримання із сукупності частинних критеріїв ефективності інтегрованої оцінки за нелінійною схемою компромісів. Відзнакою методики є формування і використання ієрархічної моделі функцій, факторів, показників та критеріїв ефективності за технічною ергономічною і економічною категоріями, які зводяться до інтегрованої оцінки і формування на її підставі лінгвістичної категорії якості. Методика забезпечує врахування суперечливих критеріїв, пов'язаних із функціями системи, що підвищує адекватність сформованих рішень із всебічним урахуванням властивостей оцінної системи. Особливість запропонованого підходу полягає у можливості розв'язання задачі оцінювання як для одного об'єкта визначення ефективності, так і встановлення порівняльної оцінки низки аналогів. Результати застосування розробленої методики доводять її дієвість та ефективність.

7. Удосконалено методику ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак, яка базується і відрізняється поданням та розв'язанням задачі з використанням багатокритеріальних підходів. Методика передбачає зведення сукупності ознак об'єкта ідентифікації та образу до узагальненої ознаки згідно зі згорткою за нелінійною схемою компромісів. Запропонований підхід дозволяє розв'язувати задачу ідентифікації як за переліком технічних характеристик (показників) об'єкта ідентифікації, так і за вектором критеріальних вимог до розпізнавання. На користь методики слід відзначити її некритичність до відповідності за складом ознак образу й об'єкта

ідентифікації для реалізації процесу розпізнавання, що також вирізняє її серед аналогів. Приклади застосування розробленої методики довели ефективність запропонованого підходу.

8. Практична значущість отриманих результатів полягає в підвищенні ефективності математичного та інформаційного забезпечення ІКС шляхом впровадження методів розв'язання задач побудови нелінійних моделей та багатокритеріальних задач і високоточного оброблення первинної інформації, а також вироблення достовірних управлінських рішень. Результати роботи можуть бути використані для удосконалення ІКС спостереження та керування рухом КА, при реалізації процесів оброблення траєкторної інформації про космічні апарати та в програмах підтримки прийняття рішень для забезпечення діяльності посадових осіб органів управління різних ланок та різної цільової спрямованості, а також у споріднених галузях науки і техніки.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Азаренко Е.В. Проектирование автоматизированных систем управления на компьютерных сетях: моногр. / Е.В. Азаренко, Б.М. Герасимов, Б.П. Шохин. – Севастополь: Гос. Океанариум, 2007. – 272 с.
2. Автоматизированные информационные технологии в экономике: учеб. / Под ред. проф. Г.А. Титоренко. – М.: Компьютер, ЮНИТИ, 1998. – 400 с.
3. Анкудинов Г.И. Синтез структуры сложных объектов: логико-комбинированный подход / Г.И. Анкудинов. – Л.: Изд-во Леингр. ун-та, 1986. – 260 с.
4. Антушев Г.С. Методы параметрического синтеза сложных технических систем / Г.С. Антушев. – М.: Наука, 1986. – 88 с.
5. Артющенко М.В. Экономико-математические методы анализа и модели оптимизации информационных систем по качественным характеристикам / М.В. Артющенко, Н.М. Артющенко // Проблемы управления и информатики. – 2006. – №3. – С. 129–135.
6. Баранов Г.Л. Системоаналоговое и квазианалоговое моделирование / Г.Л. Баранов, В.Л. Баранов // Электронное моделирование. – 1994. – Т. 16. – №4. – С. 57–62.
7. Баранов Г.Л. Статистические характеристики дифференциального спектра траектории движения КА / Г.Л. Баранов, В.Л. Баранов, С.В. Ковбасюк // Космічна наука і технології. – 2001. – Т. 7. – № 4. – С. 147–153.
8. Баранов В.Л. Програмне та математичне забезпечення ЕОМ: Диференціальні моделі військово-прикладних задач. Частина 1. Основи диференціальних перетворень: навч. посіб. / В.Л. Баранов, Г.Л. Баранов, Д.В. П'ясковський, С.В. Водоп'ян. – Житомир: ЖВІРЕ, 2003. – 76 с.
9. Баранов Г.Л. Структурное моделирование сложных динамических систем / Г.Л. Баранов, А.В. Макаров. – К.: Наук. думка, 1986. – 272 с.

10. Безрук В.М. Теоретические основы проектирования систем распознавания сигналов для автоматизированного радиоконтроля / В.М. Безрук, Г.В. Певцов. – Х.: Коллегиум, 2007. – 430 с.
11. Белавин О.В. Основы радионавигации: учеб. пособие для вузов. 2-е изд., перераб. и доп. / О.В. Белавин. – М.: Сов. радио, 1977. – 320 с.
12. Беллман Р. Введение в теорию матриц: пер. с англ. / под ред. В.Б. Лидского / Р. Беллман. – М.: Наука, 1976. – 352 с.
13. Беляевский Л.С. Обработка и отображение радионавигационной информации / Л.С. Беляевский, В.С. Новиков, П.В. Олянюк / Под ред. проф. П.В. Олянюка. – М.: Радио и связь, 1990. – 232 с.
14. Богомоллов Н.П. Совместная обработка координатной информации в многопозиционной радиолокационной системе / Н.П. Богомоллов // Сб. науч. трудов 3-го Междунар. радиоэлектр. форума «Прикладная радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития». – Харьков. – Т. 1, ч. 1. – 2008. – С. 241 – 244.
15. Бондаренко Ю.Л. Методика оптимального розподілу наявного ресурсу постів радіомоніторингу за об'єктами моніторингу і джерелами радіовипромінювань / Ю.Л. Бондаренко, О.О. Писарчук // Зб. наук. праць ЖВІРЕ. – 2007. – Вип. 11. – С. 169–178.
16. Борисов Ю.П. Математическое моделирование радиотехнических систем и устройств / Ю.П. Борисов, В.В. Цветков. – М.: Радио и связь, 1985. – 346 с.
17. Браммер К. Фильтр Калмана – Бьюси / К. Браммер, Г. Зиффлинг. – М.: Наука, 1982. – 199 с.
18. Брахман Т.Р. Многокритериальность и выбор альтернатив в технике / Т.Р. Брахман. – М.: Радио и связь, 1984. – 288 с.
19. Булычев Ю.Г. Оценивание местоположения объекта на базе стационарной угломестной системы / Ю.Г. Булычев, И.В. Бурлай, В.Ю. Скляренко // Известия ВУЗов. Радиоэлектроника. – 2003. – № 4. – С. 67–75.

20. Булычев Ю.Г. Идентификация параметров траектории цели на базе одноканального подвижного пеленгатора / Ю.Г. Булычев, А.Н. Шухардин // Радиотехника. – 2004. – № 8 – С. 3–7.
21. Булычев Ю.Г. Оценивание параметров движения объекта на базе одноканального пеленгатора / Ю.Г. Булычев, А.Н. Шухардин // Известия ВУЗов. Радиоэлектроника. – 2003. – № 3. – С. 24–29.
22. Бучик С.С. Системи підтримки прийняття рішень: Конспект лекцій. / С.С. Бучик, С.О. Кондратенко, О.О. Писарчук. – Житомир: ЖВІРЕ, 2006. – 168 с.
23. Васин В.А. Информационные технологии в радиотехнических системах: Учебное пособие / В.А. Васин, И.Б. Власов, Ю.М. Егоров и др. / под ред. И.Б. Федорова. – М.: Изд-во МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2003. – 672 с.
24. Васильев В.М. Моделирование аэронавигационных систем. Обработка информации та прийняття рішень в системі керування повітряним рухом / В.М. Васильев, В.П. Харченко. – К.: НАУ, 2008. – 180 с.
25. Валуев М.И. Системотехніка та основи проектування аэронавигационных систем: навч. посіб. / М.И. Валуев, В.П. Харченко, А.Н. Яппаров. – К.: НАУ, 2003. – 120 с.
26. Варганесян В.А. Радиопеленгация / В.А. Варганесян, Э.Ш. Гойхман, М.И. Рогатин. – М.: Изд-во. МО СССР, 1966. – 247 с.
27. Варыгин В.Н. Выбор начального вектора при адаптивных методах построения моделей, нелинейных по параметрам / В.Н. Варыгин, С.А. Казарян, Р.С. Рафаэлян // Автоматика и телемеханика. – №3. – 1978. – С.55–59.
28. Введение в стандартизацию программных средств [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.551003.org/files>.
29. Вебер А.В. Knowledge-технологии в консалтинге и управлении предприятиями / А.В. Вебер, А.Д. Данилов, С.И. Шифрин. – СПб.: Наука и техника, 2003. – 176 с.
30. Вермишев Ю.Х. Методы автоматического поиска решений при проектировании сложных технических систем / Ю.Х. Вермишев. – М.: Радио и связь, 1982. – 152 с.

31. Владимирова В.И. Антагонистический конфликт радиоэлектронных систем. Методы и математические модели / В.И. Владимирова, В.П. Лихачев, В.М. Шляхин / Под. ред. В.М. Шляхина. – М.: Радиотехника, 2004. – 384 с.
32. Волошин О.Ф. Теорія прийняття рішень: Навчальний посібник / О.Ф. Волошин, С.О. Мащенко. – К.: Вид.-полігр. центр «Київський університет», 2006. – 304 с.
33. Водоп'ян С.В. Моделювання фільтра Калмана на основі диференціальних перетворень / С.В. Водоп'ян, Д.В. П'ясковський, В.В. Умінський // Вісн. ЖІТІ. Технічні науки. – 2001. – №18. – С. 86–89.
34. Волков Е.А. Численные методы: учеб. пособие для вузов. – 2-е изд., испр. / Е.А. Волков. – М.: Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит., 1987. – 248 с.
35. Воронин А.Н. Многокритериальное распределение ограниченных ресурсов / А.Н. Воронин // Проблемы управления и информатики. – 2010. – № 4. – С.143–150.
36. Воронин А.Н. Многокритериальный синтез динамических систем / А.Н. Воронин. – К: Наук. думка, 1992. – 160 с.
37. Воронин А.Н. Сложные технические и эргатические системы: метод использования / А.Н. Воронин, Ю.К. Зиатдинов, А.В. Харченко, В.В. Осташевский. – Харьков: Факт, 1997. – 240 с.
38. Воронин А.Н. Вложенные скалярные свертки векторного критерия / А.Н. Воронин // Проблемы управления и информатики. – 2003. – №5. – С. 10–21.
39. Воронин А.Н. Методика многокритериальной оценки эффективности научных космических проектов / А.Н. Воронин, Л.Н. Колос, Л.В. Подгородецкая // Проблемы управления и информатики. – 2004. – №5. – С. 46–56.
40. Гарин Е.Н. Анализ вариантов формирования результатов оценки вектора состояния в центре обработки информации и спутниковой навигации / Е.Н. Гарин // Сб. науч. тр. 3-го Междунар. радиоэлектронного форума «Прикладная радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития». – Харьков. – Т. 1, ч. 1. – 2008. – С. 249–252.

41. Герасимов Б.М. Системы поддержки принятия решений: проектирование, применение, оценка эффективности: моногр. / Б.М. Герасимов, М.М. Дивизинюк, И.Ю. Субач. – Севастополь: Издат. центр СНИЯЭ и П, 2004. – 320 с.
42. Герасимов Б.М. Интеллектуальні системи підтримки прийняття рішень: навч. посіб. / Б.М. Герасимов, В.М. Локазюк, О.Г. Оксеюк. – К.: Вид-во Європ. ун-ту, 2007. – 335 с.
43. Герасимов Б.М. Человеко-машинные системы. Принятие решений с элементами искусственного интеллекта / Б.М. Герасимов, В.А. Тарасов, И.В. Токарев. – К.: Наук. думка, 1993. – 183 с.
44. Герговський В.М. Основи програмного та математичного забезпечення автоматизованих систем управління військового призначення: навч. посіб. / В.М. Герговський, С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук.–Житомир: ЖВІРЕ, 2005. – 300 с.
45. Громов Г.Н. Дифференциально-геометрический метод навигации / Г.Н. Громов. – М.: Радио и связь, 1986. – 384 с.
46. Деклараційний пат. на винахід 7G01S13/00 Спосіб визначення прогнозованого положення балістичних об'єктів / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук, О.М. Хімчик. – К.: Держ. департамент інтелект. власності.
47. Демидов Б.А. Методы военно-научных исследований. / Б.А. Демидов. – Х.: ВИРТА, 1987. – Ч. 4 – 450 с.
48. Диев Ю.А. Методика обоснования системы радиоконтроля радиоэлектронных средств / Ю.А. Диев, А.Р. Рюмшин, М.Л. Цурков, С.В. Ягольников // Радиотехника. – 2000. – №11.– С. 63–65.
49. Додонов В.А. Методология системного проектирования и разработки автоматизированных систем обработки информации и управления / В.А. Додонов // Реєстрація зберігання і обробка даних. – 2007. – №4. – Т.9. – С.91–106.
50. Дружинин В.В. Системотехніка / В.В. Дружинин, Д.С. Конторов.– М.: Радио и связь, 1985. – 200 с.
51. Дуров В.Р. Боевое применение и боевая эффективность истребителей–перехватчиков / В.Р. Дуров. – М.: Воениздат, 1972. – 280 с.

52. Дубов Ю.А. Многокритериальные модели формирования и выбора вариантов систем / Ю.А. Дубов, С.И. Травкин, В.Н. Янищев. – М.: Наука, 1986. – 296 с.
53. Жданюк В.Ф. Основы статистической обработки траекторных измерений / В.Ф. Жданюк. – М.: Сов. радио, 1978. – 384 с.
54. Закиров З.З. Оценка параметров движения воздушных объектов в активной многопозиционной системе с несинхронным обзором пространства, состоящей из неравноточных источников с разным темпом обновления информации / З.З. Закиров, С.В. Кукобко, Е.С. Рошупкин // Сб. науч. тр. 3-го Междунар. радиоэлектронного форума «Прикладная радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития». – Харьков. – Т. 1, ч. 1. – 2008. – С. 225–228.
55. Зайченко Ю.П. Исследование операций: учеб. пособие для студ. ВУЗов / Ю.П. Зайченко. – 2-е изд. – К.: Вища шк., 1979. – 392 с.
56. Игнатов И.М. Ракета как объект управления: учеб. / И.М. Игнатов, Л.Д. Кучма, Н.В. Поляков, Ю.Д. Шептун / под ред. акад. С.Н. Конюхова. – Д.: АРТПРЕСС, 2004. – 44 с.
57. Іщенко В.І. Синтез адаптивних алгоритмів оцінювання параметрів руху маневруючі літальних об'єктів / В.І. Іщенко, І.В. Зімчук // Вісн. ЖІТІ. Технічні науки. – 1999. – №9. – С.120–124.
58. Калачев М.Г. Применение методов нелинейной фильтрации в задачах оценивания фазовых координат динамических объектов / М.Г. Калачев, В.Г. Никонов // Автоматика и телемеханика. – №12. – 1979. – С.71–79.
59. Катыева Я.В. Параллельный алгоритм дискретной оптимизации на множестве номиналов параметров в задаче параметрического синтеза [Электронный ресурс] / Я.В. Катыева. – Режим доступа: <http://www.iacp.dvo.ru/Lab61/docs/isu0512.pdf>.
60. Каханер Д. Численные методы и программное обеспечение: пер. с англ / Д. Каханер, К. Моулера, С. Нэш. – М.: Мир, 1998. – 575 с.

61. Кини Р. Принятие решений при многих критериях: предпочтения и замечания / Р. Кини, Х. Райфа / пер. с англ. под ред. И.Ф. Шахова. – М.: Радио и связь, 1981. – 560 с.

62. Кожешкурт В.И. Методология синтеза архитектуры программно-технического комплекса автоматизированной системы мониторинга обстановки / В.И. Кожешкурт, С.Л. Луцук, Е.В. Смертенко // Реєстрація зберігання і обробка даних. – №4. – Т9.– 2007. – С. 76–90.

63. Ковбасюк С.В. Алгоритм виявлення аномальних радіолокаційних вимірів / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук, Є.Ю. Пономарьов // Вісн. ЖДТУ. Технічні науки. – 2003. – № 3 (27). – С. 79–83.

64. Ковбасюк С.В. Алгоритм визначення параметрів орбіт космічних апаратів системою доплерівських вимірювачів / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук, Є.І. Махонін // Космічна наука і технологія. – 2004. – №4. – С. 27–31.

65. Ковбасюк С.В., Алгоритм визначення параметрів орбіт космічних апаратів за вимірами кутових координат / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук, Ю.В. Пономарьов // Зб. наук. пр. ЖВІРЕ. – 2006. – Вип. 10. – С. 34–40.

66. Ковбасюк С.В. Методика визначення параметрів орбіт космічних об'єктів при обмеженому складі вимірюваних координат / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук, Я.В. Шарович // Зб. наук. пр. ЖВІРЕ. – 2003. – Вип. 6. – С. 35–45.

67. Ковбасюк С.В. Метод найменших квадратів та його практичне застосування: моногр. / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук, М.Ю. Ракушев. – Житомир: ЖВІ НАУ, 2008. – 228 с.

68. Ковбасюк С.В. Методика определения параметров нелинейных систем на основе дифференциально – нетейлоровских преобразований / С.В. Ковбасюк, А.А. Писарчук, // Двойные технологии. – 2004. – №1. – С. 30–34.

69. Ковбасюк С.В. Методика оптимизации выбора параметров структуры многопозиционного радиолокационного комплекса / С.В. Ковбасюк, А.А. Писарчук // Проблемы управления и информатики. – 2003. – №6. – С. 120–128.

70. Ковбасюк С.В. Основні властивості диференціальних перетворень для матричних операцій / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук // Вісн. ЖІТІ. Технічні науки. – 2002. – № 4 (23). – С. 151–157.

71. Ковбасюк С.В. Оценивание точности определения пространственного положения лоцируемого объекта в многопозиционных РЛК / С.В. Ковбасюк, В.И. Шестаков // Известия вузов. Радиоэлектроника. 1999. – № 10. – С. 18–23.

72. Ковбасюк С.В. Оцінка можливості підвищення точності визначення параметрів руху космічних апаратів / С.В. Ковбасюк, В.І. Шестаков // Матеріали V Міжнар. наук.-практ. конф., присвяченої 40-річчю польоту людини в космос. – Житомир. – 2001. – С. 87–92.

73. Ковбасюк С.В. Повышение точности экстраполяции положения космического объекта при учете коррелированности измеряемых координат / С.В. Ковбасюк, А.А. Писарчук // Известия вузов. Радиоэлектроника. 1998. – № 6. – С. 28–34.

74. Ковбасюк С.В. Применение методов многокритериального анализа для принятия решений в системах автоматизированного управления / С.В. Ковбасюк, А.А. Писарчук // Проблемы управления и информатики. – 2007. – №5. – С. 29–41.

75. Ковбасюк С.В. Програмне та математичне забезпечення обчислювальних систем АСУ: консп. лекцій / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук. – Житомир: ЖВІРЕ, 2006. – 164 с.

76. Ковбасюк С.В. Теоретичні основи автоматизації процесів вироблення рішень у системах управління: навч. посіб. / С.В. Ковбасюк, О.О. Писарчук. – Житомир: ЖВІРЕ, 2006. – 132 с.

77. Козак В.М. Системний аналіз автоматизованих організаційно-технічних систем: навч. посіб. / В.М. Козак. – К.: Книжк. вид-во НАУ, 2008. – 164 с.

78. Кондратьев В.С. Многопозиционные радиотехнические системы / В.С. Кондратьев, А.В. Котов, Л.Н. Марков / под ред. проф. В.В. Цветкова. – М.: Радио и связь, 1986. – 264 с.

79. Конин В.В. Системы спутниковой радионавигации / В.В. Конин, В.П. Харченко. – К.: Холтекс, 2010. – 520 с.

80. Крилов В.И. Вычислительные методы / В.И. Крилов, В.В. Бобков, П.И. Монастырский. – М.: Наука, 1976. – Т. 1 – 304 с.
81. Кузьмин С.З. Цифровая обработка радиолокационной информации / С.З. Кузьмин. – М.: Сов. радио, 1967. – 399 с.
82. Кузьмин С.З. Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации / С.З. Кузьмин. – М.: Сов. радио, 1978. – 608 с.
83. Кузьмин С.З. Основы проектирования систем цифровой обработки радиолокационной информации. – М.: Радио и связь, 1986. – 354 с.
84. Кузьмин С.З. Цифровая радиолокация. Введение в теорию / С.З. Кузьмин. – К.: Изд-во «КВІЦ», 2000. – 428 с.
85. Кузьмин С.З. Алгоритмы фильтрации параметров траекторий воздушных целей / С.З. Кузьмин. – Житомир: ЖВИРЕ, 2003. – 64 с.
86. Кукес И.С. Основы радиопеленгации / И.С. Кукес, М.Е. Старин. – М.: Сов. радио, 1964. – 640 с.
87. Кунцевич В.М. Управление в условиях неопределенности: гарантированные результаты в задачах управления и идентификации / В.М. Кунцевич. – К.: Наук. думка, 2006. – 264 с.
88. Кунцевич В.М. Гарантированные оценки для некоторых классов функций, нелинейных по параметрам / В.М. Кунцевич // Проблемы управления и информатики 2005. – №3. – С. 17–26.
89. Лавинский Г.В. Построение и функционирование сложных систем управления: учеб. пособие / Г.В. Лавинский. – К.: Вища шк., 1989. – 336 с.
90. Линник Ю.В. Метод наименьших квадратов и основы теории обработки наблюдений / Ю.В. Линник. – М.: Физматгиз, 1962. – 325 с.
91. Логинов В.П. Приближенные алгоритмы нелинейной фильтрации / В.П. Логинов // Зарубежная радиоэлектроника. – №2. – 1975. – С. 28–47.
92. Логудец А.В. Алгоритм параметрической оптимизации электронных схем на базе методов численного интегрирования / А.В. Логудец // Известия ВУЗов. Радиоэлектроника. – 2005. – Т. 48. – №8. – С. 40–46.

93. Львовский Е.Н. Статистические методы построения эмпирических формул: учеб. пособие для вузов. – 2-е изд., перераб. и доп. / Е.Н. Львовский. – М.: Высш. шк., 1988. – 239 с.

94. Манойлов В.П. Алгоритм обробки вимірювальної радіопеленгаційної інформації на основі виявлення аномальних вимірів / В.П. Манойлов, О.О. Писарчук, В.В. Павлюк // Вісн. ЖДТУ. Технічні науки. – 2006. – № 2 (37). – С. 79–82.

95. Медич Дж. Статистически оптимальные линейные оценки и управление / Дж. Медич / пер. с англ. Под ред. А.С. Шаповалова – М.: Энергия, 1973. – 440 с.

96. Мельников Ю.П. Воздушная радиотехническая разведка (методы, оценка эффективности) / Ю.П. Мельников. – М.: Радиотехника, 2005. – 304 с.

97. Методы исследования нелинейных систем автоматического управления / Под. ред. Р.А. Нелепина. – М.: Сов. радио, 1975. – 448с.

98. Міхалочкін М.А. Принцип відносності в навігації на прикладі доплерівського вимірника швидкості / М.А. Міхалочкін, В.П. Харченко // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2006. – № 1. – С. 41–43.

99. Мудров В.И. Методы обработки измерений / В.И. Мудров, В.Л. Кушко. – М.: Сов. радио, 1976. – 192 с.

100. Мышкис А.Д. Лекции по высшей математике / А.Д. Мышкис. – М.: Наука, 1969. – 640 с.

101. Науменко Е.М. Подходы к оценке эффективности автоматизированных систем на ранних стадиях проектирования / Е.М. Науменко, Н.С. Козлов // Реєстрація і обробка даних. – 2007. – Т9. – №4. – С. 132–139.

102. Нечипоренко В.И. Структурный анализ систем (эффективность и надежность) / В.И. Нечипоренко. – М.: Сов. радио, 1977. – 216 с.

103. Основы моделирования сложных систем: учеб. пособие для студ. вузов / под ред. И.В.Кузьмина. – К.: Высш. шк., 1981. – 360 с.

104. Основы теории полета космических аппаратов / под ред. д-ра физ. мат. наук Г.С. Нариманова и д-ра техн. наук М.К. Тихомирова. – М.: Машиностроение, 1972. – 608 с.

105. Остроумов І.В. Багатоальтернативна класифікація ситуацій повітряного стану у випадку, коли щільності розподілу ймовірності відомі неточно / І.В. Остроумов, О.Г. Кукуш, В.П. Харченко // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2007. – № 1. – С. 73–77.

106. Писарчук О.О. Методика багатовимірного згладжування вимірювальної інформації з використанням методу найменших квадратів / О.О. Писарчук, // Тези XXXIII наук.-практ. міжвуз. конф., присвяченої Дню університету. – Житомир: ЖДТУ, 2008. – С.33.

107. Писарчук О.О. Багатокритеріальна математична модель визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи / О.О. Писарчук // Інформаційна безпека: матеріали наук.-практ. конф. ДУІКТ. – К., 2009 – С. 46 – 50.

108. Писарчук О.О. Багатокритеріальна математична модель структурного та параметричного синтезу складної інформаційної системи / О.О. Писарчук // Інформаційна безпека: зб. наук. пр. СУНУ імені В. Даля. – 2010. – №1 (3). – С. 38–44.

109. Писарчук О.О. Багатокритеріальна методика оптимального розподілу обмежених ресурсів з аналоговим поданням зміни частинних критеріїв / О.О. Писарчук // Вісн. ДУІКТ. – 2011. – Т. 9(2). – С. 125–130.

110. Писарчук О.О. Застосування нелінійних по параметрах моделей в задачах рекурентного згладжування / О.О. Писарчук // Вісн. ДУІКТ. – 2010. – Т. 8 (1), № 1. – С. 44–49.

111. Писарчук О.О. Математичне забезпечення комплексування інформації від різнотипних засобів радіомоніторингу / О.О. Писарчук, А.Л. Мельник // Міжвуз. наук.-практ. конф. ЖВІРЕ: тези доп. – Житомир, 2009. – Ч1. – С. 25 – 26.

112. Писарчук О.О. Метод визначення просторових координат динамічних об'єктів / О.О. Писарчук // зб. наук. пр. СНУЯЕ та П. – 2010. – Вип. 1 (33). – С. 206–214.

113. Писарчук О.О. Метод побудови нелінійних по параметрах моделей руху динамічних об'єктів за експериментальними даними на основі диференціально-нетейлорівських перетворень / О.О. Писарчук // Вісн. ДУІКТ. – 2009. – Т. 7 (2). – С. 152–165.

114. Писарчук О.О. Методика багатокритеріальної оцінки ефективності процесів функціонування та використання складних інформаційних систем / О.О. Писарчук // Защита информации: сб. науч. тр. НАУ. – 2009. – Вып. 16. – С. 284–289.

115. Писарчук О.О. Методика багатокритеріальної ідентифікації технічних засобів та контрольованих ситуацій за сукупністю ознак / О.О. Писарчук // зб. наук. пр. ВІКНУ. – 2010. – №26. – С. 90–96.

116. Писарчук О.О. Методика визначення координат рухомих об'єктів за інформацією від несинхронізованих у часі та просторі вимірювачів / О.О. Писарчук, А.Л. Мельник // зб. наук. пр. ЖВІ НАУ. – 2009. – Вип. 2. – С. 175–182.

117. Писарчук О.О. Методика вибору технічних засобів з використанням багатокритеріальних моделей / О.О. Писарчук, О.І. Пінчук // Вісн. ЖДТУ. Технічні науки. – 2006. – № 4 (39). – С. 152–159.

118. Писарчук О.О. Методика визначення оптимальної просторової структури багатопозиційної інформаційної системи за нелінійною схемою компромісів [Електроний ресурс] / О.О. Писарчук // Проблеми телекомунікацій. – 2010. – № 2. – С. 107–116 – Режим доступу: http://pt.journal.kh.ua/2010/2/2/102_pisarchuk.compromises.pdf.

119. Писарчук А.А. Методика информационного объединения измерителей координат космических объектов / А.А. Писарчук // зб. наук. пр. НАУ. – 2008. – Вип. 1 (23). – С. 37 – 45.

120. Писарчук О.О. Методика рекурентного згладжування нелінійних дискретних процесів / О.О. Писарчук // Вісн. ЖДТУ. Технічні науки. – 2006. – № 37 (II). – С. 105–111.

121. Писарчук О.О. Методика розв'язку задач оптимального розподілу ресурсів з використанням багатокритеріальних моделей / О.О. Писарчук // XXXI наук.-практ. міжвуз. конф. ЖДТУ: тези доп. – Житомир: 2006. – С.34–35.

122. Писарчук О.О. Методика оптимізації структури системи місцевизначення на основі різнотипних засобів / О.О. Писарчук, А.Л. Мельник // Вісн. ЖДТУ. Технічні науки. – 2009. – № 3 (50). – С. 153–160.

123. Писарчук А.А. Методика формування оптимальної структури радиопеленгаторної мережі по нелінійній схемі компромісів / А.А. Писарчук, Ю.Л. Бондаренко, А.Л. Мельник // Проблемы управления и информатики. – 2008. – №3. – С. 62–74.

124. Писарчук О.О. Оцінювання ефективності інформаційних систем за вектором критеріїв / О.О. Писарчук // зб. наук. пр. ЖВІ НАУ. – 2010. – Вип. 33. – С. 117–123.

125. Писарчук А.А. Повышение точности обработки траекторной информации в некогерентных многопозиционных радиотехнических комплексах контроля космического пространства / А.А. Писарчук // сб. науч. тр. 2-го Междунар. радиоэлектр. форума «Прикладная радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития» МРФ-2005. – Харьков. – 2005. – Т. II. – С. 253–256.

126. Пічугін М.Ф. Архітектура інформаційної системи нормативно-правового, науково-методичного забезпечення навчальної та методичної роботи вищого навчального закладу / М.Ф. Пічугін, І.М. Сашук, О.О. Писарчук, і др. // зб. наук. пр. Херсон. держ. ун-ту. – 2009. – Вип. 4. – С.210–217.

127. Пічугін М.Ф. Застосування методів багатокритеріального аналізу для вироблення рішень у системах автоматизованого управління військового призначення / Пічугін М.Ф., О.О. Писарчук // VI Міжнар. наук.-практ. конф. ВІКНУ Київ. нац. ун-ту імені Тараса Шевченка: тези доп. – К., 2008. – С. 27 –28.

128. Порфирьев Л.Ф. Аналитические оценки точности автономных методов определения орбит / Л.Ф. Порфирьев, В.В. Смирнов, В.И. Кузнецов. – М.: Машиностроение, 1987. – 280 с.

129. Потапов А.С. Распознавание образов и машинное восприятие: Общий поход на основе принципа минимальной длины описания / А.С. Потапов. – СПб.: Политехника, 2007. – 548 с.

130. Присяжний В.І. Методика багатокритеріального структурного синтезу системи архівації даних авіаційно-космічного спостереження / В.І. Присяжний, О.О. Писарчук, І.А. Кухарський // зб. наук. пр. ХУПС. – 2008. – Вип. 3 (18). – С. 71–78.

131. Пугачев В.С. Введение в теорию вероятностей / В.С. Пугачев. – М.: Наука. Гл. ред. Физ.-мат. лит., 1968. – 368с.

132. Пухов Г.Е. Дифференциальный анализ электрических цепей / Г.Е. Пухов. – К.: Наук. думка, 1982. – 496 с.

133. Пухов Г. Е. Дифференциальные преобразования и математическое моделирование физических процессов / Г.Е. Пухов. – К.: Наук. думка, 1986. – 159 с.

134. Пухов Г. Е. Приближенные методы математического моделирования, основанные на применении дифференциальных Т-преобразований / Г.Е. Пухов. – К.: Наук. думка, 1988. – 216 с.

135. Пухов Г .Е. Дифференциальные спектры и модели / Г.Е. Пухов. – К.: Наук. думка, 1990. – 184 с.

136. Путятин В.Г. Системный подход к проектированию автоматизированных систем обработки информации и управления / В.Г. Путятин, В.А. Валетчин, В.А. Додонов // Реєстрація зберігання і обробка даних. – №1. – Т9. – 2007. – С. 56–72.

137. П'яковський Д.В. Визначення параметрів руху КА системою доплерівських вимірювачів / Д.В. П'яковський, С.В. Ковбасюк, В.І. Шестаков // Космічна наука і технологія. – 2001. – Т. 7. – № 4. – С. 137–140.

138. Радзиевский В.Г. Теоретические основы радиоэлектронной разведки, 2-е изд. испр. и доп / В.Г. Радзиевский, А.А. Сирота. – М.: Радиотехника, 2004. – 432 с.
139. Радиотехнические системы: основы построения и теория: справ. / под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: ЗАО «Маквис», 1998. – 828 с.
140. Радиотехнические системы / под ред. Ю.М. Казаринова. – М.: Высш. шк., 1990. – 496 с.
141. Розен В.В. Цель – оптимальность – решение. Математические модели принятия оптимальных решений / В.В. Розен. – М.: Радио и связь, 1982. – 168 с.
142. Ротштейн А.П. Интеллектуальные технологии идентификации: нечеткие множества, генетические алгоритмы, нейронные сети / А.П. Ротштейн. – Винница: УНИВЕРСУМ, 1999. – 320 с.
143. Рябова-Орешкова А.П. Об устойчивости фильтров Калмана / А.П. Рябова-Орешкова // Известия АН СССР. Техническая кибернетика. – 1970. – №5.
144. Саврасов Ю.С. Алгоритмы и программы в радиолокации / Ю.В. Саврасов. – М.: Радио и связь, 1985. – 216 с.
145. Самарский А.А. Численные методы: учеб. пособие для вузов / А.А. Самарский, А.В. Гулин. – М.: Наука., Гл. ред. физ.-мат. лит., 1989. – 432 с.
146. Самойленко Л.И. Разработка методологии оценки сценариев в задачах планирования космической деятельности / Л.И. Самойленко, Л.М. Яковлева, Т.В. Ильенко и др. // Проблемы управления и информатики. – 2005. – №6. – С.127–134.
147. Сейдж Э. Теория оценивания и её применение в связи и управлении / Э. Сейдж, Дж. Мелс / пер. с англ.; под ред. проф. Б.Р. Левина. – М.: Связь, 1976. – 496с.
148. Сигорский В.П. Математический аппарат инженера / В.П. Сигорский. – К.: Техніка, 1977. – 768 с.
149. Сильверстов С.Д. Структура космических измерительных систем / С.Д. Сильверстов, В.В. Васильев. – М.: Сов. радио, 1979. – 224 с.

150. Сирота А.А. Оценивание координат источников радиоизлучения при пеленговании в процессе движения на основе динамических нейронных сетей / А.А. Сирота, Э.А. Кирсанов // Известия ВУЗов. Радиоэлектроника. – 2005. – Т. 48. – № 9. – С. 66–73.

151. Соколянська Н.І. Організаційно-функціональна модель структури інформаційно-аналітичної системи / Н.І. Соколянська // Реєстрація зберігання і обробка даних. – 2007. – №4. – Т9. – С. 91–106.

152. Тихонов А.Н. Методы решения некорректных задач / А.Н. Тихонов, В.Я. Арсенин. – М.: Наука, 1979. – 288 с.

153. Харкевич А.А. Спектры и сигналы / А.А. Харкевич. – М.: Гос. изд-во физ.-мат. лит., 1962. – 236 с.

154. Харченко В.П. Багатокритеріальна модель виявлення конфліктних ситуацій в задачах навігації рухомих об'єктів / В.П. Харченко, О.О. Писарчук // Вісн. інж. акад. – 2010. – вип. 3-4. – С. 39–43.

155. Харченко В.П. Застосування диференціальних методів глобальних навігаційних супутникових систем у визначеннях поточних координат рухомих об'єктів / В.П. Харченко, В.М. Кондратюк // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2010. – № 2. – С. 46–52.

156. Харченко В.П. Інтеграція засобів діагностики, прогнозування і керування рівнем безпеки польотів / В.П. Харченко, О.Є. Луппо, О.М. Алексеев // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2007. – № 2. – С. 43–49.

157. Харченко В.П. Класифікація похибок навігаційних вимірювань / В.П. Харченко, М.А. Міхалочкін, К.А. Махди // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2009. – № 2. – С. 57–60.

158. Харченко В.П. Конфліктні ситуації в системах управління повітряним рухом. / В.П. Харченко, Г.Ф. Аргунов. – К.: Вид-во НАУ «НАУ-друк», 2010. – 172 с.

159. Харченко В.П. Методы оценки вероятности конфликтов для системы управления воздушным движением / В.П. Харченко, А.Г. Кукуш, В.Н. Васильев // Проблемы управления и информатики. – 2005. – № 1. – С. 88–97.

160. Харченко В.П. Метод визначення просторових координат динамічних об'єктів на основі порівнянь ортогональних відображень аналітичних моделей їх руху / В.П. Харченко, О.О. Писарчук // зб. наук. пр. ЖВІРЕ. – 2011. – Вип. 4. – С. 5–12.

161. Харченко В.П. Методи прийняття правильного рішення диспетчером під час обслуговування повітряного руху / В.П. Харченко, І.М. Буцик, О.М. Алексєєв // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2009. – № 3. – С. 55–60.

162. Харченко В.П. Обобщенный стохастический метод оценки характеристик потенциальных конфликтов управляемого воздушного движения / В.П. Харченко, А.Г. Кукуш, В.Н. Васильев // Кибернетика и систем. анализ. – 2005. – 41, № 3. – С. 81–93.

163. Харченко В.П. Определение объема выборки в методе моделирования редких событий / В.П. Харченко, С.В. Нагаев, А.Г. Кукуш и др. // Кибернетика и системный анализ. – 2006. – 42, № 1. – С. 76–86.

164. Харченко В.П. Оптимізація конфігурації інформаційного поля аеронавігаційної системи / В.П. Харченко // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2000. – №1–2. – С. 8–14.

165. Харченко В.П. Оцінювання безпеки в системі організації повітряного руху / В.П. Харченко, Ю.В. Чинченко, Д.Г. Бабейчук, С.Г. Райчев // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2007. – № 2. – С. 22–27.

166. Харченко В.П. Оцінювання ризику в аеронавігаційній системі методами теорії нечітких множин / В.П. Харченко, Ю.В. Чинченко, С.Г. Райчев, О.Є. Луппо // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2008. – № 1. – С. 3–7.

167. Харченко В.П. Оптимізація мережі інформаційних аеронавігаційних засобів за узагальненим критерієм ефективності / В.П. Харченко, Д.Г. Бабейчук, О.С. Слюняєв // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2009. – № 1. – С. 3–5.

168. Харченко В.П. Програмна реалізація штучної нейронної мережі в автоматизованих інтелектуальних системах / В.П. Харченко, О.М. Алексєєв // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2009. – № 2. – С. 17–21.

169. Харченко В.П. Системи підтримання прийняття рішень авіаційних диспетчерів під час управління повітряним рухом / В.П. Харченко, В.А. Лазоренко // Вісн. Нац. авіац. ун-ту. – 2008. – № 1. – С. 30–35.

170. Хемминг Р.В. Численные методы для научных работников и инженеров / Р.В. Хемминг. – М.: Наука, 1972. – 400 с.

171. Хуторовский З.Н. Ведение каталога космических объектов / З.Н. Хуторовский // Космические исследования. – 1992. – Т. 31. – Вип. 4. – С. 101–114.

172. Цвиркун А.Д. Имитационное моделирование в задачах синтеза структуры сложных систем (оптимизационно-имитационный подход) / А.Д. Цвиркун, В.К. Акинфиев, В.А. Филиппов. – М.: Наука, 1985. – 173 с.

173. Цвиркун А.Д. Основы синтеза структуры сложных систем / А.Д. Цвиркун. – М.: Наука, 1982. – 200 с.

174. Червоний А.А. Вероятностные методы оценки эффективности вооружения / А.А. Червоний, В.А. Шварц, А.П. Козловец, В.А. Чобанин / под ред. проф. А.А. Червоного. – М.: Воениздат, 1979. – 950 с.

175. Черный Ф.Б. Распространение радиоволн / Ф.Б. Черный. – М.: Сов. радио, 1972. – 464 с.

176. Черняк В.С. Многопозиционная радиолокация / В.С. Черняк. – М.: Радио и связь, 1993. – 415 с.

177. Чумаков Н.М. Оценка эффективности сложных технических устройств / Н.М. Чумаков, Е.И. Серебряный. – М.: Сов. радио, 1980. – 192 с.

178. Чуров Е.П. Спутниковые системы радионавигации / Е.П. Чуров. – М.: Сов. радио, 1977. – 392 с.

179. Шапиро И. Расчет траекторий баллистических снарядов по данным радиолокационных наблюдений / И. Шапиро / пер. с англ.; под ред. Ю.Г. Мильграма. – М.: изд-во иностр. лит-ры, 1961. – 319 с.

180. Шайдуров Г.Я. Децентрализованная обработка информации в двухпозиционной радиолокационной системе / Г.Я. Шайдуров, Н.П. Богомолов, Е.Н. Гарин // сб. науч. тр. 3-го Междунар. радиоэлектр. форума «Прикладная

радиоэлектроника. Состояние и перспективы развития». – Харьков. – Т. 1, ч. 1. – 2008. – С. 245–248.

181. Шимарев Ю.В. Основы автоматического управления / Ю.В. Шимарев. – М.: Академия, 2008. – 358 с.

182. Элементарный учебник физики: уч. пособие. – в 3 т. / под ред. Г.С. Ландсберга. Т. 1. Механика. Теплота. Молекулярная физика. – 2-е изд., перераб. – М.: Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1985. – 608 с.

183. Эльясберг П.Е. Введение в теорию полета искусственных спутников Земли / П.Е. Эльясберг. – М.: Наука, 1965. – 540 с.

184. Шкирятов В.В. Радионавигационные системы и устройства / В.В. Шкирятов. – М.: Радио и связь, 1984. – 160 с.

185. Air navigation plan. European region. – Vol. 1. – Basic ANP. – 239 p.

186. Babak V. Using generalized stochastic method to evaluate probability of conflict in controlled air traffic / V. Babak, V. Kharchenko, V. Vasylyev // Aviation. – 2007. – Volume 11. – Issue 2. – P. 31–36.

187. Bjorck A. Numerical methods for least squares problems / A. Bjorck. – Philadelphia: SIAM Publications, 1996. – 426 p.

188. Butler J. Simulation techniques for the sensitivity analysis of multi-criteria decision models / J. Butler, J. Jia, J. Dyer. – The Graduate School of Business University of Texas at Austin, The Chinese University of Hong Kong. – 1996. – 30 p. [<http://www.mcomds.utexas.edu/faculty/jim.dyer/>].

189. Carroll R.J. Measurement Error in Nonlinear Models. A modern perspective / R.J. Carroll, D. Ruppert, L.A. Stefanski. – Chapman and Hall, London, 2006. – 455 p.

190. Gontar O. Simex estimator for polynomial errors-in-variables model / O. Gontar, A. Malenko // Theory of Stochastic Processes. – 2007. – 13, №1-2 – P. 57 – 65.

191. Grigorak M., Shkvara O. logistic approach for description of decision-making process / M. Grigorak, O. Shkvara // Aviation. – 2011. – Vol. 15. – Issue 1. – P. 21–24.

192. Haseltine E.L. Critical evaluation of extended Kalman filtering and moving horizon estimation / E.L. Haseltine, J.B. Rawlings // *Ind. Chem. Res.* – 2005. – 44. – P. 2451–2460.

193. Jaakkola T., Course material for 6.867 Machine Learning, Fall 2006. MIT OpenCourseWare Massachusetts Institute of Technology. – 10 p. [<http://ocw.mit.edu/>].

194. Jun B.-E. Least-correlation estimates for errors-in-variables model / B.-E. Jun, D.S. Bernstein // *Intern. J. of Adaptive Contr. And Signal Proces.* – 2006. – 20. – P. 337 – 351.

195. Kharchenko V. P. The solution of spacecraft navigation problems with a help of nonlinear parametric models / V. P. Kharchenko, O. O. Pysarchuk // *PROCEEDINGS of National Aviation University.* – № 3(48). – 2011. – P. 11–16.

196. Kharchenko V.P. Multicriteria models of decision-making support in airnavigation systems / V.P. Kharchenko, O.O. Pysarchuk // *Aviation.* – 2011. – Volume 15, Issue 3. – P. 23 – 30.

197. Kovbasyuk S.V. Application of methods of multicriteria analysis to decision making in automated control systems / S.V. Kovbasyuk, A.A. Pisarchuk // *Journal of automation and information sciences.* – Vol. 39, No 9. – 2007. – P.25–39.

198. Kotsintis S. Combining bagging and boosting / S. Kotsintis, P. Pintelas // *Intern. J. Of Comput. Intel.* – 2004. – 1, № 4. – P. 324–333.

199. Kuzemin A. Situation Centers in Modern Safe / A. Kuzemin // *Intern. J. on Information Theories & Applications.* – Bulgaria. – 2004. – Vol.11, № 1. – P.79 – 82.

200. Kukush A. Bounds for a sum of random variables under a mixture of normals / A. Kukush, M. Pupashenko // *Theory of Stochastic Processes.* – 2007. – 13 (29), № 4. – P. 82–97.

201. Kukush A. Comparing the efficiency of estimates in concrete errors-in-variables models under unknown nuisance parameters / A. Kukush, A. Malenko, H. Schneeweiss // *Theory of Stochastic Processes.* – 2007. – 13 (29), № 4. – P. 69–81.

202. Kukush A. Estimation in a linear multivariate measurement error model with a change point in the data / A. Kukush, I. Markovsky, S.Van Huffel // *Computational Statistics and Data Analysis.* – 2007. – 52, 2. – P. 1167–1182.

203. Kukush A. Goodness-of-fit test in a structural errors-in-variables model based on a score function / A. Kukush, A. Malenko // *Austrian Journal of Statistics*. – 2008. – 37, № 1. – P. 71–79.

204. Kukush A. Optimality of the quasi score estimator in a mean-variance model with applications to measurement error models / A. Kukush, A. Malenko, H. Schneeweiss // *Journal of Statistical Planning and Inference*. – 2009. – 139, № 10. – P. 3461–3472.

205. Kwon W.H., Han S. Receding horizon control. Model predictive control for state models / W.H. Kwon S. Han. – London: Springer-Verlag. – 275 p.

206. Mis K. Multi-criteria models in autonomous decision making systems / K. Mis, M. Gavalecl // *Proceedings of the International Symposium on the Analytic Hierarchy Process, 2009*. – 8 p. [<http://www.isahp.org/2009Proceedings>].

207. Miller A. Subset selection sn regression / A. Miller. – Boca Raton; London; New York: Chapman & Hall / CRC, 2002. – 234 p.

208. Mohammad Ehsanul Karim. Non-Linear Models / Mohammad Ehsanul Karim. – Institute of Statistical Research and training; University of Dhaka, Bangladesh. – 11 p. [<http://www.wangelfire.com/ab5/get5>].

209. Peldschus F. Fuzzy matrix games multi-criteria model for decision-making in engineering / F. Peldschus, E. K. Zavadskas // *Informatica Institute of Mathematics and Informatics, Vilnius, 2005*. – Vol. 16, № 1. – P. 107–120.

210. Rutkovskij V.J. Adaptive algorithmic methods for diagnostics and faultless operation of control systems / V.J. Rutkovskij, S.D. Zemlyakov, V.M. Glumov // *Proc. 3rd IMECO Symposium on technical diagnostics, Moscow, 1995*. – Budapest: Publ. IMECO, 1995. – P. 173–180.

211. Simon D. Optimal state estimation: Kalman, H_∞ , and nonlinear approaches / P. Simon. – Hoboken, New Jersey: Wiley-Interscience, 2006. – P. 400–409.

212. Soderstrom T. Errors-in-variables methods in system identification / T. Soderstrom // *Automatica*. – 2007. – 43, № 6. – P. 939 – 958.

213. Soderstrom T. On instrumental variable and total least squares approaches for identification of noisy systems / T. Soderstrom, K. Mahata // Intern. J. of Contr. – 2002. – 75, № 6. – P. 381 – 389.

214. Shamolin M.V. Foundations of differential and topological diagnostics / M.V. Shamolin // Journal of mathematical sciences. – 2003. – Vol, 114. – No 1. – 2007. – P. 976–1024.

215. T'kindt V. Multicriteria Scheduling: Theory, Models and Algorithms / V. T'kindt, J.-C. Billaut. – Springer-Verlag New York, inc. Secaucus, NJ, USA, 2006. – 359 p.

216. Vapnik V. Statistical learning theory / V. Vapnik. – New York: Wiley, 1998. – 740 p.

217. Xiaohong C. Identification and inference of nonlinear models using two samples with arbitrary measurement errors / C. Xiaohong, Yingyao H. – Cowles foundation for research in economics Yale university, Box 208281 New Haven, Connecticut 06520-8281, 2006. – 59 p. [<http://cowls.econ.yale.edu/p/cd/di5b/>].



Харченко Володимир Петрович, доктор технічних наук, професор.

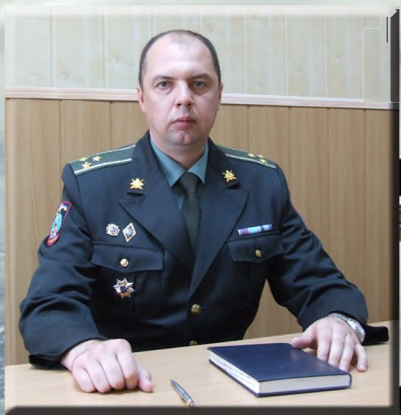
Освіта: Київський інститут інженерів цивільної авіації, 1967р., 1994р. – доктор технічних наук, професор.

Відзнаки, нагороди: заслужений діяч науки і техніки України, Лауреат державної премії у галузі науки і техніки.

Посада: Проректор з наукової роботи Національного авіаційного університету.

Наукові інтереси: проблеми оцінювання і управління ефективністю соціотехнічних систем; розвиток інтелектуальних засобів для систем керування; автоматизація прийняття рішень у конфліктних ситуаціях; створення інформаційних технологій в аерокосмічних системах; розвиток та удосконалення систем аеронавігаційного обслуговування польотів на основі супутникових систем CNS/ATM.

Публікації: понад 400 наукових праць.



Писарчук Олексій Олександрович, доктор технічних наук, старший науковий співробітник.

Освіта: Житомирське вище училище радіоелектроніки Протиповітряної оборони, 1995р., 2011р. – доктор технічних наук, старший науковий співробітник.

Посада: начальник кафедри Житомирського військового інституту імені С.П. Корольова Національного авіаційного університету.

Наукові інтереси: проблеми аналізу та синтезу складних ергатичних інформаційно-керуючих систем навігації та управління рухом.

Публікації: понад 250 наукових праць.

$$\delta(c) = D\left[\{P\{z(t)\}_T \Rightarrow \tilde{Z}(k)\} - \{P\{f(t, c)\}_T \Rightarrow F(k, c)\}\right] =$$

$$= D\left[\{P\{z(t, c)\}_T \Rightarrow E(k, c)\}\right] \rightarrow \min.$$

$$P\left\{\frac{d^m B(t)}{dt^m} + \dots = f_B(t, B(t))\right\} = \left\{\frac{(k+m)!}{k!H^m} B(k+m) + \dots = F_A(k, B(k))\right\}$$

$$W_{ij} = \gamma_{0E_i} (1 - E_{0i})^{-1} + \gamma_{0E_j} (1 - E_{0j})^{-1} + \gamma_{0E_{ij}} (1 - E_{0ij})^{-1} \rightarrow \min$$

$$D_f = \sum_{j=f+1}^N (1 - W_{0j})^{-1} \rightarrow \min, f = 1$$

$$D_f = \left(\sum_{k=1}^{f-1} (1 - W_{0kf})^{-1} + \sum_{j=f+1}^N (1 - W_{0jf})^{-1} \right) \rightarrow \min, f = 2 \dots N$$