

Міністерство освіти і науки, молоді та спорту України
Тернопільський національний економічний університет

На правах рукопису

Войтюк Ірина Федорівна

УДК 519.24

**Структурна ідентифікація різницевих операторів
методами аналізу інтервальних даних**

01.05.02 – Математичне моделювання та обчислювальні методи

Дисертація на здобуття наукового ступеня
кандидата технічних наук

Науковий керівник:

Дивак Микола Петрович

доктор технічних наук, професор

Тернопіль – 2011

ЗМІСТ

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ.....	4
ВСТУП.....	5
РОЗДІЛ 1 АНАЛІЗ МЕТОДІВ МАКРОМОДЕЛЮВАННЯ ОБ’ЄКТІВ У ВИГЛЯДІ РІЗНИЦЕВИХ ОПЕРАТОРІВ ЗА УМОВ СТРУКТУРНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ.....	14
1.1 Особливості застосування макромоделей у вигляді різницевих операторів для моделювання процесів у системах екологічного моніторингу.....	14
1.2 Методи ідентифікації макромоделей процесів в умовах структурної невизначеності.....	19
1.3 Еволютивні алгоритми в задачах структурної ідентифікації	28
1.4 Постановка завдань дисертаційного дослідження.....	36
ВИСНОВКИ ДО ПЕРШОГО РОЗДІЛУ.....	39
РОЗДІЛ 2 КРИТЕРІЇ ОПТИМАЛЬНОСТІ ІНТЕРВАЛЬНОГО РІЗНИЦЕВОГО ОПЕРАТОРА ЗА УМОВ СТРУКТУРНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ.....	41
2.1 Оцінювання адекватності інтервального різницевого оператора.....	42
2.2 Критерії оптимальності структури інтервального різницевого оператора.....	50
2.3 Дослідження показників якості структури моделей у вигляді інтервального різницевого оператора.....	57
ВИСНОВКИ ДО ДРУГОГО РОЗДІЛУ.....	66
РОЗДІЛ 3 МЕТОД ТА ГЕНЕТИЧНИЙ АЛГОРИТМ СТРУКТУРНОЇ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ІНТЕРВАЛЬНОГО РІЗНИЦЕВОГО ОПЕРАТОРА...	67
3.1 Основні принципи кодування структур інтервального різницевого оператора.....	68

3.2	Метод структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора.....	76
3.3	Генетичний алгоритм реалізації методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора	81
3.4	Дослідження впливу параметрів генетичного алгоритму на обчислювальну складність реалізації методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора.....	87
	ВИСНОВКИ ДО ТРЕТЬОГО РОЗДІЛУ.....	93
	РОЗДІЛ 4 МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ ПОШИРЕННЯ КОНЦЕНТРАЦІЙ ШКІДЛИВИХ ВИКИДІВ АВТОТРАНСПОРТУ МЕТОДАМИ СТРУКТУРНОЇ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ІНТЕРВАЛЬНИХ РІЗНИЦЕВИХ ОПЕРАТОРІВ.....	95
4.1	Особливості побудови бази даних концентрацій шкідливих викидів для ідентифікації різницевих операторів.....	97
4.2	Застосування інтервального різницевого оператора для апроксимації поля концентрацій діоксиду азоту.....	102
4.3	Моделювання добового циклу зміни концентрацій шкідливих викидів у заданій точці міста.....	113
	ВИСНОВКИ ДО ЧЕТВЕРТОГО РОЗДІЛУ.....	119
	ВИСНОВКИ.....	120
	СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ.....	123
	ДОДАТКИ.....	139

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ

ПЗ	програмне забезпечення
ІСНАР	інтервальна система нелінійних алгебричних рівнянь
МГУА	метод групового урахування аргументів
АМГУА	алгоритм методу групового урахування аргументів
МНК	метод найменших квадратів
ММП	метод максимальної правдоподібності
ГА	генетичний алгоритм
СЕС	санітарно-епідеміологічна станція
ГДК	гранично допустима концентрація

ВСТУП

Актуальність теми. Інтенсивний розвиток обчислювальної техніки створив умови для побудови складних систем, де частка програмної складової суттєво перевищує частку апаратної. До таких систем відносять програмно-апаратні комплекси для екологічного моніторингу довкілля. Однією із задач, яку розв'язують вказані системи, є оцінювання просторового розподілу концентрацій шкідливих викидів хімічних речовин та співставлення їх із гранично допустимими. Особливістю таких систем є наявність програмних модулів для моделювання процесів поширення шкідливих викидів на основі експериментальних даних, отриманих із застосуванням спектроаналізаторів, які характеризуються достатньо низькою точністю вимірювань. В цьому випадку апріорну невизначеність доцільно описувати в інтервальному вигляді, а побудову математичних моделей здійснювати на методах макромоделювання із застосуванням аналізу інтервальних даних.

Однією із основних проблем макромоделювання є вибір загального вигляду макромоделі, тобто розв'язування задач структурної ідентифікації. При цьому, у випадку моделювання процесів поширення хімічних речовин базою для вибору структури макромоделі можуть слугувати диференціальні рівняння в частинних похідних або їх різницеві аналоги. Найбільш значущі результати при дослідженні проблематики структурної ідентифікації математичних моделей отримали наукові школи таких українських та зарубіжних вчених: Я. З. Ципкін, О. Г. Івахненко, Н. Akaike, L. Ljung, J. Rissanen, D. Pollard. В основі усіх відомих методів структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів є критерії оцінки якості структури, які ґрунтуються на мінімізації середньоквадратичного відхилення між прогнозованими та експериментальними даними. В умовах великих похибок спектроаналізаторів такий підхід є неприйнятним. Більш природнім було б розв'язувати задачу синтезу структури макромоделі у вигляді різницевих

операторів за умови забезпечення її прогностичних властивостей в межах похибок спостережень на основі теоретико-множинного та інтервального підходів. Методи аналізу інтервальних даних в достатній мірі описані у працях наукових шкіл таких вчених як В. М. Кунцевич, М. М. Личак, Ю. І. Шокін, С. П. Шарий, проте у них відсутня проблематика структурної ідентифікації різницевих операторів, що й обумовлює актуальність науково-технічної задачі, розглянутої у даному дослідженні.

Отже, у дисертаційній роботі розглянуто актуальну науково-технічну задачу структурної ідентифікації різницевих операторів на основі аналізу інтервальних даних, отриманих за результатами спостережень реальних процесів з похибками, обмеженими за амплітудою.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Дисертаційна робота виконувалася згідно з тематичним планом науково-дослідних робіт кафедри комп'ютерних наук Тернопільського національного економічного університету протягом 2008 – 2011 років. Дисертаційна робота безпосередньо пов'язана з:

- науково-дослідною роботою «Математичні методи, інтервальні моделі та інформаційні технології для контролю забруднення атмосфери автотранспортом» (номер державної реєстрації 0110U001125), у якій автором розроблено макромодель, яка відображає залежність добового циклу зміни концентрацій діоксиду азоту від інтенсивності транспортних потоків у заданій точці міста;

- науково-дослідною роботою «Методи та засоби математичного моделювання складних систем на основі теоретико-множинного та інтервального підходів» (номер державної реєстрації 0106U012529), у якій автором розроблено метод та програмне забезпечення для структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів на основі аналізу інтервальних даних.

Усі вищезгадані роботи виконувались за безпосередньої участі автора.

Мета і завдання дослідження. Метою дисертаційного дослідження є розробка методів та алгоритмів структурної ідентифікації різницевих операторів на основі аналізу інтервальних даних та їх застосування для задач макромодельовання процесів поширення шкідливих викидів хімічних речовин у системах екологічного моніторингу.

Для досягнення поставленої мети в дисертаційній роботі необхідно вирішити такі основні завдання:

- проаналізувати особливості застосування макромоделей у вигляді різницевих операторів для моделювання процесів у системах екологічного моніторингу;

- провести аналіз методів та алгоритмів ідентифікації макромоделей об'єктів в умовах структурної невизначеності;

- розробити критерії оцінки якості та складності структури моделей у вигляді інтервальних різницевих операторів;

- формалізувати задачу структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів;

- розробити метод та генетичний алгоритм структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів;

- провести апробацію розроблених методу та алгоритму структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів при розв'язуванні задач макромодельовання процесів поширення концентрацій шкідливих викидів автотранспорту в м. Тернополі.

Об'єкт дослідження – процеси поширення шкідливих викидів автотранспорту та їх макромодельовання у вигляді різницевих операторів.

Предмет дослідження – методи структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів на основі аналізу інтервальних даних.

Методи дослідження. Для розробки критеріїв оптимальності структур різницевих операторів використано теоретико-множинний та інтервальний підходи. Розробка методу та алгоритму структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів здійснювалась із застосуванням методів аналізу

інтервальних даних та теорії еволютивних алгоритмів. Для дослідження показників оптимальності структур інтервальних різницевих операторів, збіжності та часової складності методу та алгоритму структурної ідентифікації використано комп'ютерне моделювання. Розв'язування інтервальних систем нелінійних алгебричних рівнянь здійснювалося методами математичного програмування. Для створення програмного забезпечення реалізації алгоритмів структурної ідентифікації використано об'єктно-орієнтований підхід.

Наукова новизна одержаних результатів. У межах дисертаційної роботи *вперше*:

- на основі аналізу інтервальних даних запропоновано та обґрунтовано показники якості структури макромоделі у вигляді різницевого оператора, які на відміну від існуючих забезпечують гарантовану точність макромоделі в межах похибок експериментальних даних при мінімальній складності;

- формалізовано задачу структурної ідентифікації макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора як багатокритеріальну задачу дискретної оптимізації з обмеженнями, заданими інтервальною системою нелінійних алгебричних рівнянь;

- створено новий метод структурної ідентифікації макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора, який за рахунок використання генетичних алгоритмів з модифікованими базовими операціями, орієнтованими на кодування хромосом у десятковій системі числення, забезпечує розв'язування багатокритеріальної задачі пошуку структури макромоделі з гарантованими прогностичними властивостями та контрольованою складністю.

Набули подальшого розвитку методи структурної ідентифікації різницевого оператора для макромоделей полів концентрацій шкідливих викидів, зокрема які прогнозують концентрації викидів діоксиду азоту з похибками, що не перевищують інтервальні похибки експериментальних даних.

Практичне значення одержаних результатів. На основі розробленого методу та генетичного алгоритму створено програмне забезпечення для

структурної ідентифікації макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів, яке практично впроваджено для розв'язування задач екологічного моніторингу в санітарно-епідеміологічній станції м. Тернополя, що засвідчено довідкою про впровадження. Розроблене програмне забезпечення функціонує як окремий програмний модуль в системі екологічного моніторингу і використовується для підтримки прийняття рішень щодо перевищення гранично допустимих концентрацій забруднення приземистого шару атмосфери шкідливими викидами автотранспорту. Програмна реалізація методу та алгоритму структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів може бути також впроваджена в науково-дослідних установах та підрозділах Міністерства надзвичайних ситуацій для дослідження і прогнозування наслідків екологічних та техногенних катастроф.

За результатами проведених у дисертаційній роботі досліджень, створено методичне та програмне забезпечення, яке використовують у Тернопільському національному економічному університеті для викладання дисциплін «Інтервальні обчислення», «Математичне забезпечення програмних систем», «Дискретні динамічні системи», що засвідчено довідкою про впровадження.

Особистий внесок здобувача. Всі результати, викладені у дисертації, отримані автором особисто.

У друкованих працях, опублікованих у співавторстві, здобувачем:

1. Войтюк І. Ф. Застосування інтервального різницевого оператора для апроксимації полів концентрацій шкідливих викидів автотранспорту / І. Ф. Войтюк, Т. М. Дивак, М. П. Дивак, А. В. Пукас // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – 2011. – № 1 (37). – С. 44–52. – проведено апробацію розроблених методу та алгоритму структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів при розв'язуванні задач макромодельовання процесів поширення шкідливих викидів автотранспорту в м. Тернополі;

2. Войтюк І. Ф. Кількісні характеристики оцінки якості структури моделі у вигляді інтервального різницевого оператора / І. Ф. Войтюк, М. П. Дивак,

Т. М. Дивак // Відбір і обробка інформації. Міжвідомчий збірник наукових праць. – 2011. – № 34 (110). – С. 86–94. – здійснено формальне представлення показників якості структури інтервального різницевого оператора та їх дослідження засобами комп'ютерного моделювання;

3. Дивак М. П. Структурна ідентифікація інтервальних різницевих операторів / М. П. Дивак, І. Ф. Войтюк, В. І. Манжула // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – Тернопіль, 2010. – Т. 15, № 4. – С. 154–160. – формалізовано оптимізаційну задачу структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів;

4. Дивак М. П. Моделювання лінійних динамічних систем із заданою структурою каналу вимірювання методами аналізу інтервальних даних / М. П. Дивак, А. В. Пукас, Є. О. Марценюк, І. Ф. Войтюк // Моделювання та керування станом еколого-економічних систем регіону. Збірник праць / відп. ред. д. т. н. Степашко В. С. – Київ : МННЦ ІТС, 2008. – № 4. – С. 79–91. – удосконалено алгоритм та розроблено програмний модуль для перетворення результатів вимірювань в інтервальні дані;

5. Дивак М. П. Оптимальна процедура налаштування параметрів методу ідентифікації інтервальної дискретної моделі динамічної системи / М. П. Дивак, Є. О. Марценюк, І. Ф. Матола // Відбір і обробка інформації. Міжвідомчий збірник наукових праць. – 2007. – № 27 (103). – С. 17–24. – обґрунтовано та розроблено процедуру оптимального налаштування параметрів алгоритму пошуку розв'язку інтервальної системи нелінійних алгебричних рівнянь;

7. Voytyuk I. The method of structure identification of macromodels as difference operators based on the analysis of interval data and genetic algorithm [Electronic resource] / Iryna Voytyuk, Mykola Dyvak, Viktor Spilchuk // Proc. of the 4th Intern. Workshop on Inductive Modelling (IWIM 2011). – К. : IRTC ITS, 2011. – P. 114–118. – Режим доступу : http://www.mgua.irtc.org.ua/attach/proceedings_IWIM-2011.pdf. – розроблено метод структурної ідентифікації макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора та генетичного алгоритму його реалізації;

8. Voytyuk I. Research of quality characteristics of models structure in kind of interval difference operator / Iryna Voytyuk, Mykola Dyvak, Victor Spilchuk // The Experience of Designing and Application of CAD Systems in Microelectronics (CADSM 2011) : Proc. of the XIth Intern. Conf., 23–25 February 2011. – Lviv, 2011. – P. 87. – досліджено властивості критеріїв адекватності, складності, точності та повноти для оцінки якості структури макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора;

10. Дивак М. П. Критерії структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора / Дивак М. П., Манжула В. І., Войтюк І. Ф. // Інформаційні проблеми комп'ютерних систем, юриспруденції, енергетики, економіки, моделювання та управління : Матер. міжнар. проблем.-наук. міжгалуз. конф. (ПНМК–2010), 1–4 червня 2010 р. – Бучач, 2010. – Т. 1., № 6. – С. 280–283. – обґрунтовано показники якості структури інтервального різницевого оператора;

11. Dyvak M. Features of identification of interval differential operator [Electronic resource] / Mykola Dyvak, Iryna Voytyuk, Iryna Spivak // Modern Problems of Radio Engineering, Telecommunications, and Computer Science : Proc. of the Xth Intern. Conf. TCSET'2010. – Lviv, 2010. – Section 6, 2. – розроблено основні принципи пошуку оптимальних структур макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів;

12. Дивак М. П. Критерії оптимальності структури інтервального різницевого оператора / Дивак М. П., Манжула В. І., Войтюк І. Ф. // Інформаційні проблеми комп'ютерних систем, юриспруденції, економіки та моделювання : Матер. проблем.-наук. міжгалуз. конф. SPIC–2009, 19–22 травня 2009 р. – Бучач, 2009. – Т. 1., № 5. – С. 220–224. – обґрунтовано та формалізовано критерії оптимальності структури інтервального різницевого оператора;

13. Войтюк І. Ф. Особливості оптимізації структури інтервального різницевого оператора / Войтюк І. Ф., Манжула В. І., Дивак Т. М. // Прогресивні інформаційні технології в науці, освіті та економіці. Збірка

наукових праць учасників міжнар. наук.-практ. конф. «Трансформаційні реформи та антикризовий потенціал економіки в постсоціалістичних країнах», 23–24 квітня 2009 р. – Вінниця, 2009. – С. 146–154. – здійснено системний аналіз критеріїв оптимальності макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів;

14. Дивак М. П. Моделювання лінійних динамічних систем із заданою структурою каналу вимірювання методами аналізу інтервальних даних / М. П. Дивак, Є. О. Марценюк, І. Ф. Войтюк // Інформаційні проблеми комп'ютерних систем, юриспруденції, економіки та моделювання : Матер. проблем.-наук. міжгалуз. конф. SPIC–2008, 20–24 травня 2008 р. – Бучач, 2008. – Т. 1, № 4. – С. 130–134. – розроблено алгоритм отримання інтервальних даних за результатами спостережень з обмеженою за амплітудою похибкою;

15. Dyvak M. Identification of Parameters of Interval Discrete Model of the Dynamic System on the Basis of Selection of the Saturated Blocks of ISLAE / M. Dyvak, L. Honchar, Ye. Martsenyuk, I. Matola // The Experience of Designing and Application of CAD System in Microelectronics : Proc. of the IXth Intern. Conf. CADSM 2007, 20–24 February 2007. – Lviv, 2007. – P. 362–364. – розроблено алгоритм для розв'язування інтервальної системи алгебричних рівнянь.

Апробація результатів дисертації. Основні положення і результати дисертаційної роботи доповідались та обговорювались на конференціях та семінарах, а саме:

– міжнародній науково-практичній конференції «Трансформаційні реформи та антикризовий потенціал економіки в постсоціалістичних країнах» (Вінниця, 2009);

– X-th International Conference TCSET'2010 «Modern Problems of Radio Engineering, Telecommunications, and Computer Science (Lviv – Slavske, 2010);

– IX and XI International Conferences «The Experience of Designing and Application of CAD Systems in Microelectronics» CADSM (Lviv – Polyana, 2007, 2011);

– Всероссийской конференции с элементами научной школы для

молодежи «Математическое моделирование в технике и технологии» (Воронеж, Россия, 2011);

– міжнародній школі-семінар для молодих науковців «Індуктивне моделювання: теорія і застосування» (с. Жукін, Київська обл., 2010, 2011);

– I Всеукраїнській школі-семінар молодих вчених і студентів АСІТ'2011 (Тернопіль, 2011);

– міжнародній проблемно-науковій міжгалузевій конференції «Інформаційні проблеми комп'ютерних систем, юриспруденції, енергетики, економіки, моделювання та управління» (Бучач – Східниця, 2010);

– проблемно-науковій міжгалузевій конференції «Інформаційні проблеми комп'ютерних систем, юриспруденції, економіки та моделювання» (Бучач – Скоморохи, 2008, 2009);

– науково-практичних конференціях професорсько-викладацького складу Тернопільського національного економічного університету (2008 – 2011).

Публікації. Результати дисертації опубліковано у 15 наукових працях загальним обсягом 86 сторінок, у тому числі 5 статей у фахових виданнях, 10 публікацій у матеріалах конференцій, семінарів та тезах доповідей.

Структура та обсяг роботи. Дисертаційна робота складається зі вступу, чотирьох розділів, висновків, списку використаних джерел. Загальний обсяг роботи 153 сторінки. Основний зміст викладено на 118 сторінках. Робота містить 23 рисунки і 21 таблицю. Додатки на 15 сторінках. Список використаних джерел охоплює 152 найменування.

РОЗДІЛ 1

АНАЛІЗ МЕТОДІВ МАКРОМОДЕЛЮВАННЯ ОБ'ЄКТІВ У ВИГЛЯДІ РІЗНИЦЕВИХ ОПЕРАТОРІВ ЗА УМОВ СТРУКТУРНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

1.1 Особливості застосування макромоделей у вигляді різницевиx операторів для моделювання процесів у системах екологічного моніторингу

За останнє десятиліття в галузі інформаційних технологій відбулися суттєві зміни, які уможливили розв'язання задач моделювання складних систем та процесів із розподіленими параметрами [34,103-105]. Це, у свою чергу обумовило створення технічних систем, застосування яких має значний соціальний ефект. До таких систем відносять системи екологічного моніторингу, в основі яких є програмно-апаратні комплекси екологічного моніторингу довкілля. Особливістю систем екологічного моніторингу є суттєва перевага програмної складової над апаратною. Як правило, програмна складова виконує функції моделювання різноманітних процесів забруднення визначених територій на основі використання спектроаналізаторів хімічних речовин [67,82]. У відомих системах екологічного моніторингу, загальна структура яких наведена на рис. 1.1, програмні модулі, реалізовані в комп'ютеризованій системі оброблення інформації, виконані на основі теоретичних досліджень відповідних процесів і в реальних умовах не забезпечують високої точності моделювання цих процесів.

До того ж постає питання, чи доцільно з великою точністю моделювати процес поширення шкідливих хімічних речовин в атмосфері, якщо: по-перше, точність такої моделі неможливо перевірити на практиці, а по-друге, в системах екологічного моніторингу не настільки важливим є встановлення реальної концентрації шкідливої речовини, а чи перевищує вона гранично допустиму норму і наскільки? Водночас для прийняття рішень, наприклад, про

перевищення відповідних концентрацій шкідливих речовин у приземистому шарі атмосфери варто використовувати дані, отримані із спектроаналізаторів хімічних речовин. Сучасні спектроаналізатори відзначаються низькою точністю, оскільки ґрунтуються на технологіях інтегрованого оцінювання шкідливої речовини у відповідному об'ємі повітря. Розглянемо детально цю технологію оцінювання.

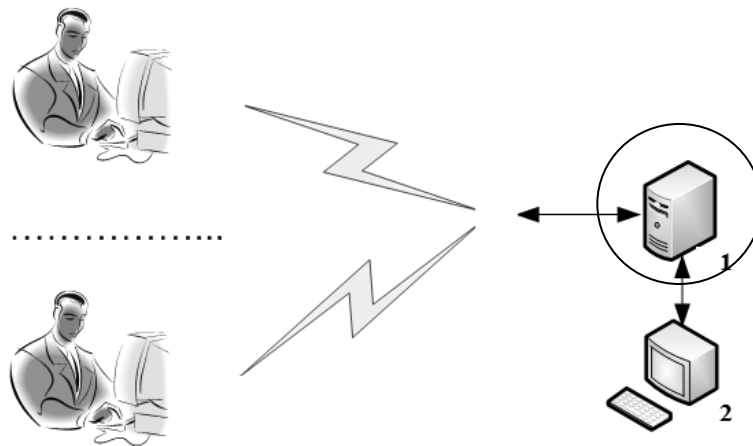


Рис. 1.1 – Структурна схема автоматизованої системи моніторингу шкідливих викидів автотранспорту:

1 – комп'ютеризована система оброблення інформації;

2 – персональний комп'ютер оператора.

На рис. 1.1 відбувається первинне оброблення та підготовка інформації для передачі даних. На комп'ютеризовану систему (1) відбувається передача інформації про параметри забруднення атмосферного повітря та характеристики транспортних потоків. Оброблена інформація зберігається в пам'яті, або передається на персональний комп'ютер оператора (2). Контроль рівня забруднення може вестися як за одним параметром, так і за кількома (багатопараметричний контроль).

У результаті похибка оцінювання концентрацій шкідливої речовини сучасними спектроаналізаторами залежно від її виду коливається в межах від 20% до 70%.

У цих умовах оцінку концентрації шкідливої хімічної речовини за результатами спостережень зручно представляти у вигляді гарантованих її меж від нижньої до верхньої:

$$[v_{j,k}] = [v_{j,k}^-; v_{j,k}^+], \quad k = 0, \dots, N-1, \quad j = 0, \dots, J-1,$$

де $[v_{j,k}^-; v_{j,k}^+]$ - гарантований інтервал, відповідно нижнє та верхнє значення вимірної величини в j точці простору в k момент часу.

Істинна концентрація шкідливої речовини $\tilde{v}_{j,k}$ знаходиться в межах:

$$v_{j,k}^- \leq \tilde{v}_{j,k} \leq v_{j,k}^+.$$

Якщо позначити гранично допустиму концентрацію у вигляді $v_{ГДК}$, то правило прийняття рішень матиме такий вигляд:

якщо $v_{j,k}^+ < v_{ГДК}$, то перевищення концентрацій даної шкідливої речовини відсутнє;

якщо $v_{j,k}^+ > v_{ГДК}$, то існує перевищення концентрацій даної шкідливої речовини.

У випадку, коли $v_{ГДК}$ належить інтервалу $[v_{j,k}^-; v_{j,k}^+]$, то однозначного рішення прийняти неможливо і необхідно проводити додаткові дослідження з метою визначення реальних концентрацій.

У той же час відомо, що реальні дослідження концентрацій шкідливих викидів в атмосферу за допомогою спектроаналізаторів є надзвичайно високовартісними. Так, відомо, що вартість одного реального вимірювання концентрацій діоксиду азоту в атмосфері, який є наслідком шкідливих викидів від автотранспорту, за допомогою спектроаналізатора є досить високою [82,96].

Тому міські санітарно-епідеміологічні станції, в яких є реальні лабораторії для вимірювань концентрацій шкідливих викидів, не мають можливості проводити ці вимірювання у великих обсягах. За цих умов доцільно встановлення реальних концентрацій шкідливих викидів проводити на основі окремих вимірювань на заданих ділянках місцевості, а просторовий розподіл концентрацій в інших ділянках встановлювати засобами математичного моделювання на основі даних спектроаналізаторів, представлених в інтервальному вигляді.

У наукових працях [77, 96] розглянуті методи та математичні моделі процесів поширення шкідливих викидів вимагають ґрунтового дослідження фізики процесів поширення, що призводить до їх суттєвої складності, а також, як було показано вище, для прийняття рішень в задачах екологічного моніторингу є недоцільним.

Розглянуті у даних працях підходи знову ж таки вимагають побудови фізичної моделі процесу з наступною трансформацією за допомогою методів скінченних елементів до їх різницевих аналогів, що в даному випадку також є неприйнятним. Отже, в умовах експериментальних досліджень просторового розподілу концентрацій шкідливих викидів із застосуванням спектроаналізаторів найбільш природною формою представлення даних спостережень є інтервальна, а обґрунтованим апаратом математичного моделювання даних процесів для задач прийняття рішень в системах екологічного моніторингу є макромоделі в загальному випадку у вигляді нелінійних різницевих операторів:

$$v_{j+1,k+1} = F(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, u_{0,0}, \dots, u_{j,k}, \vec{g}),$$

$$k = 0, \dots, N - 1, \quad j = 0, \dots, J - 1, \quad (1.1)$$

де $F(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, u_{0,0}, \dots, u_{j,k}, \vec{g})$ – відоме нелінійне перетворення, що задає структуру різницевого оператора;

$v_{j+1,k+1}$ – прогнозована характеристика в $j+1$ точці простору в $k+1$ момент часу; $\vec{u}_{j,k} = (u_{0,0}, \dots, u_{j,k})$ – відомий вектор (розмірністю $p \times 1$) вхідних змінних в j -ій точці простору в k -й дискретний момент часу;

\vec{g} – невідомий вектор (розмірністю $m \times 1$) параметрів різницевого оператора.

Різницевий оператор у вигляді (1.1) широко використовують для опису дифузійних процесів у неоднорідному середовищі. У випадку дослідження процесів поширення концентрацій хімічних речовин в атмосфері j точці простору відповідає дискретне значення координат x_j, y_j, z_j [82].

Також спираючись на тезу [87], що точність макромодельовання процесу поширення шкідливих викидів в атмосфері повинна бути в межах похибок експериментальних даних, доцільно умови для розв’язування задачі ідентифікації цієї макромоделі записати у вигляді:

$$\widehat{v}_{j+1,k+1} \in [v_{j+1,k+1}], \quad k = 0, \dots, N-1, \quad j = 0, \dots, J-1, \quad (1.2)$$

де $\widehat{v}_{j+1,k+1}$ - прогнозована характеристика, яку в загальному випадку розраховуватимемо за формулою:

$$\widehat{v}_{j+1,k+1} = F(\widehat{v}_{0,0}, \dots, \widehat{v}_{0,k}, \widehat{v}_{1,0}, \dots, \widehat{v}_{1,k}, \widehat{v}_{j,0}, \dots, \widehat{v}_{j,k}, u_{0,0}, \dots, u_{j,k}, \widehat{g}), \quad k = 0, \dots, N-1, \quad j = 0, \dots, J-1. \quad (1.3)$$

Забезпечення вищевказаних властивостей макромоделі вимагає суттєвого ускладнення методів та алгоритмів, як структурної, так і параметричної ідентифікації даних макромоделей. З іншого боку очевидним є той факт, що базові підходи до розв’язування задач структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів залишаються незмінними. Тому доцільним є їх ґрунтовний аналіз з метою визначення можливих напрямів удосконалення.

1.2 Методи ідентифікації макромоделей процесів в умовах структурної невизначеності

Спочатку розглянемо особливості макромоделі (1.1), запропонованої у попередньому підрозділі для моделювання процесів у задачах прийняття рішень в системах екологічного моніторингу. Фактично такими моделями представляють стаціонарні та нестаціонарні поля. Вказані об'єкти відносяться до систем з розподіленими параметрами і для їх моделювання переважно використовують диференціальні рівняння в частинних похідних, а для розв'язку використовують чисельні методи, попередньо апроксимували диференціальні рівняння різницевиими схемами, наприклад, за схемою Кранка-Ніколсона [68]. У нашому випадку такий підхід є непридатним, оскільки транспортні потоки є розподіленим джерелом викидів. Крім того, невідомим є крок дискретизації вихідної моделі, оскільки для побудови моделі є задані інтервальні дані, отримані у певних просторових та часових координатах. Єдиним рішенням в цьому випадку є побудова макромоделі на основі експериментальних даних з розв'язуванням задачі структурної ідентифікації. Оскільки модель у вигляді (1.1) встановлює певний процес із застосуванням різницевої схеми на вузлах певної сітки з використанням в загальному випадку нелінійних перетворень $F(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, u_{0,0}, \dots, u_{j,k}, \vec{g})$, то таку модель називають різницевим оператором.

Як відомо [35, 58-63], в задачах структурної ідентифікації незалежно від обраного критерію якості шуканої моделі доводиться багаторазово розв'язувати задачі параметричної ідентифікації. Методи ідентифікації систем можна розділити на детерміновані і стохастичні [6, 8, 22, 33]. У детермінованих методах зазвичай припускають, що система повинна мати невизначений стан [14, 32, 45, 76], наприклад, для задач моделювання шкідливих викидів це означає, що відомі характеристики джерела викидів у заданий момент часу. В загальному випадку для ідентифікації використовують прості вхідні сигнали

[70 – 74, 76]. Наприклад, прямокутний імпульс одиничної площі, одиничний стрибок, синусоїдальний сигнал і т.д. У нашому випадку недоцільним є розгляд детермінованих методів ідентифікації, оскільки мова йде про ідентифікацію на основі експериментальних даних з відповідними похибками.

У статистичних методах ідентифікація систем, початковий стан і вхідний сигнал – довільні [1, 15, 102]. Крім корисного сигналу, на об'єкт діє завада, статистичні властивості якої можуть бути невідомі. Статистичні методи дозволяють виразити якість оцінювання через такі параметри, як, наприклад, дисперсія, коваріаційна матриця і т.д.

Стохастичні методи. Задача параметричної ідентифікації спирається на відомі в математичній статистиці методи: метод найменших квадратів (МНК і його численні модифікації), метод максимальної правдоподібності (ММП) [58 – 63, 81]. Так, в класичному варіанті передбачається, що модель процесу відома з точністю до значень невідомих параметрів:

$$v_{j,k}^M = F^M(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, u_{0,0}, \dots, u_{j,k}, \vec{g}),$$

$$k = 0, \dots, N-1, j = 0, \dots, J-1. \quad (1.5)$$

де \vec{g} - вектор параметрів.

Далі приймається модель спостереження:

$$v_{j+1,k+1}^M = v_{j,k}^M + e_{j,k}, \quad (1.6)$$

де $e_{j,k}$ – випадкова величина, нормально розподілена з параметрами $M(e_{j,k}) = 0$ і $D(e_{j,k}) = \sigma^2$ для будь-якого з вимірювань, що проводяться через рівні проміжки часу .

Обґрунтованість нормального розподілу спирається на центральну граничну теорему і фактично перевіряти не піддається. Більш того, співвідношення $M(e_{j,k}) = 0$ означає, що не припускаються систематичні

похибки. Це дуже сильне припущення. Завдання перевірки наявності систематичної похибки вимірювання, як правило, є достатньо складним і під час розв'язання практичних задач зустрічається дуже часто.

Крім того, передбачається, що помилки $e_{j,k}$ є незалежними випадковими величинами. Практичне встановлення цього факту є також важкою перешкодою у визначенні всіх умов завдання. Багато дослідників намагалися розглянути цю проблему, наприклад, заміною класичного припущення про „білизну“ шуму ε_i на автокорельовану похибку.

Для визначення найкращих оцінок невідомих параметрів необхідно встановити міру наближення математичної моделі до отриманих експериментальних даних. Зокрема, в МНК таким критерієм є функція квадратів помилок, мінімальне значення якої і визначає оцінки параметрів [81]:

$$S(g_1, g_2, \dots, g_m) = \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} \delta^2 = \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} \left(v_{j+1,k+1} - F(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}; u_{0,0}, \dots, u_{j,k}; g_1, \dots, g_m) \right)^2 \quad (1.7)$$

Існують численні методи розв'язання подібних задач, наприклад, метод найменших модулів, узагальнений МНК, виважений МНК, рекурентний МНК тощо [55, 61, 81]. Так само існує безліч різних алгоритмів розв'язання подібних задач: від аналітичних і чисельних методів до пошукових методів. Однак при цьому основна проблема зберігається – як ослабити або повністю уникнути невизначеностей, які трапляються: вид моделі, модель випадкової похибки, роль кроку дискретизації, незалежність і т. д. [45]. Всі висвітлені вище питання в однаковій мірі відносяться і до ММП, і до його численних модифікацій.

Метод найменших квадратів дає можливість отримати тільки оцінки параметрів. Дослідження властивостей цих оцінок проводиться із використанням регресійного аналізу. Для цього необхідно встановити властивості похибки у моделі (1.6), що суттєво ускладнюється у випадку малої

вибірки даних. До того ж, як було встановлено в попередньому підрозділі, в задачах моделювання полів концентрацій хімічних речовин результати експерименту представляються з певною похибкою вимірювань, тобто в межах визначеного інтервалу, але невідомого закону розподілу щільностей ймовірностей цієї похибки.

Виходячи з вищевикладеного, слід зауважити, що існуючі методи параметричної ідентифікації в межах стохастичного підходу є непридатними для моделювання процесів в умовах, обмежених за амплітудою похибок. Аналогічне стосується існуючих критеріїв оцінки якості параметрів моделі. В цих умовах доцільним є використання методів аналізу інтервальних даних [16, 17, 27 – 30].

Методи аналізу інтервальних даних. Розглянемо лінійний за параметрами різницевий оператор у загальному вигляді:

$$v_{j+1,k+1} = \vec{g}^T \cdot \vec{f}(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}),$$

$$j = 0, \dots, J-1, k = 0, \dots, N-1. \quad (1.8)$$

Слід зазначити, що в загальному випадку базисні функції різницевого оператора можуть бути залежними від $j = 0, \dots, J-1$ та $k = 0, \dots, N-1$ значень $v_{j,k}$ прогнозованої характеристики.

Для оцінювання вектора параметрів \vec{g} різницевого оператора використовують результати вимірювань в j точці простору в k момент часу:

$$\tilde{v}_{j,k} = c_{j,k} \cdot v_{j,k} + e_{j,k}, \quad j = 0, \dots, J-1, k = 0, \dots, N-1. \quad (1.9)$$

де $\tilde{v}_{j,k}$ – виміряне значення прогнозованої характеристики в j точці простору в k момент часу;

$c_{j,k}$ – відомий коефіцієнт, який визначає особливості вимірювального пристрою.

У формулі (1.9) приймаємо: $e_{j,k}$ – випадкові, обмежені за амплітудою похибки

$$|e_{1,k}| = |e_{2,k}| = \dots = |e_{j,k}| = |e_k| \leq \Delta_k, \quad \Delta_k > 0 \quad \forall j = 0, \dots, J-1, \quad \forall k = 0, \dots, N-1, \quad (1.10)$$

які в загальному випадку залежать від координат простору та часу вимірювань.

Із використанням моделі вимірювань (1.8) та урахуванням обмеженості за амплітудою похибки (1.9), експериментальні дані набувають інтервального представлення:

$$[v_{j,k}] = [v_{j,k}^-; v_{j,k}^+] = [(\tilde{v}_{j,k} - \Delta_k); (\tilde{v}_{j,k} + \Delta_k)] / c_{j,k}, \\ j = 0, \dots, J-1, \quad k = 0, \dots, N-1, \quad (1.11)$$

де $[v_{j,k}^-; v_{j,k}^+]$ - гарантований інтервал, нижнє та верхнє значення вимірюної величини, відповідно.

Зауважимо, що обчислення у виразі (1.11) виконуються відповідно до правил інтервальної арифметики [2].

Як було зазначено вище, невідомий вектор параметрів \vec{g} різницевого оператора будемо оцінювати за умовами включення прогнозованих значень у відповідний інтервал експериментальних даних. Відповідно до виразу (1.2), вказані умови матимуть такий вигляд:

$$[\hat{v}_{j+1,k+1}] = [\hat{v}_{j+1,k+1}^-; \hat{v}_{j+1,k+1}^+] \subseteq [v_{j+1,k+1}] = [v_{j+1,k+1}^-; v_{j+1,k+1}^+], \\ j = 0, \dots, J-1, \quad k = 0, \dots, N-1. \quad (1.12)$$

Тоді $[\hat{v}_{j+1,k+1}] = [\hat{v}_{j+1,k+1}^-; \hat{v}_{j+1,k+1}^+]$ прогнозований інтервал розраховуватимемо за формулою:

$$[\widehat{v}_{j+1,k+1}] = \widehat{g}^T \cdot \vec{f}([\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}], u_{0,0}, \dots, u_{j,k}),$$

$$j = 0, \dots, J-1, k = 0, \dots, N-1. \quad (1.13)$$

У формулі (1.13) \widehat{g} означає вектор оцінок параметрів різницевого оператора, які отримуватимемо із умов включення (1.12), а $[\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}]$ - є задані чи розраховані інтервальні оцінки початкових дискретних значень прогнозованої характеристики.

Оскільки для отримання інтервалу прогнозованої характеристики $[\widehat{v}_{j+1,k+1}]$ за формулою різницевого оператора (1.13) необхідно проводити обчислення за правилами інтервальної арифметики [2], то такий оператор називатимемо інтервальним лінійним різницевим оператором.

Підставляючи інтервальні оцінки $[\widehat{v}_{j+1,k+1}]$, обчислені за формулою (1.13) за наявності початкових наближень $[\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}]$, у вирази (1.12), отримаємо таку інтервальну систему алгебричних рівнянь:

$$v_{j+1,k+1}^- \leq \widehat{g}^T \cdot \vec{f}([\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}) \leq v_{j+1,k+1}^+,$$

$$k = 0, \dots, N-1, j = 0, \dots, J-1. \quad (1.14)$$

Отже, задача ідентифікації параметрів інтервального лінійного різницевого оператора (1.13) за умов (1.12) є задачею розв'язування інтервальної системи нелінійних алгебричних рівнянь у вигляді (1.14).

В основі обчислювальної схеми параметричної ідентифікації інтервального лінійного різницевого оператора покладено трикрокові процедури [54]:

1) задання початкових умов у вигляді інтервальних наближень початкових дискретних значень прогнозованої характеристики із виконанням відомих умов включення (1.12);

2) задання початкової \hat{g}_0 чи формування поточної оцінки \hat{g} вектора параметрів різницевого оператора випадковим чином;

3) реалізація рекурентної схеми з метою отримання інтервальних дискретних оцінок прогнозованої характеристики та перевірка „якості“ поточної оцінки вектора параметрів різницевого оператора.

Задача параметричної ідентифікації лінійного інтервального різницевого оператора з урахуванням початкових умов у вигляді інтервально заданих наближень початкових дискретних значень прогнозованої характеристики є задачею розв'язку інтервальної системи нелінійних алгебричних рівнянь [54]. Розв'язком цієї задачі є неопукла область оцінок параметрів інтервального лінійного різницевого оператора.

Методи структурної ідентифікації на основі індуктивного моделювання. Основою моделювання за допомогою цього методу є серії спостережень змінних стану у вигляді динамічних рядів. Взаємозв'язки між змінними стану описуються зазвичай за допомогою полінома будь-якого порядку. Алгоритм самоорганізації (алгоритм методу групового урахування аргументів – АМГУА) визначає коефіцієнти полінома й автоматично вибирає, використовуючи статистичні критерії, найбільш значимі коефіцієнти [59]. Водночас частина початкових даних залишається в запасі, для того, щоб їх можна було використати під час наступної перевірки прогнозу. Метод самоорганізації було вперше використано О. Г. Івахненком. Пізніше АМГУА було узагальнено на тривимірні моделі систем, які знайшли широке застосування в різних галузях науки і техніки.

МГУА – це метод індуктивного моделювання і один з найбільш ефективних методів структурно-параметричної ідентифікації складних об'єктів, процесів і систем за даними спостережень в умовах неповноти інформації [60].

Загалом задача ідентифікації полягає у формуванні за даними вибірки деякої множини моделей різної структури

$$\hat{v}_f = F(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, u_{0,0}, \dots, u_{j,k}, \hat{g}_f), \quad (1.15)$$

і пошуку оптимальної моделі за умовою мінімізації деякого критерію „якості“ моделі:

$$f^* = \arg \min_{f \in \zeta} C(v; F(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, u_{0,0}, \dots, u_{j,k}; \hat{g}_f)) \quad (1.16)$$

де C – критерій якості розв'язку задачі параметричної ідентифікації кожної окремої моделі $f \in \zeta$, що генерується в задачі структурної ідентифікації.

МГУА відрізняється активним застосуванням принципів автоматичної генерації варіантів, послідовної селекції моделей і зовнішніх критеріїв для побудови моделей оптимальної складності [60]. Він має оригінальну процедуру багаторядної автоматичної генерації структур моделей, що імітує процес біологічної селекції з попарним урахуванням послідовних ознак.

Проте для порівняння і вибору кращих моделей використовуються зовнішні критерії, засновані на розділенні вибірки на дві і більше частин, оцінювання параметрів і перевірка „якості“ моделей виконується на різних підвибірках, що характеризується комбінаторною складністю. Це призводить до обтяжливих апріорних припущень, оскільки поділ вибірки неявно враховує різні види апріорної невизначеності під час побудови моделі. Ще одним недоліком МГУА є те, що метод має перевагу лише при малих вибірках за рахунок вибору складності моделі, що оптимально враховує інформативність наявних даних. Основний результат цієї теорії полягає в тому, що складність оптимальної прогнозуючої моделі залежить від рівня невизначеності в даних: чим він вищий – тим „більш грубою“ має бути оптимальна модель [59]. У цьому напрямі розроблено основи теорії структурної ідентифікації моделей з мінімальною дисперсією помилки прогнозування [59].

У МГУА [61] за критерій якості (1.16) моделі обрано критерій регулярності:

$$\Delta^2(B) = \sum_{j,k \in N_B} (\widehat{v}_{j,k} - v_{j,k})^2 / \sum_{j,k \in N} v_{j,k}^2 \rightarrow \min. \quad (1.17)$$

Алгоритми МГУА – не критичні до обчислювальної складності і ґрунтуються на комбінаторному підході, тобто на повному переборі моделей-претендентів. Як відомо, розв’язування цієї задачі зводиться до розв’язування системи лінійних алгебричних рівнянь відносно невідомих параметрів.

Як видно із вищевикладеного, методи структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів ґрунтуються на стохастичному підході і використанні критерію регулярності при пошуку оптимальної моделі. Також очевидно, що ці методи під час реалізації вимагають застосування комбінаторних алгоритмів. Очевидно, що це – припустимо у випадку нескладних моделей та процедур їх верифікації за допомогою критерію регулярності. Безпосереднє застосування цих методів у випадку багаторазового розв’язування задач параметричної ідентифікації на основі інтервальних даних, тобто за критерієм верифікації інтервальної моделі (1.2) шляхом розв’язування ІСНАР, є неприпустимим, оскільки призводять до суттєвого зростання часової складності. Тому за цих умов, ґрунтуючись на загальних підходах алгоритмів індуктивного моделювання, а саме генерування та селекції макромоделей-претендентів, доцільно проводити дослідження у напрямі зниження складності реалізації цих методів. Одним із напрямів зниження цієї складності є застосування замість комбінаторних алгоритмів в методах структурної ідентифікації еволютивних методів та генетичних алгоритмів, які за рахунок відмови від пошуку „оптимальної“ моделі дають можливість знайти деяку субоптимальну модель, проте відзначаються суттєво нижчою часовою складністю, аніж комбінаторні алгоритми.

1.3 Еволютивні алгоритми в задачах структурної ідентифікації

Отримання множини адекватних структур моделей можна виконати комбінаторними методами: індуктивним ускладненням моделі, повним перебором, випадковим пошуком та еволюційними алгоритмами.

Методи індуктивного нарощування складності структури в загальному випадку зводяться до повного перебору. Випадкові методи не гарантують знаходження достатньої кількості адекватних структур, оскільки встановлено, що переускладнені моделі динамічних систем, на відміну від статичних, – неадекватні. З цих міркувань впливає доцільність використання еволютивних алгоритмів, що дозволять цілеспрямованіше, у порівнянні з повним перебором, виконувати пошук множини адекватних структур моделі, а результуюча множина буде потужнішою у порівнянні з тією, що отримується випадковим пошуком.

Еволютивні або генетичні алгоритми (ГА) використовують для роботи еволюційні принципи спадковості, мінливості і природного відбору. Загальна схема ГА представлена на рис. 1.2. [106].

Генетичний алгоритм працює з популяцією особин, в хромосомі (генотип) кожної з яких закодовано можливе розв'язання задачі (фенотип). На початку роботи алгоритму популяція формується випадковим чином (блок „Формування початкової популяції“ на рис. 1.2).

Для того, щоб оцінити якість закодованих розв'язків, використовують функцію пристосування, яка необхідна для обчислення пристосованості кожної особини (блок „Оцінювання популяції“ на рис. 1.2). В результаті оцінювання особин найбільш пристосовані з них вибираються (блок „Селекція“) для схрещування. В результаті схрещування вибраних особин за допомогою застосування генетичного оператора кросовера створюється потомство, генетична інформація якого формується під час обміну хромосомної інформації між батьківськими особинами (блок „Схрещування“).

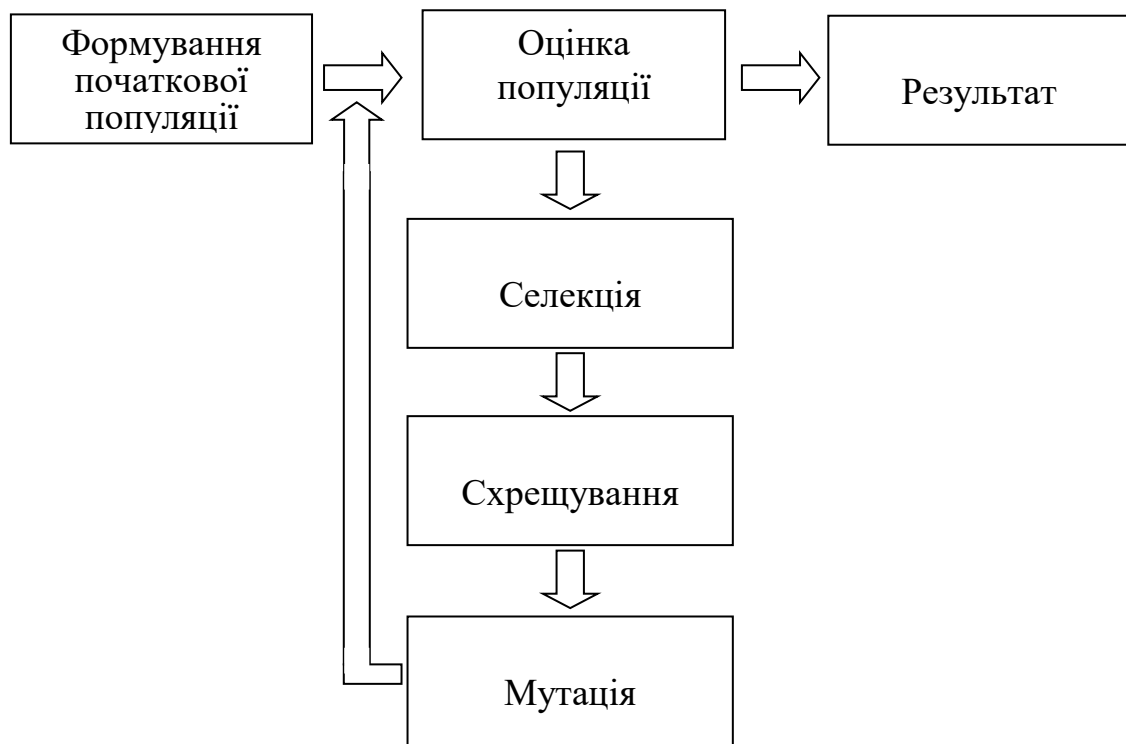


Рис. 1.2 – Схема генетичного алгоритму

Таким чином, будь-який організм може бути представлений своїм *фенотипом*, що фактично визначає, чим є об'єкт у реальному світі, і *генотипом*, що містить всю інформацію про об'єкт на рівні хромосомного набору. При цьому кожний *ген*, тобто елемент інформації генотипу, має своє відображення у фенотипі. Таким чином, для розв'язання задач необхідно представити кожен ознаку об'єкта у формі, що підходить для використання в генетичному методі. Надалі функціонування механізмів генетичного методу відбувається на рівні генотипу, що дозволяє обходитися без інформації про внутрішню структуру об'єкту, що й обумовлює широке застосування генетичного пошуку в різних задачах.

Створені нащадки формують нову популяцію, причому частина нащадків мутує (використовується генетичний оператор мутації), що виражається у випадковій зміні їх генотипів (блок „Мутація“). Етап, що включає послідовність „Оцінювання популяції“ – „Селекція“ – „Схрещування“ – „Мутація“, називається поколінням. Еволюція популяції складається з послідовності таких поколінь.

Тривалість еволюції може визначатися наступними чинниками [26]:

- знаходження розв'язку в результаті еволюційного пошуку;
- обмеженість кількості поколінь;
- звороднілість популяції, коли ступінь різномірності хромосом в

популяції стає менше допустимого значення.

Розглянемо етапи генетичного алгоритму [106].

1. *Кодування інформації і формування початкової популяції.* Вибір способу кодування є одним з найважливіших етапів при використанні еволютивних алгоритмів. Зокрема, повинна виконуватися наступна умова: має бути можливість закодувати (з допустимою похибкою) в хромосомі будь-яку точку з простору пошуку. Невиконання цієї умови може привести як до збільшення часу еволюційного пошуку, так і до неможливості знайти розв'язок поставленої задачі.

Як правило, в хромосомі кодуються чисельні параметри розв'язку. Для цього можливе використання кодування на основі цілих і дійсних чисел.

Цілочисельне кодування. У канонічному генетичному алгоритмі хромосома є бітовим рядком, в якому закодовані параметри розв'язку поставленої задачі. На рис. 1.3 показаний приклад кодування 4-х 10-розрядних параметрів в 40 розрядній хромосомі. Як правило, вважають, що кожному параметру відповідає свій *ген*. Отже, можна також сказати, що хромосома на рис. 1.3 складається з 4-х 10-розрядних генів.

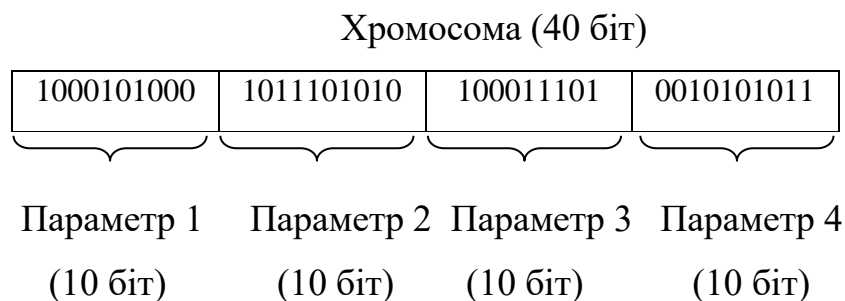


Рис. 1.3 – Приклад цілочисельного кодування

Не дивлячись на те, що кожен параметр закодований у хромосомі цілим числом, йому можуть бути поставлені у відповідність і дійсні числа. Нижче представлений один з варіантів прямого і зворотного перетворення „цілочисельний ген \rightarrow дійсне число“.

Кодування дійсними числами. Часто зручніше кодувати в гені не ціле число, а дійсне. Це дозволяє уникнути операцій кодування/декодування, що використовуються в цілочисельному кодуванні, а також збільшити точність знайденого розв’язку. Приклад дійсного кодування представлений на рис. 1.4.

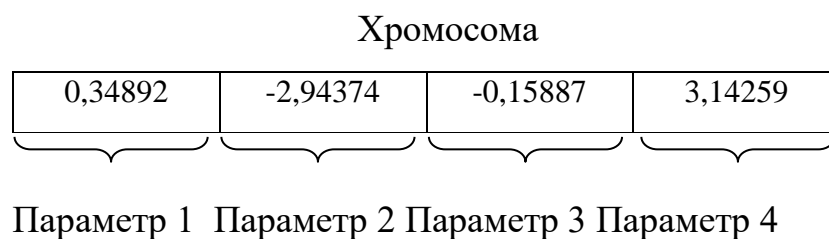


Рис. 1.4 – Приклад дійсного кодування

Виходячи із вищевикладеного, важливим завданням дисертаційного дослідження у випадку застосування генетичних алгоритмів для розв’язування задач структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора є кодування шуканої структури і формування початкової популяції структурних елементів. Враховуючи, що структурними елементами макромоделі у вигляді різницевого оператора є деякі функції, набір яких початково є невизначеним, то код, який представляє ген, буде представляти вид конкретної функції структурного елемента, а в цілому хромосома повинна задавати структуру різницевого оператора. Існуючі методи бінарного кодування не можуть бути безпосередньо використані, оскільки приведуть до суттєвого збільшення довжини коду хромосом.

2. *Оцінювання популяції.* Оцінювання популяції необхідне для того, щоб виявити більш пристосованих і менш пристосованих особин [106]. Для

підрахунку пристосованості кожної особини використовується функція пристосованості (цільова функція):

$$f_i = f(G_i),$$

де $G_i = \{ g_{ik} \mid k = 1, 2, \dots, N \}$ – хромосома i -ої особини, g_{ik} – значення k -го гена i -ої особини, N – кількість генів в хромосомі.

У разі використання цілочисельного кодування для обчислення значення функції пристосованості часто необхідно перетворити закодованні в хромосомі цілочисельні значення до дійсних чисел. Іншими словами:

$$f(G_i) = f(X_i),$$

де $X_i = \{ x_{ik} \mid k = 1, 2, \dots, N \}$ – вектор дійсних чисел, відповідних генам i -ій хромосоми.

Як правило, використання еволюційного алгоритму слугує розв'язанню задачі максимізації (мінімізації) цільової функції, коли необхідно знайти такі значення параметрів функції f , при яких значення функції максимальне (мінімальне). Відповідно до цього, якщо вирішується завдання мінімізації, то якщо $f(G_i) < f(G_j)$, то вважають, що i -та особина більш пристосованіша за j -ту особину. У разі завдання максимізації – навпаки: якщо $f(G_i) > f(G_j)$, то i -та особина більш пристосована, ніж j -та особина.

У випадку застосування генетичного алгоритму для реалізації методу структурної ідентифікації під функцією пристосованості слід розуміти критерій якості моделі. У випадку застосування стохастичного підходу цим критерієм може бути критерій регулярності, який включає в собі точність моделі та її складність. Проте для синтезу структури інтервального різницевого оператора такий підхід є неприйнятним. Очевидно, що в даному випадку неможливо поєднати забезпечення властивостей гарантованої точності моделі та її складності в одній функції пристосованості. Тому наступною задачею

дисертаційного дослідження є розробка критеріїв оцінки якості структури макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора та застосування їх у вигляді функції пристосованості для оцінювання пристосованості кожної особини – структури різницевого оператора.

3. *Селекція.* Селекція (відбір) необхідна, щоб вибрати більш пристосовані особини для схрещування [106]. Існує багато варіантів селекції, опишемо найвідоміші з них.

Селекція рулетки. У даному варіанті селекції вірогідність i -ї особині взяти участь в схрещуванні p_i пропорційна значенню її пристосовання f_i .

Процес відбору особин для схрещування нагадує гру в „рулетку“. Рулетковий круг ділиться на сектори, причому площа i -го сектора пропорційна значенню p_i . Після цього n разів „обертається“ рулетка, де n – розмір популяції, і по сектору, на якому зупиняється рулетка, визначається особина, вибрана для схрещування.

Селекція усіканням. Під час відбору усіканням після обчислення значень пристосованості для схрещування вибираються ln кращих особин, де l – „поріг відсікання“, $0 < l < 1$, n – розмір популяції. Чим менше значення l , тим сильніший тиск селекції, тобто менше шанси на виживання у погано пристосованих особин. Як правило, вибирають l в інтервалі від 0,3 до 0,7.

Турнірний відбір. У разі використання турнірного відбору для схрещування, як і при селекції рулетки, відбираються n особин. Для цього з популяції випадково вибираються t особин, і пристосованіша із них допускається до схрещування. Говорять, що формується турнір з t особин, t – розмір турніру. Ця операція повторюється n разів. Чим більше значення t , тим більший тиск селекції. Варіант турнірного відбору, коли $t = 2$, називають бінарним турніром. Типові значення розміру турніру $t = 2, 3, 4, 5$.

Описані методи селекції можуть бути використані для розв’язування задачі структурної ідентифікації, проте їх слід модифікувати, виходячи із введених функцій пристосованості у вигляді показників оцінки якості структури макромоделі.

4. *Схрещування і формування нового покоління.* Схрещування є одним із основних операторів, який практично визначає часову складність генетичного алгоритму [106]. Розглянемо особливості традиційної реалізації операторів схрещування в генетичних алгоритмах. Відібрані в результаті селекції особини (які називають батьківськими) схрещуються і дають потомство. Хромосоми нащадків формуються в процесі обміну генетичною інформацією (із застосуванням оператора кросовера) між батьківськими особинами. Створені таким чином нащадки складають популяцію наступного покоління. Нижче будуть описані основні схрещування для цілочисельного і дійсного кодування. Розглянемо випадок, коли з безлічі батьківських особин випадковим чином вибираються 2 особини і схрещуються з вірогідністю P_C , внаслідок чого створюються 2 нащадки [106]. Цей процес повторюється до тих пір, поки не буде створено n нащадків. Вірогідність схрещування P_C є одним з ключових параметрів генетичного алгоритму і в більшості випадків її значення знаходиться в діапазоні від 0,6 до 1. Процес схрещування виглядає таким чином (передбачається, що розмір популяції батьківських особин дорівнює розміру популяції нащадків, RANDOM – випадкове число з діапазону $[0; 1]$):

Цілочисельне кодування. Для цілочисельного кодування часто використовуються 1-точковий, 2-точковий і однорідний оператори кросовера.

1-точковий кросовер працює аналогічно операції перехрещення для хромосом при схрещуванні біологічних організмів. Для цього вибирається довільна точка розриву і для створення нащадків проводиться обмін частинами батьківських хромосом.

Для оператора 2-точкового кросовера вибираються 2 випадкових точки розриву, після чого для створення нащадків батьківські хромосоми обмінюються ділянками, які розташовані між точками розриву.

Дійсне кодування. Для дійсного кодування розглянемо 2-точковий, арифметичний і $BLX-\alpha$ оператори кросовера.

2-точковий кросовер для дійсного кодування, в цілому, аналогічний 2-точковому кросоверу для цілочисельного кодування. Відмінність полягає в

тому, що точка розриву не може бути вибрана „всередині“ гена, а повинна потрапити між генами. При використанні арифметичного і *BLX- α* операторів обмін інформацією між батьківськими особинами і нащадками проводиться з урахуванням значень генів батьків.

Формування нового покоління. Як вже згадувалося вище, в результаті схрещування створюються нащадки, які формують популяцію наступного покоління.

Відзначимо, що оновлена таким чином популяція не обов'язково повинна включати одних тільки особин-нащадків. Якщо частка оновлюваних особин рівна T , то в нове покоління потрапляє Tn нащадків, n – розмір популяції, а $(1 - T)n$ особин в новій популяції є найбільш пристосованим батьківськими особинами (так звані *елітні особини*). Параметр T називають *розривом поколінь* (*generation gap*) [26]. Використання елітних особин дозволяє збільшити швидкість збіжності генетичного алгоритму.

Як бачимо, розглянуті кросовери, що є базовими для оператора схрещування, ґрунтуються на традиційних методах кодування. Як було вказано вище, при синтезі структур макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів доцільним є створення інших методів кодування. Тому застосування вказаних кросоверів ускладнюється. До того ж ці кросовери не дають можливості контролювати складність макромоделі, тому що передбачають, що у моделях-претендентах має бути однакова кількість генів, тобто однакова кількість структурних елементів, що є неприйнятним в умовах структурної невизначеності. Тому актуальною є задача розробки нового оператора схрещування в генетичному алгоритмі для розв'язування задач структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів, який би забезпечував при схрещуванні генерування моделей-претендентів з контрольованою складністю.

5. *Мутація*. Оператор мутації використовується для внесення випадкових змін до хромосом особин. Це дозволяє „вибиратися“ з локальних екстремумів і, тим самим, ефективніше досліджувати простір пошуку [106].

Отже, проведений аналіз існуючих принципів побудови генетичних алгоритмів показав, що вони вимагають удосконалення та модифікації з метою їх застосування для задач структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів. При цьому встановлено, що їх удосконалення необхідно проводити в напрямі реалізації базових принципів МГУА.

1.4 Постановка завдань дисертаційного дослідження

Проведений аналіз методів макромоделювання різницевих операторів за умов структурної невизначеності дозволив встановити проблематику дисертаційного дослідження.

У задачах екологічного моніторингу з метою прийняття рішень про перевищення концентрацій шкідливих викидів використовують програмно апаратні системи для опрацювання даних вимірювання концентрацій шкідливих викидів. З метою мінімізації високовартісних експериментів вимірювання вказаних концентрацій, складовими програмно апаратних систем є програмно реалізовані математичні моделі стаціонарних та нестаціонарних полів. Встановлено, що для цих цілей традиційно використовують математичні моделі у вигляді диференціальних рівнянь в частинних похідних. Для їх розв'язку використовують чисельні методи, попередньо апроксимували диференціальні рівняння різницеvими схемами, наприклад за схемою Кранка-Ніколсона. Проте для побудови вихідного рівняння із відповідними початковими умовами необхідно мати параметри усіх джерел викидів, детальні дані про метеоумови та атмосферні явища, що нереально для такого розподіленого в просторі та часі джерела як автотранспорт. Крім того, проблемою вказаного підходу є вибір кроку дискретизації вихідної моделі, що не дає можливості використати дані експериментальних досліджень процесів забруднення атмосфери у контрольованих точках міста, які проводяться з використанням

спектроаналізаторів у лабораторіях санітарно-епідеміологічної станції (СЕС). *На цій основі обґрунтовано використання макромоделей полів концентрацій у вигляді різницевих операторів, які будують за результатами експерименту.*

Встановлено, що для макромодельовання процесів поширення хімічних речовин на основі різницевих операторів отримують дані за допомогою спектроаналізаторів хімічних речовин, які відзначаються достатньо великими похибками в межах від 20 до 70%. В даному випадку втрачається сенс урахування усіх фізичних явищ для точного відтворення динаміки процесів забруднення. *Доцільно розглядати експериментальні дані з обмеженими за амплітудою похибками в інтервальному вигляді.*

Проведений аналіз методів структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів показав, що вони ґрунтуються на комбінаторних алгоритмах синтезу структури макромоделей, а для аналізу моделей-претендентів використовуються критерії регулярності. Складовою частиною цього критерію є мінімізація середньо-квадратичного відхилення між прогнозованими і експериментальними даними, що є не прийнятним у випадку представлення результатів експерименту у вигляді інтервальних даних. В результаті аналізу також встановлено, що адаптація відомих комбінаторних алгоритмів синтезу структур макромоделей, розроблених Івахненком О. Г. та його науковою школою, для синтезу макромоделей на основі аналізу інтервальних даних є непринятною через суттєве зростання обчислювальної складності методів структурної ідентифікації і втрати їх збіжності. Саме цим фактом обґрунтовано *необхідність створення нового методу структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів на основі аналізу інтервальних даних із застосуванням еволютивних алгоритмів*, які хоч і не дозволяють знайти оптимальну структуру різницевого оператора, але забезпечують зниження обчислювальної складності цих методів від комбінаторної складності до поліноміальної.

Показано, що існуючі еволютивні алгоритми розв'язування задач дискретної оптимізації, до яких відноситься задача структурної ідентифікації макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів, ґрунтуються на

використанні трьох базових операторів: селекції, схрещуванні і мутації. Аналіз реалізації цих операторів дозволив встановити *необхідність модифікації існуючої операції схрещування та розробки нових критеріїв оцінки якості структури різницевого оператора* для розв'язування задачі структурної ідентифікації на основі аналізу інтервальних даних.

Виходячи із вищевикладеного, сформульована основна мета дисертаційного дослідження і визначено такі основні задачі для досягнення цієї мети:

1. Проаналізувати особливості застосування макромоделей у вигляді різницевих операторів для моделювання процесів в системах екологічного моніторингу, оцінити можливість пошуку оптимальних моделей полів поширення хімічних речовин на основі інтервального підходу.

2. Провести аналіз відомих методів та алгоритмів ідентифікації макромоделей об'єктів в умовах структурної невизначеності і сформулювати можливі напрями розвитку цих методів.

3. Розробити кількісні критерії оцінки якості та складності структури макромоделей у вигляді інтервального різницевого оператора, перевірити їх працездатність для пошуку оптимальної структури моделі.

4. Формалізувати задачу багатокритеріального синтезу структури макромоделей у вигляді різницевого оператора на основі інтервальних даних.

5. Розробити новий метод структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів на основі аналізу інтервальних даних із застосуванням генетичних алгоритмів, зокрема провести модифікацію відомих операцій селекції та схрещування для оцінки якості структури різницевого оператора на основі аналізу інтервальних даних.

6. Розробити комплекс програмного забезпечення та на його основі провести апробацію розроблених методу та алгоритму структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора для розв'язування задач макромодельовання процесів поширення концентрацій шкідливих викидів діоксиду азоту в м. Тернополі.

ВИСНОВКИ ДО РОЗДІЛУ 1

У результаті проведеного аналізу методів побудови макромоделей у вигляді різницевих операторів із невизначеною структурою, а також особливостей застосування цих макромоделей для моделювання процесів у системах екологічного моніторингу, було отримано такі результати:

1. З'ясовано, що програмно-апаратні комплекси для опрацювання даних в системах екологічного моніторингу у своєму складі містять програмно-реалізовані математичні моделі стаціонарних та нестаціонарних полів концентрацій шкідливих викидів. Вказані моделі у вигляді інтервальних різницевих операторів доводиться будувати на основі даних спектроаналізаторів хімічних речовин, які відзначаються похибками в межах від 20 до 70%, що обґрунтовує доцільність забезпечення прогностичних властивостей цих макромоделей в межах інтервальних даних.

2. Встановлено, що за умов обмежених за амплітудою експериментальних даних для структурної та параметричної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів доцільно використовувати методи аналізу інтервальних даних, а також базові принципи МГУА. З'ясовано, що основною проблемою застосування МГУА в задачах структурної ідентифікації з інтервальними даними є комбінаторна складність алгоритмів.

Ґрунтуючись на загальних підходах формування алгоритмів індуктивного моделювання, а саме генерування та селекції макромоделей-претендентів, доцільно проводити дослідження у напрямі зниження складності реалізації цих методів. Запропоновано замість комбінаторних алгоритмів застосовувати генетичні, які за рахунок пошуку субоптимальної моделі відзначаються нижчою часовою складністю.

3. Досліджено базові операції генетичних алгоритмів. Встановлено їх основні недоліки та можливі напрями модифікації з метою застосування та реалізації методу структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів на основі інтервальних даних. Обґрунтовано актуальність задач:

удосконалення методу структурної ідентифікації різницевого оператора; розробки критеріїв оцінки якості структури макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора і застосування їх для побудови функції пристосованості; модифікації методів селекції; розробки нового оператора схрещування в генетичному алгоритмі для розв'язування задач структурної ідентифікації, який би забезпечував при схрещуванні генерування моделей-претендентів з контрольованою складністю. На основі проведеного аналізу сформульовано завдання дисертаційного дослідження.

РОЗДІЛ 2

КРИТЕРІЇ ОПТИМАЛЬНОСТІ ІНТЕРВАЛЬНОГО РІЗНИЦЕВОГО ОПЕРАТОРА ЗА УМОВ СТРУКТУРНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Задача структурної ідентифікації різницевого оператора є складовою проблеми вибору найкращої моделі об'єкта в умовах неповноти інформації, яка характеризується: невизначеністю в початкових даних, довільністю вибору кроку дискретизації, відсутністю інформації про параметри моделі [20]. Поняття оптимальності інтервального різницевого оператора пов'язане з введенням безпосередніх характеристик, які дають можливість отримати узагальнену оцінку якості опису цим оператором властивостей модельованого об'єкта. Як правило, мова йде про отримання адекватного опису, достатнього для поставленої задачі, а також про оцінку його деяких кількісних характеристик, таких як точність та складність. Для оцінки якості структури інтервальних моделей статичних систем застосовують критерії адекватності, складності, точності та повноти [35]. У випадку ідентифікації інтервального різницевого оператора за умов структурної невизначеності задача ускладнюється вибором порядку різницевого оператора, який на практиці при застосуванні стохастичного підходу вибирають виходячи з фізичних міркувань без використання формального підходу. Такий підхід має суттєвий недолік, оскільки не дозволяє в цілому формалізувати задачу пошуку оптимальної структури різницевого оператора.

Таким чином, для визначення оптимальної структури інтервального різницевого оператора необхідно сформулювати критерії оптимальності. Як правило, кожен критерій включає певні показники, які визначають властивості моделей. За таких умов виникає необхідність пошуку єдиної, оптимальної для кожної вибірки моделі за допомогою повного перебору всіх можливих моделей-претендентів та їх послідовного відбору за певними критеріями [21]. Для формалізації задачі пошуку оптимальної структури найскладнішим є

процес опису властивостей моделі у вигляді деяких кількісних характеристик. Ця актуальна задача і є предметом розгляду у даному розділі. Матеріали цього розділу базуються на працях [20, 21, 47– 50, 52, 53, 128] , опублікованих автором.

2.1 Оцінювання адекватності інтервального різницевого оператора

В основі будь-якого різницевого оператора є визначення його структури. Для визначення поняття оптимальності структури різницевого оператора необхідно врахувати основні властивості моделей у вигляді різницевого операторів та формалізувати задачу структурної ідентифікації на основі аналізу цих властивостей [52].

Нехай різницевий оператор характеризується наступними підмножинами:

$U_p^s \subseteq U_p$, $U_p = \{\vec{u} \in R^p | \{\vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}\}\}$, U_p^s – підмножина вхідних змінних (управлінь), яка визначається на множині усіх можливих компонент вектора управління $\vec{u}_{j,k}$;

$V_\eta^s \subseteq V_\eta$, $V_\eta = \{\widehat{v}_{j,k} \in R^\eta | \{\widehat{v}_{0,0}, \dots, \widehat{v}_{0,k}, \widehat{v}_{1,0}, \dots, \widehat{v}_{1,k}, \dots, \widehat{v}_{j,0}, \dots, \widehat{v}_{j,k}\}\}$, V_η^s – підмножина дискретних значень прогнозової величини у початкові моменти, яка визначається на множині усіх можливих компонент із набору $[\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], \dots, [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}]$ і характеризує порядок η різницевого оператора;

$G_m^s \subseteq G_m$, $G_m = \{\vec{g}_m \in R^m | \{g_1, \dots, g_m\}\}$, G_m^s – множина параметрів різницевого оператора, яка визначається компонентами вектора \vec{g} ;

$F_{m,d}^s \subseteq F_{m,d}$, $F_{m,d}^s = \{\vec{f} \in R^m | \{f_1([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_i([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_m([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u})\}\}$, $F_{m,d}^s$ – підмножина базисних функцій різницевого оператора, яка визначається вектором базисних функцій $\vec{f} = (f_1([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_i([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_m([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}))$.

Отже, поточну s -ту структуру різницевого оператора можна описати у вигляді такого кортежу:

$$\lambda_s : \langle U_p^s, V_\eta^s, G_m^s, F_{m,d}^s \rangle, \quad s = 1, \dots, S. \quad (2.1)$$

Структурні елементи із множини U_p^s, V_η^s вказаного кортежу пов'язані вектором базисних функцій $\vec{f}(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, \dots, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k})$.

Для прикладу представлення структури різницевого оператора оберемо таку структуру:

$$\lambda_s : \langle \{u_1\}, \{v_{k-1}, v_k\}, \{g_1, g_2, g_3\}, \{u_1^2 \cdot v_{k-1}, u_1, v_k^2\} \rangle$$

Тоді у випадку лінійного за параметрами різницевого оператора для даної структури його вигляд буде наступним:

$$v_{k+1} = g_1 \cdot u_1^2 \cdot v_{k-1} + g_2 \cdot u_1 + g_3 \cdot v_k^2.$$

Розглянемо детальніше основні характеристики різницевих інтервальних операторів, які дозволяють побудувати критерії оцінки їх якості [53].

Однією з основних характеристик є адекватність, яку на практиці достатньо важко визначити, а у більшості випадків неможливо визначити кількісно.

Користуючись аналогією із визначенням адекватності структури інтервальних моделей статичних систем, вважатимемо, що адекватність характеризує відповідність опису властивостей об'єкта різницеvim оператором ступені досягнення мети моделювання. Оскільки властивості об'єкта проявляються у спостереженнях за ним, то будемо вважати, що задана структура різницевого оператора дозволяє побудувати адекватну модель у випадку узгодження прогнозних даних, отриманих на основі різницевого оператора, із інтервальними даними, отриманими при дослідженні об'єкта.

Така узгодженість у випадку інтервальних моделей статичних систем полягає в існуванні розв'язку ІСНАР (1.14), побудова якої розглянута у першому розділі. В ІСНАР (1.14) закладено властивості різницевого оператора, який задає структуру моделі та властивості самого об'єкта, представлені експериментальними даними [54].

Для аналізу адекватності моделі у випадку застосування інтервального різницевого оператора розглянемо особливість побудови такого лінійного оператора на основі експериментальних даних з обмеженими за амплітудою похибками.

Як було зазначено у першому розділі, невідомий вектор параметрів \vec{g} різницевого оператора будемо оцінювати за умовами включення прогнозних значень у відповідний інтервал експериментальних даних. Вказані умови уможливили формування ІСНАР (1.14).

Означення. Інтервальний різницевий оператор дозволяє побудувати адекватну модель із заданою структурою, що визначається вектором базисних функцій $\vec{F}(\bullet) = \vec{f}([\hat{v}_{0,0}], \dots, [\hat{v}_{0,k}], [\hat{v}_{1,0}], \dots, [\hat{v}_{1,k}], [\hat{v}_{j,0}], \dots, [\hat{v}_{j,k}], \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}, \vec{g})$, якщо побудована інтервальна система нелінійних алгебричних рівнянь (1.14) є сумісною. Позначимо розв'язок такої системи Ω .

Тоді формально правило, яке визначає адекватність моделі, побудованої на основі різницевого оператора, матиме такий вигляд:

якщо $\Omega|_{[v_{j,k}], \lambda_s} \neq \emptyset$, то модель у вигляді різницевого оператора є адекватною.

Слід зауважити, якщо інтервальна система нелінійних алгебраїчних рівнянь (ІСНАР), яка використовується в задачі структурної ідентифікації для знаходження області параметрів $\Omega|_{[v_{j,k}], \lambda_s}$, є несумісною, то множина параметрів для моделі-претендента є пустою, тобто $\Omega|_{[v_{j,k}], \lambda_s} = \emptyset$.

При фіксованій структурі для перевірки адекватності моделі у вигляді різницевого оператора з цією структурою необхідно перевірити сумісність ІСНАР (1.14). Враховуючи нелінійність алгебричних рівнянь, єдиним способом

перевірки адекватності є пошук хоча б одного розв'язку ІСНАР. Якщо існує хоча б один розв'язок, то ІСНАР сумісна, а модель системи чи процесу, побудована на основі різницевого оператора із даною структурою, є адекватною.

Для отримання розв'язку ІСНАР (1.14) використовуються методи випадкового пошуку параметрів різницевого оператора для заданої структури. Одним із найкращих є метод випадкового пошуку з настроюванням кроку.

В основу процедури перевірки адекватності заданої структури, тобто пошуку сумісності ІСНАР (1.14) покладемо ітераційний метод уточнення наближеного розв'язку. Розглянемо даний алгоритм детальніше.

На першому кроці випадкового пошуку генерується початкове наближення $\widehat{g}_0 = 0$, $l = 0$, де l – номер ітерації пошуку \widehat{g}_{dop} . Генерується випадковий вектор $\vec{\xi}_l$ за формулою:

$$\vec{\xi}_l = r \cdot \left(\frac{\Delta g_{1l}}{R_l}, \dots, \frac{\Delta g_{ml}}{R_l} \right), \quad (2.2)$$

де $\Delta g_{1l}, \dots, \Delta g_{ml}$ – випадкові числа, згенеровані відповідно до рівномірного закону розподілу на інтервалі $[-1;1]$; $R_l = \sqrt{\Delta g_{1l}^2 + \dots + \Delta g_{ml}^2}$.

Обчислення нового наближення \widehat{g}_{l+1} здійснюється за формулою:

$$\widehat{g}_{l+1} = \widehat{g}_l + \vec{\xi}_l. \quad (2.3)$$

Звідси можна обчислити інтервальні прогнозовані оцінки модельованої характеристики $[\widehat{v}_{l,j+1,k+1}]$, $k = 0, \dots, N-1$, $j = 0, \dots, J-1$ за формулою (1.6) із урахуванням (1.14):

$$[\widehat{v}_{l,j+1,k+1}] = \widehat{g}_l \times \vec{f}([\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], \dots, [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}), \quad (2.4)$$

$$k = 0, \dots, N-1, \quad j = 0, \dots, J-1.$$

Розглянемо деяку величину δ_l , що задає якість поточного наближення до допускового вектора. На цьому кроці приймаємо, що якість наближення тим вища, чим ближче буде прогнозований коридор, побудований на основі даного наближення вектора параметрів, до експериментального. Таким чином, якість наближення будемо визначати кількісно у вигляді різниці центрів найбільш віддалених між собою прогнозного та експериментального інтервалів – у випадку, коли вони не перетинаються та найменшою шириною перетину серед прогнозних та експериментальних інтервалів – для випадку їх перетину. Формально ці умови запишемо так:

$$\begin{aligned} \delta_l(\hat{g}) &= \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \left| \text{mid}([\hat{v}_{l, j+1, k+1}]) - \text{mid}([v_{j+1, k+1}]) \right| \right\} = \\ &= \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \left| \text{mid} \left(\hat{g} \cdot \vec{f}([\hat{v}_{0,0}], \dots, [\hat{v}_{0,k}], [\hat{v}_{1,0}], \dots, [\hat{v}_{1,k}], [\hat{v}_{j,0}], \dots, [\hat{v}_{j,k}], \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k} \right) - \text{mid}([v_{j+1, k+1}]) \right| \right\} \end{aligned} \quad (2.5)$$

якщо $[\hat{v}_{l, j+1, k+1}] \cap [v_{j+1, k+1}] = \emptyset, \exists j = 0, \dots, J-1, \exists k = 0, \dots, N-1,$

$$\begin{aligned} \delta_l(\hat{g}) &= \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \left| \text{wid}([\hat{v}_{l, j+1, k+1}]) - \text{wid}([\hat{v}_{l, j+1, k+1}] \cap [v_{j+1, k+1}]) \right| \right\} = \\ &= \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \left| \text{wid} \left(\hat{g} \cdot \vec{f}([\hat{v}_{0,0}], \dots, [\hat{v}_{0,k}], [\hat{v}_{1,0}], \dots, [\hat{v}_{1,k}], [\hat{v}_{j,0}], \dots, [\hat{v}_{j,k}], \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k} \right) - \right. \right. \\ &\quad \left. \left. \text{wid} \left(\left(\hat{g} \cdot \vec{f}([\hat{v}_{0,0}], \dots, [\hat{v}_{0,k}], [\hat{v}_{1,0}], \dots, [\hat{v}_{1,k}], [\hat{v}_{j,0}], \dots, [\hat{v}_{j,k}], \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k} \right) \cap [v_{j+1, k+1}] \right) \right| \right\}, \end{aligned} \quad (2.6)$$

якщо $[\hat{v}_{l, j+1, k+1}] \cap [v_{j+1, k+1}] \neq \emptyset, \forall j = 0, \dots, J-1, \forall k = 0, \dots, N-1,$

де $\text{mid}(\bullet), \text{wid}(\bullet)$ – операції визначення центру та ширини інтервалу відповідно.

Якщо $\delta_l = 0$, обчислене за формулою (2.6), то $\hat{g}_{dop} = \hat{g}_l$, отримуємо адекватну модель у вигляді різницевого оператора, інакше – покладемо $l=l+1$ і повернемося до генерування випадкового вектора $\vec{\xi}_l$.

Як видно із формули (2.6) „якість“ нового наближення залежить від згенерованого випадковим чином вектора $\vec{\xi}_l$, зокрема від оптимального вибору параметра пошуку r . З метою забезпечення співвідношення $\widehat{g}_{l+1} \succ \widehat{g}_l$, де \succ – відношення переваги, а також забезпечення швидкої збіжності додатково при генеруванні наближення здійснюємо настроювання кроку r . В цьому випадку використовуємо методи одновимірної оптимізації з цільовою функцією:

$$\delta(r) \xrightarrow{\widehat{g} \in \Omega} \min, \quad (2.7)$$

$$\delta_{l+1}(r) = \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \text{mid} \left(\left(\widehat{g}_l + r \cdot \left(\frac{\Delta g_{1l}}{R_l}, \dots, \frac{\Delta g_{ml}}{R_l} \right) \right)^T \cdot [\widehat{f}_{j,k}] \right) - \text{mid}([v_{j+1, k+1}]) \right\}, \quad (2.8)$$

$$\text{якщо} \left(\left(\widehat{g}_l + r \cdot \left(\frac{\Delta g_{1l}}{R_l}, \dots, \frac{\Delta g_{ml}}{R_l} \right) \right)^T \cdot [\widehat{f}_{j,k}] \right) \cap [v_{j+1, k+1}] = \emptyset, j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1$$

або

$$\delta_{l+1}(r) = \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \text{wid} \left(\left(\widehat{g}_l + r \cdot \left(\frac{\Delta g_{1l}}{R_l}, \dots, \frac{\Delta g_{ml}}{R_l} \right) \right)^T \cdot [\widehat{f}_{j,k}] \right) - \right. \quad (2.9)$$

$$\left. - \text{wid} \left(\left(\left(\widehat{g}_l + r \cdot \left(\frac{\Delta g_{1l}}{R_l}, \dots, \frac{\Delta g_{ml}}{R_l} \right) \right)^T \cdot [\widehat{f}_{j,k}] \right) \cap [v_{j+1, k+1}] \right) \right\},$$

$$\text{якщо} \left(\left(\widehat{g}_l + r \cdot \left(\frac{\Delta g_{1l}}{R_l}, \dots, \frac{\Delta g_{ml}}{R_l} \right) \right)^T \cdot [\widehat{f}_{j,k}] \right) \cap [v_{j+1, k+1}] \neq \emptyset, j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1.$$

Як видно із вищенаведеного опису алгоритму, для оцінки структури різницевого оператора необхідно розв'язати складну з обчислювальної точки зору задачу. У випадку існування розв'язку цієї задачі отримуємо адекватну структуру.

Незважаючи на високу складність оцінки адекватності структури інтервального різницевого оператора, наведений метод встановлення адекватності заданої структури є єдиним можливим методом, який дає надійний результат з точки зору збіжності.

Отже, для оцінки сумісності системи необхідно знайти хоча б один вектор параметрів різницевого оператора \widehat{g} , який забезпечує сумісність ІСНАР (1.14). Проте, оскільки різницевий оператор описує динаміку об'єкта, то розв'язки ІСНАР суттєвим чином залежатимуть від початкових умов, при яких шукається модель динаміки цього об'єкта. Тому в розглянутому методі перевірки сумісності, побудованому на випадковому пошуку параметрів \widehat{g} , реалізована ітераційна процедура задання початкових умов на інтервалах, отриманих експериментально. Оскільки для кожної дискрети прогнозовані значення повинні належати експериментальним, тобто $\widehat{v}_{j+1,k+1} \in [v_{j+1,k+1}^-; v_{j+1,k+1}^+]$, то для побудови моделей у вигляді різницевого оператора $\vec{f}([\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], \dots, [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}, \widehat{g})$, початкові умови задаємо так:

$$\begin{aligned} \widehat{v}_{0,0} &= v_{0,0}^- + \varepsilon \cdot (v_{0,0}^+ - v_{0,0}^-), \dots, \widehat{v}_{0,k} = v_{0,k}^- + \varepsilon \cdot (v_{0,k}^+ - v_{0,k}^-), \\ \widehat{v}_{1,0} &= v_{1,0}^- + \varepsilon \cdot (v_{1,0}^+ - v_{1,0}^-), \dots, \widehat{v}_{1,k} = v_{1,k}^- + \varepsilon \cdot (v_{1,k}^+ - v_{1,k}^-), \\ &\dots \\ \widehat{v}_{j,0} &= v_{j,0}^- + \varepsilon \cdot (v_{j,0}^+ - v_{j,0}^-), \dots, \widehat{v}_{j,k} = v_{j,k}^- + \varepsilon \cdot (v_{j,k}^+ - v_{j,k}^-), \end{aligned} \quad (2.10)$$

де ε – деяке значення, яке належить проміжку $[0;1]$.

Практика застосування описаного методу перевірки сумісності ІСНАР (1.14) за умов (2.10) показала, що найменша обчислювальна складність реалізації даного методу досягається у випадку початкового задання $\varepsilon = 1/2$.

Адекватність різницевого оператора визначається не тільки параметром \widehat{g} , але і кількістю вхідних змінних у заданий дискретний момент часу,

порядком різницевого оператора, кількістю базисних функцій, тому формули (2.5) та (2.6) можуть слугувати не тільки показником оцінки якості параметрів моделі, але і показником оцінки якості структури. Виходячи із вищевикладеного, доцільно провести заміну у формулах (2.5) та (2.6): замість параметра \hat{g} вказувати залежність показника якості від кортежу, тобто від конкретної поточної структури різницевого оператора:

$$\delta(\lambda_s) = \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \text{mid}([\hat{v}_{j+1, k+1}(\lambda_s)]) - \text{mid}([v_{j+1, k+1}]) \right\}, \quad (2.11)$$

якщо $[\hat{v}_{j+1, k+1}(\lambda_s)] \cap [v_{j+1, k+1}] = \emptyset, \exists k = 0, \dots, N-1, \exists j = 0, \dots, J-1,$

$$\delta(\lambda_s) = \max_{j=0, \dots, J-1, k=0, \dots, N-1} \left\{ \text{wid}([\hat{v}_{j+1, k+1}(\lambda_s)]) - \text{wid}([\hat{v}_{j+1, k+1}(\lambda_s)] \cap [v_{j+1, k+1}]) \right\}, \quad (2.12)$$

якщо $[\hat{v}_{j+1, k+1}(\lambda_s)] \cap [v_{j+1, k+1}] \neq \emptyset, \forall k = 0, \dots, N-1, \forall j = 0, \dots, J-1.$

Слід зауважити, що залежність $\delta(\lambda_s)$ задається алгоритмічно, оскільки λ_s є кортежем. Питання такого алгоритмічного задання будемо розглядати у 3 розділі.

Незважаючи на важливість описаного вище критерію, його застосування дає можливість сформуванню множини адекватних моделей з різними структурами різницевого оператора. Тому наступним етапом структурної ідентифікації є вибір однієї структури з метою побудови єдиної моделі.

Для вибору єдиної структури необхідно ввести інші показники якості, що є предметом розгляду в наступному підрозділі.

2.2 Критерії оптимальності структури інтервального різницевого оператора

Процес оцінювання якості структури різницевого оператора є надзвичайно складним, оскільки саме поняття якості структури важко представити кількісно.

У теорії моделювання існує ряд підходів до оцінки якості структури, проте, як показано в першому розділі, вони є непридатними для випадку побудови моделей у вигляді різницевого оператора на основі інтервальних даних.

Основними ознаками якості вважають: складність реалізації, зокрема обчислювальну, на основі заданої структури, точність, а також повноту відображення властивостей об'єкта, яка потрібна для досягнення цілі моделювання.

Очевидно, що чим буде нижча складність структури різницевого оператора, тим модель буде простішою і відповідно простіше з обчислювальної точки зору буде оперувати цією моделлю.

Аналіз структури моделі у вигляді лінійного різницевого оператора у вигляді (1.6) дозволяє визначити вимоги до показників складності. А саме, складність структури лінійного різницевого оператора буде визначатися:

- кількістю p вхідних змінних у заданий дискретний момент часу;
- порядком різницевого оператора, який визначається кількістю η величин із набору $[\widehat{v}_{0,0}], \dots, [\widehat{v}_{0,k}], [\widehat{v}_{1,0}], \dots, [\widehat{v}_{1,k}], [\widehat{v}_{j,0}], \dots, [\widehat{v}_{j,k}]$.
- кількістю m базисних функцій $f_1([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_i([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_m([\widehat{v}_{j,k}], \vec{u})$ та кількістю параметрів g_1, \dots, g_m .

Якщо базисні функції є поліноміальними, то складність також можна визначати максимальною степенню d поліноміальних базисних функцій, які входять у структуру лінійного різницевого оператора.

Розглянемо приклади оцінки складності. Порівняємо наступні структури моделей у вигляді різницевого оператора, припускаючи, що кожен із різницевого операторів забезпечує побудову адекватної моделі:

$$v_{k+1} = g \cdot v_k, \quad (2.13)$$

$$v_{k+1} = g_1 \cdot v_{k-1} + g_2 \cdot v_k \cdot u_{1,k}, \quad (2.14)$$

$$v_{k+1} = g_1 \cdot v_{k-2} + g_2 \cdot v_{k-1} \cdot u_{1,k} + g_3 \cdot v_k \cdot u_{2,k}. \quad (2.15)$$

Кожну структуру моделі у вигляді різницевого оператора можна описати у вигляді наступних кортежів:

$$\lambda_1 : \langle \{v_k\}, \{g\}, \{v_k\} \rangle,$$

$$\lambda_2 : \langle \{v_{k-1}, v_k\}, \{u_{1,k}\}, \{g_1, g_2\}, \{v_{k-1}, v_k \cdot u_{1,k}\} \rangle,$$

$$\lambda_3 : \langle \{u_{1,k}, u_{2,k}\}, \{v_{k-2}, v_{k-1}, v_k\}, \{g_1, g_2, g_3\}, \{v_{k-2}, v_{k-1} \cdot u_{1,k}, v_k \cdot u_{2,k}\} \rangle.$$

Для цих структур показники складності наведені у таблиці 2.1.

Таблиця 2.1 – Дослідження показників складності

Модель у вигляді різницевого оператора	Кількість p вхідних змінних	Порядок η різницевого оператора	Кількість базисних функцій та кількість параметрів m
$v_{k+1} = g \cdot v_k$	0	1	1
$v_{k+1} = g_1 \cdot v_{k-1} + g_2 \cdot v_k \cdot u_{1,k}$	1	2	2
$v_{k+1} = g_1 \cdot v_{k-2} + g_2 \cdot v_{k-1} \cdot u_{1,k} + g_3 \cdot v_k \cdot u_{2,k}$	2	3	3

Як видно з таблиці 2.1, з точки зору показників складності структура адекватної моделі у вигляді різницевого оператора (2.15) є гіршою від структури адекватної моделі (2.14), а структура (2.14) є гіршою від структури адекватної моделі (2.13).

На відміну від випадку інтервальних статичних систем, під час оцінки точності інтервального різницевого оператора можемо говорити тільки про ширину прогнозного коридору для початково заданих інтервальних даних або середнє значення ширини прогнозного коридору.

Вищеописаний критерій адекватності моделі забезпечує наближення процесу із заданою точністю до експериментальних даних. В той же час побудована математична модель без урахування коридору прогнозування малопридатна для прийняття рішень, оскільки вона не відображає рівень (межі) невизначеності.

Таким чином, чим ширший прогнозований коридор адекватних моделей, який забезпечує критерій включення, тим повніше модель відображає межі невизначеності для прийняття рішень.

Для заданого критерію точність моделі у вигляді різницевого оператора є апіорі заданою і визначається шириною коридору експериментальних даних і не повинна виходити за межі початкової невизначеності, відображеної інтервальними даними. В той же час, чим більша ширина коридору прогнозування, побудованого на основі моделі у вигляді різницевого оператора, тим більша свобода при виборі розв'язків на основі цієї моделі. Це і є особливістю інтервальних моделей, які відображають динаміку у вигляді допускових коридорів прогнозування.

Виходячи із вищенаведених міркувань, точність моделі на основі різницевого оператора будемо трактувати як середню або мінімальну ширину коридору прогнозування, яку у випадку дискретних даних задаватимемо відповідно:

$$\begin{aligned} \Delta\psi(\lambda_s) &= \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} (\widehat{v}_{j+1,k+1}^+ - \widehat{v}_{j+1,k+1}^-) = \\ &= \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} \left(\max_{\widehat{g} \in \Omega} \left\{ \widehat{g}^T \cdot \vec{f}(\widehat{v}_{0,0}, \dots, \widehat{v}_{0,k}, \widehat{v}_{1,0}, \dots, \widehat{v}_{1,k}, \widehat{v}_{j,0}, \dots, \widehat{v}_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}) \right\} - \right. \\ &\quad \left. - \min_{\widehat{g} \in \Omega} \left\{ \widehat{g}^T \cdot \vec{f}(\widehat{v}_{0,0}, \dots, \widehat{v}_{0,k}, \widehat{v}_{1,0}, \dots, \widehat{v}_{1,k}, \widehat{v}_{j,0}, \dots, \widehat{v}_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}) \right\} \right); \end{aligned} \quad (2.16)$$

$$\begin{aligned}
\Delta\psi(\lambda_s) &= \min_{k=0,\dots,N-1; j=0,\dots,L-1} \{ \widehat{v}_{j+1,k+1}^+ - \widehat{v}_{j+1,k+1}^- \} = \\
&= \min_{k=0,\dots,N-1; j=0,\dots,L-1} \left\{ \max_{\widehat{g} \in \Omega} \left\{ \widehat{g}^T \cdot \vec{f}(\widehat{v}_{0,0}, \dots, \widehat{v}_{0,k}, \widehat{v}_{1,0}, \dots, \widehat{v}_{1,k}, \widehat{v}_{j,0}, \dots, \widehat{v}_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}) \right\} - \right. \\
&\quad \left. - \min_{\widehat{g} \in \Omega} \left\{ \widehat{g}^T \cdot \vec{f}(\widehat{v}_{0,0}, \dots, \widehat{v}_{0,k}, \widehat{v}_{1,0}, \dots, \widehat{v}_{1,k}, \widehat{v}_{j,0}, \dots, \widehat{v}_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}) \right\} \right\}. \quad (2.17)
\end{aligned}$$

Як бачимо, у даному випадку показник точності, на відміну від випадку статичних систем, не є визначальним, оскільки, як впливає із виразів (2.16) і (2.17), в умовах структурної невизначеності більше значення $\Delta\psi(\lambda_s)$ дає більшу ступінь свободи при виборі адекватності структури.

Виходячи із вищезазначеного, критерій забезпечення точності трактуватимемо як критерій, який в найбільшій мірі відображає невизначеність при описі явища чи процесу. Тому критерій вибору структури, який характеризує точність моделей на основі різницевого оператора, запишемо у вигляді:

$$\Delta\psi(\lambda_s) \xrightarrow{\lambda_s} \max, \quad (2.18)$$

за умови сумісності ІСНАР (1.14).

Отже, нехай структура у вигляді кортежу λ_1 задає різницевий оператор, який дає можливість побудувати модель з точністю $\Delta\psi_1$, а точність моделі зі структурою у вигляді кортежу λ_2 становить $\Delta\psi_2$. Виходячи із виразу (2.18), структура λ_1 є кращою від структури λ_2 , якщо виконується умова $\Delta\psi_1 > \Delta\psi_2$.

З точки зору досягнення цілей моделювання, які, як правило, трактують як відображення певних властивостей об'єкта або прийняття рішень, важливим є показник повноти відображення властивостей об'єкта на моделі.

Вибір найбільш важливих управляючих факторів системи для відображення їх у повну множину базисних функцій інтервального різницевого оператора здійснюють на основі критерію повноти [51]. Для отримання кількісної оцінки показника повноти у випадку моделювання з використанням різницевого оператора, модель будемо вважати „кращою“ у випадку

мінімального ступеня варіації прогнозних значень відносно експериментальних. Цей ступінь варіації суттєвим чином залежить від урахування (неврахування) певних наборів вхідних змінних у векторі \vec{u}_k -управління та урахування наборів значень прогнозної характеристики \hat{v}_k на попередніх кроках. Формально цей показник можна представити у такому вигляді:

$$R(\lambda_s) = \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} \frac{\min\{v_{j+1,k+1}^+, \hat{v}_{j+1,k+1}^+(\hat{v}_{j,k}, \vec{u})\} - \max\{v_{j+1,k+1}^-, \hat{v}_{j+1,k+1}^-(\hat{v}_{j,k}, \vec{u})\}}{v_{j+1,k+1}^+ - v_{j+1,k+1}^-}, \quad (2.19)$$

$$\text{де } \hat{v}_{j+1,k+1}^-(\hat{v}_{j,k}, \vec{u}) = \min_{\vec{g} \in \Omega} (\vec{g}^T \cdot \vec{f}(\hat{v}_{0,0}, \dots, \hat{v}_{0,k}, \hat{v}_{1,0}, \dots, \hat{v}_{1,k}, \hat{v}_{j,0}, \dots, \hat{v}_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}));$$

$$\hat{v}_{j+1,k+1}^+(\hat{v}_{j,k}, \vec{u}) = \max_{\vec{g} \in \Omega} (\vec{g}^T \cdot \vec{f}(\hat{v}_{0,0}, \dots, \hat{v}_{0,k}, \hat{v}_{1,0}, \dots, \hat{v}_{1,k}, \hat{v}_{j,0}, \dots, \hat{v}_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k})) - \text{нижнє та}$$

верхнє значення прогнозованого інтервалу вихідної змінної на основі адекватної моделі зі структурою λ_s ;

Ω – область оцінок параметрів різницевого оператора \vec{g} зі структурою λ_s .

Тоді критерій повноти моделі на основі різницевого оператора запишемо у такому вигляді:

$$R(\lambda_s) \xrightarrow{\lambda_s} \max. \quad (2.20)$$

Показник повноти заданий формулою (2.19), на якому побудований критерій (2.20), дає змогу визначити ступінь наближеності моделі до оптимальної за критерієм повноти. Тому на практиці, якщо показник повноти $R(\lambda_1)$ для однієї моделі у вигляді різницевого оператора перевищує показник повноти для іншої моделі $R(\lambda_2)$, то для структур, які задають дані моделі, справедливе відношення $\lambda_1 \succ \lambda_2$.

Виходячи із наведеного опису структури, на даному етапі побудуємо таблицю критеріїв оптимальності структури моделі на основі лінійного інтервального різницевого оператора (Таблиця 2.2).

Таблиця 2.2 відображає формальні показники оцінки „якості“ структури інтервального різницевого оператора як моделі об’єкта.

Таблиця 2.2 – Критерії оптимальності інтервального різницевого оператора

Критерій	Формальний запис
критерії складності:	
мінімізація кількості вхідних змінних	$p \xrightarrow{\lambda_s} \min ,$ $U_p^s \subseteq U_p , U_p^s = \{ \vec{u} \in R^p \mid \{ \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k} \} \}$
мінімізація порядку різницевого оператора	$\eta \xrightarrow{\lambda_s} \min ,$ $V_\eta^s \subseteq V_\eta , V_\eta = \{ \vec{v}_{j,k} \in R^\eta \mid \{ [\vec{v}_{0,0}], \dots, [\vec{v}_{0,k}], \dots, [\vec{v}_{j,0}], \dots, [\vec{v}_{j,k}] \} \}$
мінімізація кількості базисних функцій	$m \xrightarrow{\lambda_s} \min ,$ $F_{m,d}^s \subseteq F_{m,d} ,$ $F_{m,d}^s = \{ \vec{f} \in R^m \mid \{ f_1([\vec{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_i([\vec{v}_{j,k}], \vec{u}), \dots, f_m([\vec{v}_{j,k}], \vec{u}) \} \}$
мінімізація кількості параметрів різницевого оператора	$m \xrightarrow{\lambda_s} \min ,$ $G_m^s \subseteq G_m , G_m^s = \{ \vec{g}_m \in R^m \mid \{ g_1, \dots, g_m \} \}$
критерій адекватності:	
сумісність ІСНАР	$\Omega_{[v_{j,k}], \lambda_s} \neq \emptyset$
критерій точності:	
	$\Delta \psi(\lambda_s) \xrightarrow{\lambda_s} \max ,$ $\Delta \psi(\lambda_s) = \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} (\hat{v}_{j+1,k+1}^+ - \hat{v}_{j+1,k+1}^-)$
критерій повноти:	
	$R(\lambda_s) \xrightarrow{\lambda_s} \max ,$ $R(\lambda_s) = \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} (\min \{ v_{j+1,k+1}^+, \hat{v}_{j+1,k+1}^+ (\hat{v}_{j,k}, \vec{u}) \} - \max \{ v_{j+1,k+1}^-, \hat{v}_{j+1,k+1}^- (\hat{v}_{j,k}, \vec{u}) \}) / (v_{j+1,k+1}^+ - v_{j+1,k+1}^-)$

Користуючись таблицею 2.2 критеріїв складності, адекватності, точності та повноти, сформулюємо задачу пошуку оптимальної структури різницевого оператора у такому вигляді:

1. Оцінка адекватності моделі, тобто перевірка сумісності ІСНАР за формулами (2.11) та (2.12), і прийняття рішень:

якщо $\Omega_{[v_{j,k}, \lambda_s]} \neq \emptyset$, то модель у вигляді різницевого оператора є адекватною.

У випадку селекції структур серед неадекватних, кращою структурою вважатимемо таку, для якої:

$$\delta(\lambda_s) \xrightarrow{\bar{g}, \lambda_s} \min. \quad (2.21)$$

2. Вибір оптимальної структури для адекватних моделей на основі оптимізаційної задачі:

$$\left\{ \begin{array}{l} p \rightarrow \min \text{ або } \eta \rightarrow \min \text{ або } t \rightarrow \min; \\ \Delta\psi(\lambda_s) \xrightarrow{\lambda_s} \max, \\ \Delta\psi(\lambda_s) = \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} (\widehat{v}_{j+1,k+1}^+ - \widehat{v}_{j+1k+1}^-); \\ R(\lambda_s) \xrightarrow{\lambda_s} \max, \\ R(\lambda_s) = \frac{1}{J \cdot N} \sum_{j=0}^{J-1} \sum_{k=0}^{N-1} \frac{\min\{v_{j+1,k+1}^+, \widehat{v}_{j+1,k+1}^+(\widehat{v}_{j,k}, \bar{u})\} - \max\{v_{j+1,k+1}^-, \widehat{v}_{j+1k+1}^-(\widehat{v}_{j,k}, \bar{u})\}}{v_{j+1,k+1}^+ - v_{j+1k+1}^-}, \end{array} \right. \quad (2.22)$$

за обмежень, заданих ІСНАР (1.14).

Таким чином, задача структурної ідентифікації різницевого оператора є задачею багатокритеріальної оптимізації із дискретними цільовими функціями та нелінійними обмеженнями, заданими ІСНАР (1.14).

Для створення методів та алгоритмів структурної ідентифікації різницевих операторів необхідно встановити особливості отримання кількісних значень показників якості структури, що є предметом розгляду у наступному підрозділі.

2.3 Дослідження показників якості структури моделей у вигляді інтервального різницевого оператора

Для дослідження показників якості структури було обрано процес моделювання на основі різницевого оператора деякого неавтономного об'єкта, який однозначно описується таким різницевим оператором:

$$v_{k+1} = g_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot v_{k-1} + g_2 \cdot u_{2,k} + g_3 \cdot v_k^2. \quad (2.23)$$

Використання „ідеальної“ моделі у вигляді (2.23) дало можливість побудувати таблицю імітованих експериментальних даних при відомих вхідних змінних (управліннях) $u_{1,k}$ і $u_{2,k}$. При цьому управління $u_{1,k}$ і $u_{2,k}$ чисельно задавались на основі графіків рисунку 2.1.

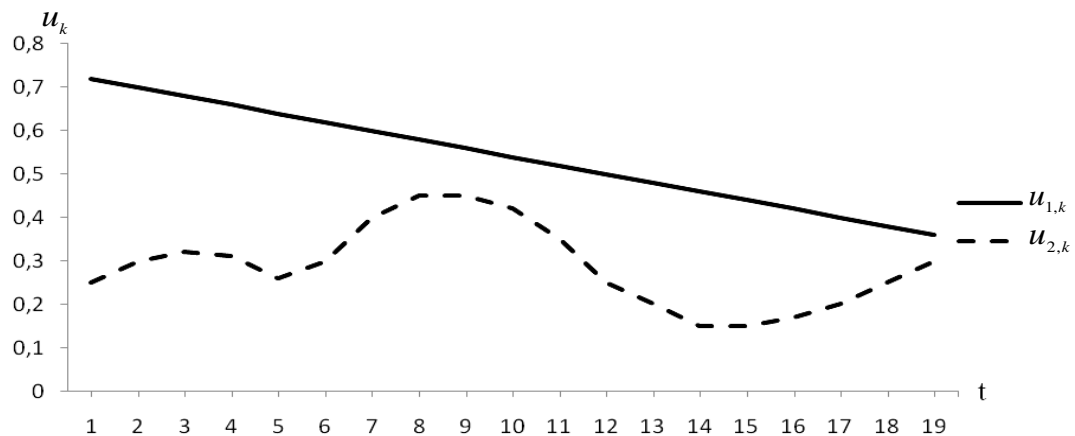


Рисунок 2.1 – Графік часової залежності вхідних змінних (управлінь)

Процес спостереження за вихідною змінною імітувався із відносною похибкою 30%. В результаті спостережень за даним об'єктом отримали інтервальні дані динаміки, наведені в таблиці 2.3.

Далі із використанням згенерованих інтервальних даних проводилось дослідження різних структур моделей у вигляді різницевих операторів.

Таблиця 2.3 – Імітовані експериментальні дані при відомих вхідних змінних (управліннях) $u_{1,k}$ і $u_{2,k}$

№	$u_{1,k}$	$u_{2,k}$	v_k^+	v_k^-
0	0,72	0,25	0,551538	0,296982
1	0,7	0,3	0,543829	0,292831
2	0,68	0,32	0,381398774	0,205368571
3	0,66	0,31	0,296841345	0,159837648
4	0,64	0,26	0,203752007	0,109712619
5	0,62	0,3	0,141160133	0,076009302
6	0,6	0,4	0,104147706	0,056079534
7	0,58	0,45	0,092952059	0,050051109
8	0,56	0,45	0,087118769	0,046910106
9	0,54	0,42	0,082437313	0,044389322
10	0,52	0,35	0,075526551	0,040668143
11	0,5	0,25	0,063738199	0,034320569
12	0,48	0,2	0,047592537	0,025626751
13	0,46	0,15	0,037325175	0,020098171
14	0,44	0,15	0,027192419	0,014642072
15	0,42	0,17	0,024899584	0,013407468
16	0,4	0,2	0,025743869	0,013862083
17	0,38	0,25	0,029094637	0,015666343
18	0,36	0,3	0,035492882	0,019111552

Спочатку була задана найпростіша структура, що дала можливість побудувати таку модель:

$$\hat{v}_{k+1} = \hat{g} \cdot \hat{v}_k, \quad k = 0, \dots, N-1. \quad (2.24)$$

Далі для цієї структури була побудована ІСНАР у вигляді:

$$\begin{cases} \hat{v}_0^- \leq [\hat{v}_0] \leq \hat{v}_0^+ \\ \hat{v}_1^- \leq \hat{g} \cdot \vec{f}_1([\hat{v}_0]) \leq \hat{v}_1^+ \\ \hat{v}_2^- \leq \hat{g} \cdot \vec{f}_2(\hat{g} \cdot \vec{f}_1([\hat{v}_0])) \leq \hat{v}_2^+ \\ \hat{v}_3^- \leq \hat{g} \cdot \vec{f}_3(\hat{g} \cdot \vec{f}_2(\hat{g} \cdot \vec{f}_1([\hat{v}_0]))) \leq \hat{v}_3^+ \\ \vdots \end{cases} \quad (2.25)$$

Застосування методу випадкового пошуку розв'язку даної ІСНАР (2.25) показало, що розв'язок відсутній. Останнє вказує на неадекватність моделі (2.24). Тому було прийнято рішення ускладнити дану структуру введенням вхідної змінної $u_{2,k}$. В результаті було отримано таку структуру:

$$v_{k+1} = g_1 \cdot v_k + g_2 \cdot u_{2,k}. \quad (2.26)$$

У такий же спосіб, як описано вище, складена ІСНАР виявилась також несумісною. Далі ускладнення структури проводилося в напрямку підвищення порядку різницевого оператора, а також включення вхідної змінної $u_{1,k}$.

В результаті лише такі моделі у вигляді різницевих операторів виявились адекватними:

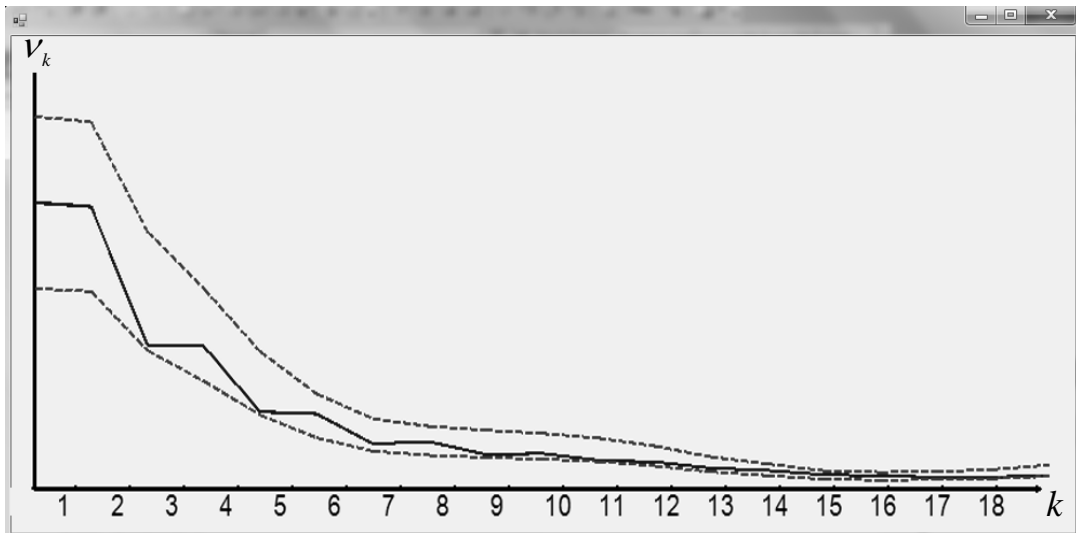
$$[\hat{v}_{k+1}] = \hat{g}_1 \cdot [\hat{v}_{k-1}] + \hat{g}_2 \cdot u_{2,k} + \hat{g}_3 \cdot [\hat{v}_k], \quad (2.27)$$

де $\hat{g}_1 = -3,756\text{E}-08$; $\hat{g}_2 = 0,472$; $\hat{g}_3 = 0,0436$.

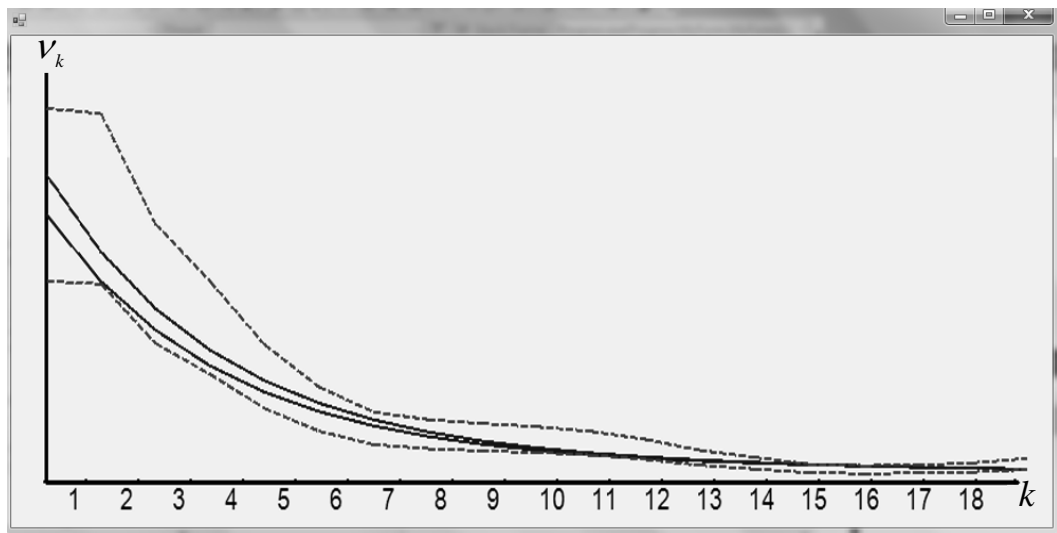
$$[\hat{v}_{k+1}] = \hat{g}_1 \cdot [\hat{v}_k] + \hat{g}_2 \cdot u_{1,k} + \hat{g}_3 \cdot u_{2,k}, \quad (2.28)$$

де $\hat{g}_1 = 4,301\text{E}-08$; $\hat{g}_2 = 0,731$; $\hat{g}_3 = 0,011$.

Динаміка прогнозного та експериментального коридору для моделі у вигляді різницевого оператора (2.27) зображена на рисунку 2.2 а, для моделі (2.28) – на рисунку 2.2 б. Одержані розв'язки є допусковими, оскільки прогнозовані коридори вкладаються в експериментальні.



а)



б)

Рисунок 2.2 – Коридори адекватних моделей у вигляді різницевих операторів:

а) модель (2.27); б) модель (2.28)

Проводилось також ускладнення моделі, шляхом додавання членів, що відображають парну взаємодію управління та попередніх значень характеристики. В результаті отримали єдину адекватну модель у такому вигляді:

$$[\hat{v}_{k+1}] = \hat{g}_1 \cdot u_{1,k} \cdot [\hat{v}_{k-1}] + \hat{g}_2 \cdot u_{2,k} + \hat{g}_3 \cdot [\hat{v}_k], \quad (2.29)$$

де $\hat{g}_1 = 9,795\text{E-}08$; $\hat{g}_2 = 0,719$; $\hat{g}_3 = 0,0793$.

На рисунку 2.3 наведено коридор результатів прогнозування для моделі у вигляді отриманого різницевого оператора за формулою (2.29), що належить коридору експериментальних даних. Як видно, ширина прогнозованого коридору для даної моделі є більшою ніж для моделей (2.27) та (2.28).

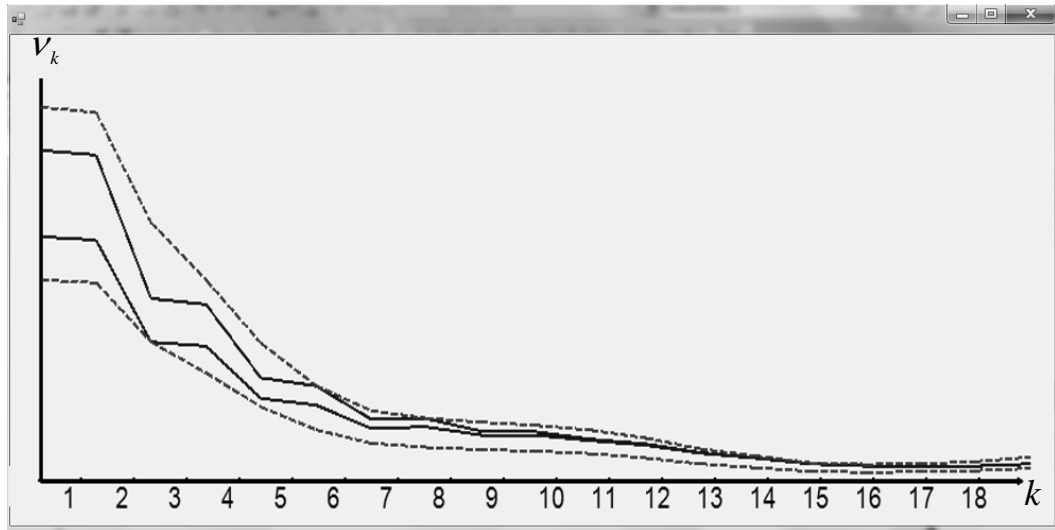


Рисунок 2.3 – Коридори експериментальних даних та результатів прогнозування для моделі у вигляді різницевого оператора другого порядку (2.29)

Подальше нарощування структури різницевого оператора здійснювалося за рахунок включення в модель (2.29) таких компонентів $\hat{g} \cdot u_{1,k}^2$; $\hat{g} \cdot u_{2,k}^2$; $\hat{g} \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\hat{v}_{k-1}]$; $\hat{g} \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\hat{v}_k]$; $\hat{g} \cdot u_{2,k}^2 \cdot [v_{k-1}]$; $\hat{g} \cdot u_{2,k}^2 \cdot [\hat{v}_k]$, а також $([\hat{v}_{k-1}])^2$; $([\hat{v}_k^+])^2$.

На даному етапі була отримана наступна адекватна модель:

$$[\hat{v}_{k+1}] = \hat{g}_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\hat{v}_{k-1}] + \hat{g}_2 \cdot u_{2,k}^2 + \hat{g}_3 \cdot ([\hat{v}_k])^2, \quad (2.30)$$

де $\hat{g}_1 = 0,605$; $\hat{g}_2 = 0,714$; $\hat{g}_3 = 0,103$.

На рисунку 2.4 відображено коридор прогнозування для моделі у вигляді різницевого оператора (2.30). Як видно, серед усіх розглянутих адекватних моделей, побудованих на основі таблиці 2.3, цей коридор є найширший, що підтверджує кращу якість структури даного різницевого оператора.

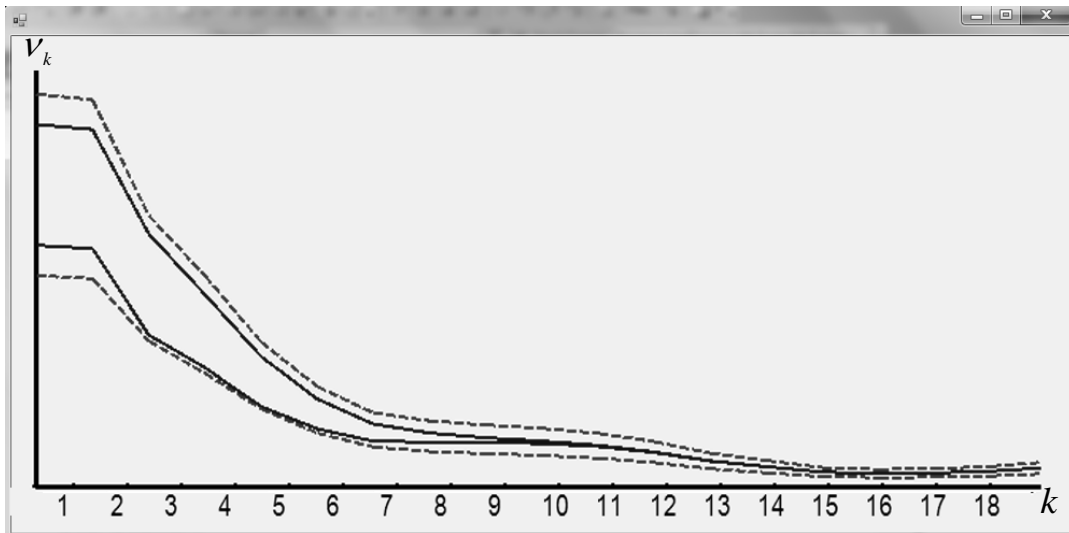


Рисунок 2.4 – Коридори експериментальних даних та результатів прогнозування для моделі у вигляді різницевого оператора (2.30)

При подальшому генеруванні структур переускладнення моделі (2.30) призвело не тільки до погіршення показників якості структури, але і до появи неадекватних моделей у вигляді:

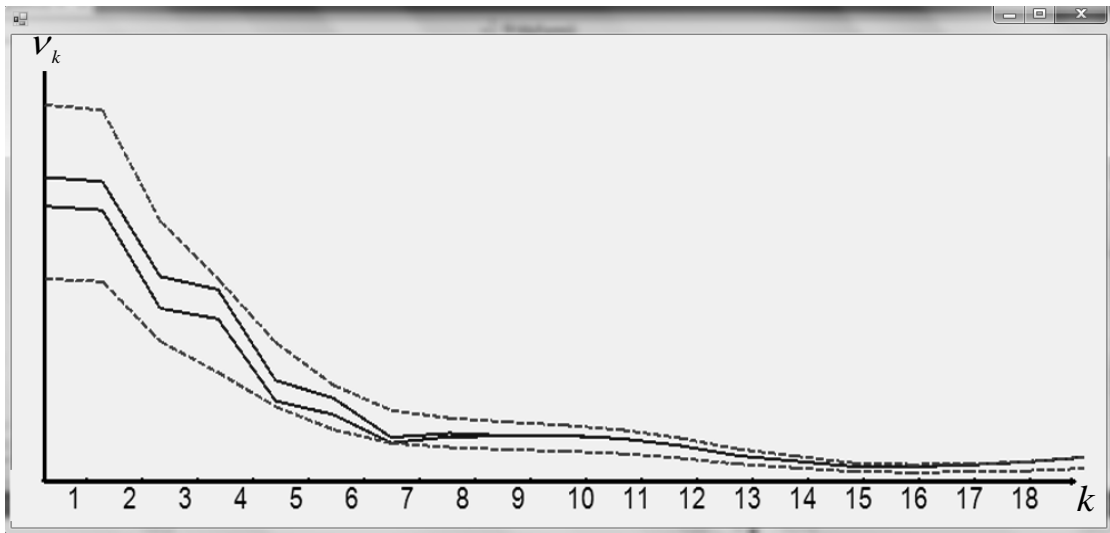
$$[\hat{v}_{k+1}] = \hat{g}_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot ([\hat{v}_{k-1}])^2 + \hat{g}_2 \cdot u_{2,k} + \hat{g}_3 \cdot ([\hat{v}_k])^2, \quad (2.31)$$

де $\hat{g}_1=0,0096$; $\hat{g}_2=2,635$; $\hat{g}_3=0,141$.

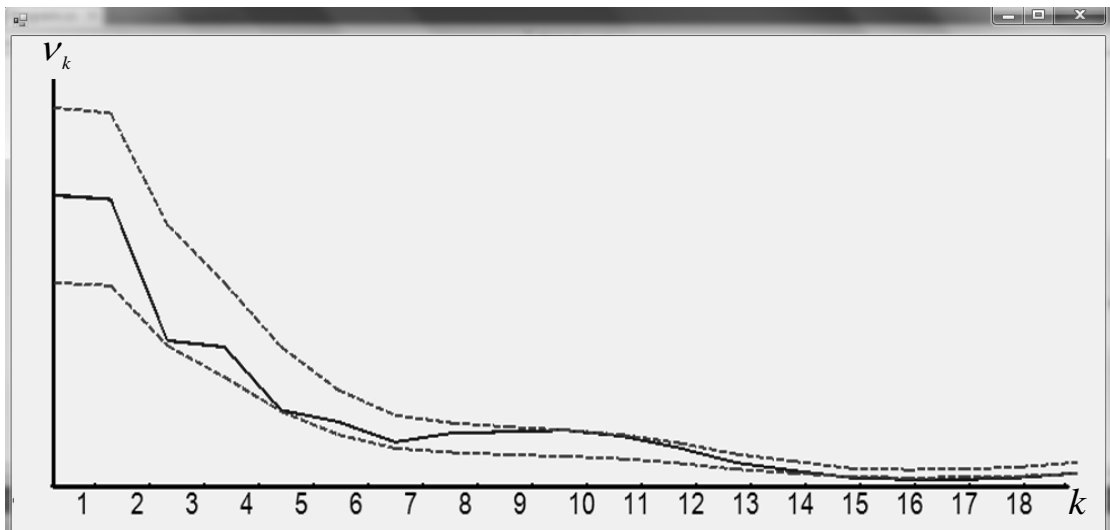
$$[\hat{v}_{k+1}] = \hat{g}_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\hat{v}_{k-1}] + \hat{g}_2 \cdot u_{2,k}^2 + \hat{g}_3 \cdot ([\hat{v}_k])^2, \quad (2.32)$$

де $\hat{g}_1=4,6398E-08$; $\hat{g}_2=0,893$; $\hat{g}_3=0,299$.

Графічне представлення коридорів прогнозування моделей у вигляді різницевих операторів (2.31) та (2.32) показано на рисунку 2.5 а) та 2.5 б), відповідно. При чому для заданих структур моделей у вигляді (2.31) та (2.32) не існує адекватних моделей не залежно від вибору початкових умов при описі динаміки, яка задається даними таблиці 2.3.



а)



б)

Рисунок 2.5 – Коридори експериментальних даних та результатів прогнозування моделей у вигляді різницевого оператора:

а) модель (2.31); б) модель (2.32)

Результати досліджень показників якості структури моделей у вигляді різницевого оператора із використанням імітаційного експерименту наведені в таблиці 2.4. Графічно результати комп'ютерного дослідження показників якості структур різницевого оператора представлені на рисунку 2.6.

Таблиця 2.4 – Результати дослідження показників якості структури моделей у вигляді різницевого оператора

Згенеровані структури різницевого оператора	Показники якості структури		
	Точність $\Delta\psi$	Повнота R	Адекватність в сенсі сумісності ІСНАР
$[\widehat{v}_{k+1}] = g \cdot [\widehat{v}_k]$	–	–	ІСНАР не сумісна
$[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot [\widehat{v}_k] + g_2 \cdot u_{2,k}$	–	–	ІСНАР не сумісна
$[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot [\widehat{v}_{k-1}] + g_2 \cdot u_{2,k} + g_3 \cdot [\widehat{v}_k]$	0,0001679	0,000687	ІСНАР сумісна
$[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot [\widehat{v}_k] + g_2 \cdot u_{1,k} + g_3 \cdot u_{2,k}$	0,011593	0,055721	ІСНАР сумісна
$[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot u_{1,k} \cdot [\widehat{v}_{k-1}] + g_2 \cdot u_{2,k} + g_3 \cdot [\widehat{v}_k]$	0,025231	0,096199	ІСНАР сумісна
$[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\widehat{v}_{k-1}] + g_2 \cdot u_{2,k} + g_3 \cdot [\widehat{v}_k^2]$	0,039171	0,143177	ІСНАР сумісна
$[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\widehat{v}_{k-1}^2] + g_2 \cdot u_{2,k} + g_3 \cdot [\widehat{v}_k^2]$	0,0127799	0,050779	ІСНАР сумісна
$[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\widehat{v}_{k-1}] + g_2 \cdot u_{2,k}^2 + g_3 \cdot [\widehat{v}_k^2]$	–	–	ІСНАР не сумісна

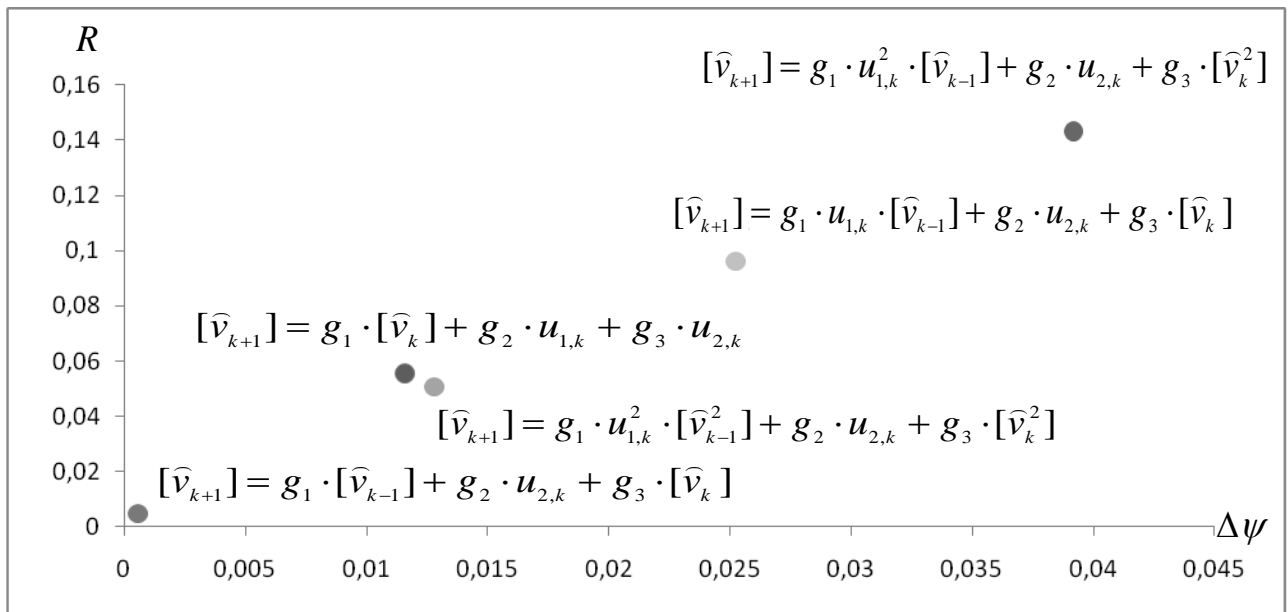


Рисунок 2.6 – Характеристики повноти та точності адекватних моделей

Як видно з таблиці 2.4 та рисунку 2.6, при дослідженні показників якості структури інтервального різницевого оператора максимальне значення показника точності та показника повноти досягаються для моделі у вигляді

різницевого оператора: $[\widehat{v}_{k+1}] = g_1 \cdot u_{1,k}^2 \cdot [\widehat{v}_{k-1}] + g_2 \cdot u_{2,k} + g_3 \cdot [\widehat{v}_k^2]$. Враховуючи, що структура цієї моделі відповідає структурі „ідеального“ об'єкта, для якого згенеровані інтервальні дані, можемо стверджувати, що запропоновані критерії є ефективними для розв'язування задач структурної ідентифікації моделей у вигляді різницевих операторів.

Таким чином, у процесі комп'ютерного моделювання для знаходження найкращої структури різницевого оператора була використана процедура послідовного ускладнення структури на основі методів індуктивного моделювання. При цьому вибір додаткових компонентів у складніші структури здійснювався інтуїтивно, без строгого теоретичного обґрунтування. Очевидно, що у випадку розв'язування реальних задач такий підхід не завжди є придатним. В той же час, формалізована у підрозділі 2.2 задача структурної ідентифікації може бути розв'язана методами індуктивного моделювання із застосуванням алгоритмів послідовного нарощування складності структур із поетапною перевіркою запропонованих показників якості структур. При цьому необхідно застосовувати формальні методи та алгоритми комбінування структур.

ВИСНОВКИ ДО РОЗДІЛУ 2

Розроблено критерії оцінки якості та складності структури макромоделей у вигляді інтервального різницевого оператора та здійснена формальна постановка задачі структурної ідентифікації. При цьому отримано такі результати:

1. Введено та обґрунтовано поняття інтервального різницевого оператора, який дає можливість побудувати адекватні моделі на основі експериментальних даних, представлених в інтервальному вигляді. В основі побудови такого різницевого оператора є критерій включення дискретних інтервальних оцінок прогнозованої вихідної характеристики об'єкта на основі отриманої моделі в коридор дискретних інтервальних значень цієї характеристики, отриманий в результаті експерименту.

2. Обґрунтовано показники оцінки „якості“ структури моделі у вигляді інтервального різницевого оператора. Зокрема обґрунтовано для оцінки структури використати: кількісний показник $\delta(\lambda_s)$ її „якості“; показники складності оперування моделлю із заданою структурою, яка необхідна для досягнення цілей моделювання; показники точності та повноти відображення властивостей об'єкта, які необхідні для досягнення цілі моделювання.

3. На основі введених показників оцінки якості структури моделі запропоновано та обґрунтовано критерії пошуку оптимальної структури і вперше на формальному рівні поставлено багатокритеріальну задачу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора.

4. За допомогою комп'ютерного симулювання проведено дослідження показників якості структури моделі у вигляді інтервального різницевого оператора і встановлено, що сформульована задача структурної ідентифікації є багатокритеріальною оптимізаційною задачею із дискретними цільовими функціями та нелінійними обмеженнями, заданими ІСНАР, для розв'язування якої необхідно застосовувати індуктивні методи математичного моделювання, а також генетичні алгоритми.

РОЗДІЛ 3

МЕТОД ТА ГЕНЕТИЧНИЙ АЛГОРИТМ СТРУКТУРНОЇ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ІНТЕРВАЛЬНИХ РІЗНИЦЕВИХ ОПЕРАТОРІВ

У розділі 2 було визначено основні кількісні характеристики інтервального різницевого оператора. До них відносять ступінь адекватності, складність реалізації, зокрема обчислювальну, на основі заданої структури, точність, а також повноту відображення властивостей об'єкта, яка потрібна для досягнення цілей моделювання. Найбільш важливою характеристикою є показник якості структури та параметрів різницевого оператора, який представляється формулами (2.11) та (2.12).

Враховуючи складність задачі структурної ідентифікації, дискретність і відсутність кількісної інтерпретації окремих структурних елементів, у підрозділі 1.3 для розв'язування вказаної задачі обґрунтовано використання генетичного алгоритму, у якому використовують еволюційні принципи спадковості, мінливості і природного відбору. Ці алгоритми базуються на принципах еволюції та самоорганізації і поряд з алгоритмами, реалізованими в методі групового урахування аргументів, є методами індуктивного моделювання [18].

У даному розділі розглянуто задачу створення генетичного алгоритму для розв'язування задачі структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів. Усі наукові та практичні результати даного розділу отримані та опубліковані автором у працях [17 – 19, 49, 53, 152].

В основі побудови генетичного алгоритму є застосування певних принципів кодування хромосом. У випадку розв'язування задачі структурної ідентифікації моделі у вигляді інтервального різницевого оператора хромосома буде відображати конкретну структуру моделі. Тому основним завданням, яке розв'язується в даному розділі, є розробка принципу кодування структур.

Запропоновано нову схему кодування хромосом, що представляє особину, яка є конкретною структурою різницевого оператора. Модифіковано базові оператори генетичного алгоритму у напрямку забезпечення їх застосування для задач структурної ідентифікації.

3.1 Основні принципи кодування структур інтервального різницевого оператора

Еволютивні алгоритми розрізняються між собою в залежності від схем відображення ланцюжка генів хромосоми на розв'язок задачі та оцінювання пристосованості хромосом.

Як було показано в підрозділі 1.3 на рисунку 1.3, основними етапами генетичного алгоритму з метою отримання адекватної структури різницевого оператора є формування початкової популяції та оцінка її якості, суть яких полягає у використанні базових операторів селекції, мутації та схрещування. У межах ітераційної схеми оцінки популяції багаторазово проводиться селекція особин та генерування нової популяції. Основним підготовчим етапом до реалізації генетичного алгоритму є процес кодування структурних елементів і формування початкової популяції структур різницевого оператора.

Для застосування генетичного алгоритму необхідно представити параметри задачі структурної ідентифікації у вигляді послідовності генів. Комбінування генів при схрещуванні повинно відбуватись таким чином, щоб особини-нащадки забезпечували „краще“ значення функції пристосованості, ніж особини-батьки. Для забезпечення такого покращення необхідно вибрати ефективну схему кодування структур різницевого оператора генами хромосоми. Вибір неефективної схеми призведе до виродження популяції в неадекватний розв'язок. Тобто популяція складатиметься із особин з

хромосомами, що представляють неадекватні структури, схрещування яких не дає адекватних структур на жодному наступному кроці генетичного алгоритму.

Як показано в підрозділі 1.3, в хромосомі кодуються чисельні параметри. В той же час для задачі структурної ідентифікації необхідно проводити кодування структурних елементів, оскільки розв'язком еволютивного алгоритму є упорядкований набір структурних елементів, які забезпечують перетворення в нуль функції пристосованості. Тому дійсне кодування не придатне для розв'язування такої задачі.

Схема кодування залежить від специфіки задачі. У нашому випадку гени повинні кодувати всі можливі структури різницевого оператора, тобто вони мають бути спроможні представити структуру моделі будь-якої з систем досліджуваного класу.

Схему кодування будемо вибирати, виходячи із особливостей розв'язування задачі структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора.

Наведемо приклад. Як показано у підрозділі 2.3, при формуванні „ідеальної“ моделі у вигляді (2.23), була використана підмножина вхідних змінних (управлінь) – $U^s = \{\vec{u}_{1,k}, \vec{u}_{2,k}\}$ та підмножина дискретних значень прогнозної величини у початкові моменти – $V^s = \{\widehat{v}_{k-1}, \widehat{v}_k\}$. Тому для дослідження основних принципів кодування структур макромоделей у вигляді різницевого оператора згенеруємо з вищеописаних підмножин такий набір структурних елементів:

$$\begin{aligned} & \{v_{k-1}^1, \dots, v_{k-1}^p; v_k^1, \dots, v_k^p; v_{k-1}^1 \cdot v_k^1, \dots, v_{k-1}^1 \cdot v_k^{p-1}; \dots, v_{k-1}^{p-1} \cdot v_k^1; v_{k-1}^{p-2} \cdot v_k^{p-2}; \\ & u_{1,k}^1, \dots, u_{1,k}^p; u_{2,k}^1, \dots, u_{2,k}^p; u_{1,k}^1 \cdot u_{2,k}^1, \dots, u_{1,k}^1 \cdot u_{2,k}^{p-1}; \dots, u_{1,k}^{p-1} \cdot u_{2,k}^1; u_{1,k}^{p-2} \cdot u_{2,k}^{p-2}; \\ & v_{k-1}^1 \cdot u_{1,k}^1, \dots, v_{k-1}^{p-1} \cdot u_{1,k}^1; \dots, v_{k-1}^1 \cdot u_{1,k}^{p-1}; v_{k-1}^{p-2} \cdot u_{1,k}^{p-2}; v_{k-1}^1 \cdot u_{2,k}^1, \dots, v_{k-1}^{p-1} \cdot u_{2,k}^1; \dots, v_{k-1}^1 \cdot u_{2,k}^{p-1}; v_{k-1}^{p-2} \cdot u_{2,k}^{p-2}; \\ & v_k^1 \cdot u_{1,k}^1, \dots, v_k^{p-1} \cdot u_{1,k}^1; \dots, v_k^1 \cdot u_{1,k}^{p-1}; v_k^{p-2} \cdot u_{1,k}^{p-2}; v_k^1 \cdot u_{2,k}^1, \dots, v_k^{p-1} \cdot u_{2,k}^1; \dots, v_k^1 \cdot u_{2,k}^{p-1}; v_k^{p-2} \cdot u_{2,k}^{p-2} \}, p = 4. \end{aligned}$$

Як видно, вказаний набір характеризується такими потенційно можливими базисними функціями шуканого різницевого оператора, які є поліноміальними функціями із четвертою степеню, а також функціями четвертого порядку різницевого оператора. Тоді даний набір структурних елементів-генів необхідно упорядкувати за степенем функції і за порядком різницевого оператора.

Серед відомих з літератури підходів до кодування слід згадати *числові хромосоми* – гени можуть приймати значення в заданому інтервалі [106]. В нашому випадку розглядаємо десяткову систему числення. Спочатку пронумеруємо усі упорядковані вищеописаним способом можливі структурні елементи (Таблиця 3.1).

Отримані десяткові числа характеризують гени хромосом майбутніх особин.

Таблиця 3.1 – Кодування структурних елементів

Нульовий розряд \ Перший розряд	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0	—	v_{k-1}	v_k	$u_{1,k}$	$u_{2,k}$	v_{k-1}^2	v_k^2	$u_{1,k}^2$	$u_{2,k}^2$	$v_{k-1} \cdot v_k$
1	$v_{k-1} \cdot u_{1,k}$	$v_{k-1} \cdot u_{2,k}$	$v_k \cdot u_{1,k}$	$v_k \cdot u_{2,k}$	$u_{1,k} \cdot u_{2,k}$	v_{k-1}^3	v_k^3	$u_{1,k}^3$	$u_{2,k}^3$	$v_{k-1}^2 \cdot v_k$
2	$v_{k-1}^2 \cdot u_{1,k}$	$v_{k-1}^2 \cdot u_{2,k}$	$v_k^2 \cdot v_{k-1}$	$v_k^2 \cdot u_{1,k}$	$v_k^2 \cdot u_{2,k}$	$u_{1,k}^2 \cdot v_{k-1}$	$u_{1,k}^2 \cdot v_k$	$u_{1,k}^2 \cdot u_{2,k}$	$u_{2,k}^2 \cdot v_{k-1}$	$u_{2,k}^2 \cdot v_k$
3	$u_{2,k}^2 \cdot u_{1,k}$	v_{k-1}^4	v_k^4	$u_{1,k}^4$	$u_{2,k}^4$	$v_{k-1}^3 \cdot v_k$	$v_{k-1}^3 \cdot u_{1,k}$	$v_{k-1}^3 \cdot u_{2,k}$	$v_k^3 \cdot v_{k-1}$	$v_k^3 \cdot u_{1,k}$
4	$v_k^3 \cdot u_{2,k}$	$u_{1,k}^3 \cdot v_{k-1}$	$u_{1,k}^3 \cdot v_k$	$u_{1,k}^3 \cdot u_{2,k}$	$u_{2,k}^3 \cdot v_{k-1}$	$u_{2,k}^3 \cdot v_k$	$u_{2,k}^3 \cdot u_{1,k}$	$v_{k-1}^2 \cdot v_k^2$	$v_{k-1}^2 \cdot u_{1,k}^2$	$v_{k-1}^2 \cdot u_{2,k}^2$
5	$v_k^2 \cdot u_{1,k}^2$	$v_k^2 \cdot u_{2,k}^2$	$u_{1,k}^2 \cdot u_{2,k}^2$	—	—	—	—	—	—	—

Із таблиці 3.1 видно, що, наприклад, структурному елементу $u_{1,k}^2 \cdot v_k$ відповідає десятковий код – 26.

У випадку збільшення кількості розрядів для кодування структурних елементів отримаємо багатовимірні матриці кодів структурних елементів, як це показано на рис. 3.1 для трьохрозрядного десяткового кодування.

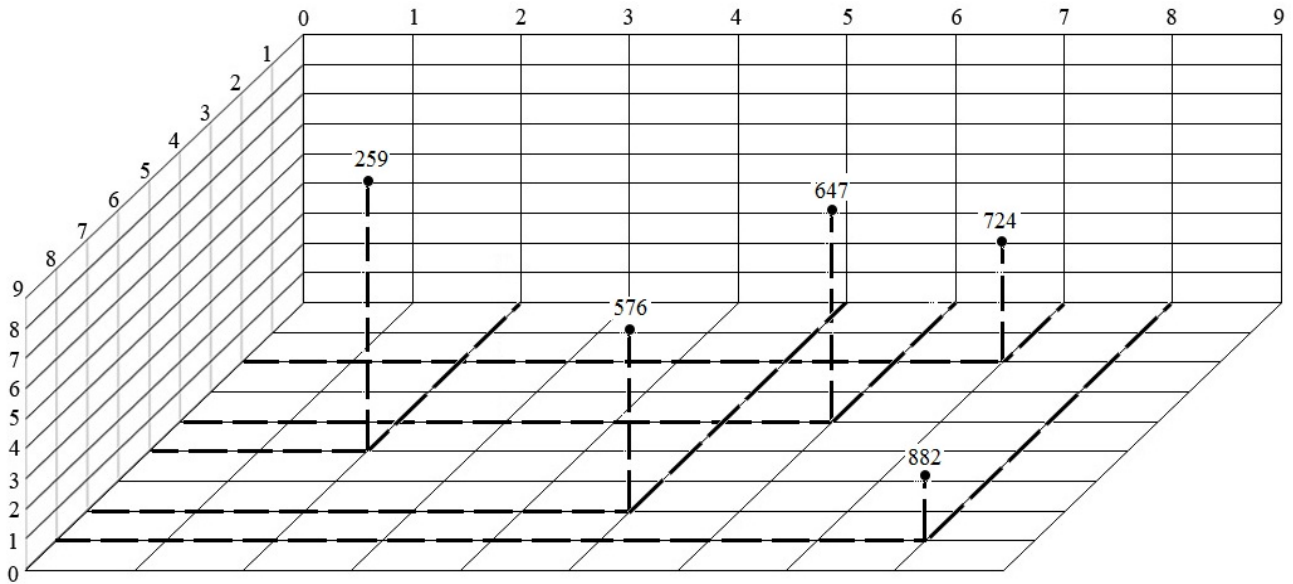


Рисунок 3.1 – Графічне представлення трьохрозрядного десятичного кодування

Позначимо код у десятковій системі числення, що задає хромосому особини у вигляді структури λ_s різницевого оператора:

$$k_{10}(\lambda_s) = \langle N_{1s}, \dots, N_{ls}, \dots, N_{Ls} \rangle, \quad (3.1)$$

де N_{Ls} – номер структурного елемента λ_s структури у згенерованій впорядкованій послідовності $l = 1, \dots, L$.

Наприклад, структура різницевого оператора у вигляді $v_{k+1} = g_1 \cdot v_{k-1} + g_2 \cdot v_k + g_3 \cdot u_{2,k}$ може бути представлена за допомогою хромосоми у вигляді коду $k_{10}(\lambda_s) = \langle 01, 02, 04 \rangle$, де $N_{1s} = 01$; $N_{2s} = 02$; $N_{3s} = 04$.

Для прикладу, за допомогою структурних елементів (генів) з таблиці 3.1 випадковим чином згенеруємо популяцію особин (структур різницевого оператора) у кількості 10 особин. Далі проведемо нумерацію усіх особин, кожна з яких характеризується відповідним набором генів хромосоми (таблиця 3.2).

Таблиця 3.2 – Приклад кодування структур різницевого оператора

№ хромосоми, s	Коди хромосом, $k_{10}(\lambda_s)$
1	<01,05,07>
2	<02,07,34>
3	<07,16,32>
4	<25,34,46>
5	<09,18,27,39>
6	<01,38>
7	<06,13,23>
8	<06,11,43,51>
9	<02,28,31,46>
10	<14,16,21,50>

Слід зауважити, що, як правило, початкова популяція формується випадковим чином, і основна небезпека у вищеписаному підході полягає у тому, що не завжди апрорі відомо (виходячи з фізичних міркувань), з яких структурних елементів-генів будуть сформовані особини, що забезпечують мінімізацію функції пристосованості. Тобто, з одного боку, кількість структурних елементів повинна бути більшою, щоб в процесі реалізації генетичного алгоритму отримати шукану (оптимальну) особину, а з іншого боку, кількість структурних елементів повинна бути якомога меншою, щоб забезпечити швидку збіжність та низьку часову складність еволютивного алгоритму.

Запропонований спосіб кодування має певні переваги по відношенні до існуючих, зокрема уможливорює реалізувати оператор схрещування із використанням принципів „розіграшу лотереї“, коли хромосоми нащадків отримують на основі двохетапного алгоритму: формування множини генів обох батьківських хромосом; випадкового вибору цих генів для формування хромосом-нащадків. Такий підхід забезпечує збільшення різноманіття особин, що представляють структури різницевого оператора і зменшує ризик пропуску оптимальних структур. Разом з тим, десятковий багаторозрядний спосіб кодування у даному випадку при формуванні батьківських хромосом, а також при отриманні нащадків в результаті схрещування, призводить до появи

хромосом з різною кількістю генів, що є нетиповим для генетичних алгоритмів і в результаті може ускладнити суттєвим чином операції селекції. Тому поряд із запропонованою достатньо простою схемою кодування структурних елементів розглянемо іншу схему, у якій відсутній вказаний недолік.

У цій схемі перейдемо від десяткового до бінарного кодування. Бінарні хромосоми – це хромосоми, гени яких можуть приймати значення 0 або 1. При цьому в основу формування хромосоми особини покладено принципи кодування генів, кожен з яких відображає відсутність або наявність відповідного структурного елемента в згенерованій структурі (особині). Отже, у такій схемі бінарного кодування кожна хромосома включатиме однакову кількість генів, яка дорівнює максимальній кількості згенерованих структурних елементів, а локус (розміщення гену в хромосомі) кожного гену відповідатиме таблиці 3.1 десяткового кодування.

Виходячи із викладеного вище, позначимо бінарний код, що задає хромосому структури λ_s різницевого оператора у вигляді:

$$k_2(\lambda_s) = \langle \mu_{1s}, \dots, \mu_{ls}, \dots, \mu_{Ls} \rangle, \quad (3.2)$$

де $\mu_{Ls} = \begin{cases} 0 - \text{у випадку відсутності в структурі } l\text{-го структурного елемента;} \\ 1 - \text{у випадку наявності в структурі } l\text{-го структурного елемента,} \end{cases}$

L – в даному випадку максимальна кількість початково згенерованих структурних елементів.

Зважаючи на те, що для практичних задач пошуку структур макромоделей у вигляді різницевого оператора за допомогою генетичних алгоритмів часто доводиться використовувати обидва види кодування, розглянемо можливість переходу від таблиці десяткового кодування хромосом до бінарного позиційного кодування.

Нехай $k_2(\lambda_s)$ – бінарний код, що задає хромосому особини у вигляді структури λ_s різницевого оператора. Тоді $D(k_{10}(\lambda_s))$ – оператор переходу до бінарного позиційного кодування:

3.2 Метод структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора

У попередньому підрозділі запропоновано та обґрунтовано хромосомне представлення структури інтервального різницевого оператора, де кожен ген кодує елемент цієї структури. Для формування початкової популяції особин у вигляді кодів хромосом було запропоновано десяткове та бінарне кодування.

Розглянемо метод структурної ідентифікації, який використовує наведені у попередньому підрозділі принципи кодування та орієнтований на багаторядну ітераційну селекцію оптимальної структури.

Метод зорієнтований на розв'язування багатокритеріальної задачі у вигляді (2.22). Отже, спочатку необхідно знайти адекватні структури моделей, які забезпечують $\delta(\lambda_s) = 0$, а потім здійснити селекцію серед адекватних за критеріями (2.22).

Прийmemo певні припущення, на яких ґрунтується метод структурної ідентифікації.

Припущення 1. Для побудови адекватної (в сенсі сумісності ІСНАР, $\delta(\lambda_s) = 0$) макромоделі досліджуваного об'єкта є відома множина структурних елементів, яка обов'язково включає підмножину усіх структурних елементів адекватної моделі.

Дане припущення означає, що виходячи з фізичних міркувань, необхідно сформулювати множини:

$$U_p^s = \{ \vec{u} \in R^p \mid \{ \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k} \} \};$$

$$V_\eta^s = \{ \vec{v}_{j,k} \in R^\eta \mid \{ v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k} \} \};$$

$$F_{m,d}^s = \{ \vec{f} \in R^m \mid \{ f_1([\vec{v}_{j,k}], \vec{u}_{j,k}), \dots, f_i([\vec{v}_{j,k}], \vec{u}_{j,k}), \dots, f_m([\vec{v}_{j,k}], \vec{u}_{j,k}) \} \}$$

із загальною кількістю структурних елементів L (як показано в підрозділі 3.1) і що виконується умова:

$$U_o \subset U_p^s; \quad V_o \subset V_\eta^s; \quad F_o \subset F_{m,d}^s, \quad (3.5)$$

де U_o, V_o, F_o – відповідно підмножини вхідних змінних (управлінь), дискретних значень прогнозованої величини та базисних функцій λ_o структури адекватної моделі, що записується кортежем:

$$\lambda_o : \langle U_o, V_o, G_o, F_o \rangle. \quad (3.6)$$

Слід зауважити, що всі елементи для адекватної структури пов'язані між собою базисними функціями \vec{f} , тобто, якщо відома λ_o структура, то однозначно можемо записати лінійний за параметрами різницевий оператор у вигляді:

$$v_{j+1,k+1}(\lambda_s) = \vec{g} \cdot \vec{f}(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k}), \quad (3.7)$$

$$k = 0, \dots, N-1, \quad j = 0, \dots, J-1.$$

Припущення 2. Задано інтервал $[I_{\min}; I_{\max}]$, який гарантовано включає число m , що задає кількість структурних елементів для адекватної структури λ_o :

$$I_{\min} \leq m \leq I_{\max}. \quad (3.8)$$

Припущення 2 є менш жорстким, оскільки в загальному випадку інтервал $[I_{\min}; I_{\max}]$ може дорівнювати інтервалу $[1; L]$, хоча при цьому суттєво зросте обчислювальна складність методу структурної ідентифікації макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів.

Перейдемо до загального опису методу. Позначимо множину усіх згенерованих структурних елементів для реалізації методу структурної ідентифікації:

$$\{f_1(\bar{v}_{j,k}, \bar{u}), \dots, f_l(\bar{v}_{j,k}, \bar{u}), \dots, f_L(\bar{v}_{j,k}, \bar{u})\}. \quad (3.9)$$

Позначимо S – потужність множини згенерованих структур і будемо називати величиною свободи вибору кращих моделей, як це прийнято в МГУА [44].

Тоді з урахуванням кодування, введеним у підрозділі 3.1, на кожному етапі формування моделей-претендентів здійснюватимемо за допомогою формули:

$$\begin{aligned} [\widehat{v}_{j+1,k+1}(\lambda_s)] = \mu_1 \cdot g_1 \cdot f_1([\widehat{v}_{j,k}], \bar{u}) + \dots + \mu_l \cdot g_l \cdot f_l([\widehat{v}_{j,k}], \bar{u}) + \dots + \mu_L \cdot g_L \cdot f_L([\widehat{v}_{j,k}], \bar{u}), \\ s = 1, \dots, S. \end{aligned} \quad (3.10)$$

де $\vec{\mu}_l = (\mu_1, \dots, \mu_l, \dots, \mu_L)$ – означає випадковий вектор з компонентами 0 та 1;

$$I_{\min} \leq \sum_{l=1}^L \mu_l \leq I_{\max}.$$

Селекцію згенерованих структур проводимо за критерієм (2.21), а їх упорядкування проводимо з використанням відношень:

$$\delta(\lambda_1) \leq \dots \leq \delta(\lambda_s) \leq \dots \leq \delta(\lambda_S). \quad (3.11)$$

Вибрані структури за умовою (3.11) у загальній кількості S випадковим чином комбінуються попарно для отримання нових моделей-претендентів.

Крім того, на наступний ряд селекції з метою зменшення ризику втрати структурних елементів для адекватної моделі, крім отриманих пар в результаті комбінування поточних структур, передаються структури з попереднього ряду

селекції. Тобто кожна пара виділених структур на попередньому ряді продукує дві пари структур.

Якщо на якомусь із етапів селекції $\delta(\lambda_s) = 0 \exists s = 1, \dots, S$, то усі структури, для яких виконається дана умова, зважуються за критеріями (2.22) для вибору єдиної оптимальної структури.

Таким чином, вхідними параметрами для реалізації методу є:

- множина структурних елементів $\{f_1(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), \dots, f_l(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), \dots, f_L(\vec{v}_{j,k}, \vec{u})\}$;
- інтервал $[I_{\min}; I_{\max}]$, що включає число m структурних елементів;
- параметр S , який називають величиною свободи вибору кращих моделей.

В результаті реалізації методу отримаємо адекватну за критерієм (2.21) модель, а також оптимальну в сенсі критеріїв (2.22).

Слід зауважити, що в результаті реалізації методу серед адекватних моделей може виявитись Парето-оптимальна множина, оскільки пошук здійснюється ще за трьома критеріями [94]. В цьому випадку оптимальну модель слід додатково вибирати виходячи із фізичних міркувань.

На рисунку 3.2 наведено схему реалізації методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора.

На рисунку 3.2 використано такі позначення:

$v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}$ – початкові дискретні значення прогнозованої характеристики $\vec{v}_{j,k}$;

$\vec{u}_{j,k} = (\vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k})^T$ – відомий вектор (розмірністю $p \times 1$) вхідних змінних в j -й точці простору в k -й дискретний момент часу;

$\{f_1(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), f_2(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), \dots, f_l(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), \dots, f_L(\vec{v}_{j,k}, \vec{u})\}$ – множина усіх згенерованих структурних елементів для структурної ідентифікації;

$[v_{j+1,k+1}^1(\lambda_1)], [v_{j+1,k+1}^1(\lambda_2)], \dots, [v_{j+1,k+1}^1(\lambda_s)], \dots, [v_{j+1,k+1}^1(\lambda_S)], \dots, [v_{j+1,k+1}^1(\lambda_{2S})]$ – моделі-претенденти, сформовані на першому ряді із структурних елементів $f_1(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), f_2(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), \dots, f_l(\vec{v}_{j,k}, \vec{u}), \dots, f_L(\vec{v}_{j,k}, \vec{u})$ за формулою (3.10).

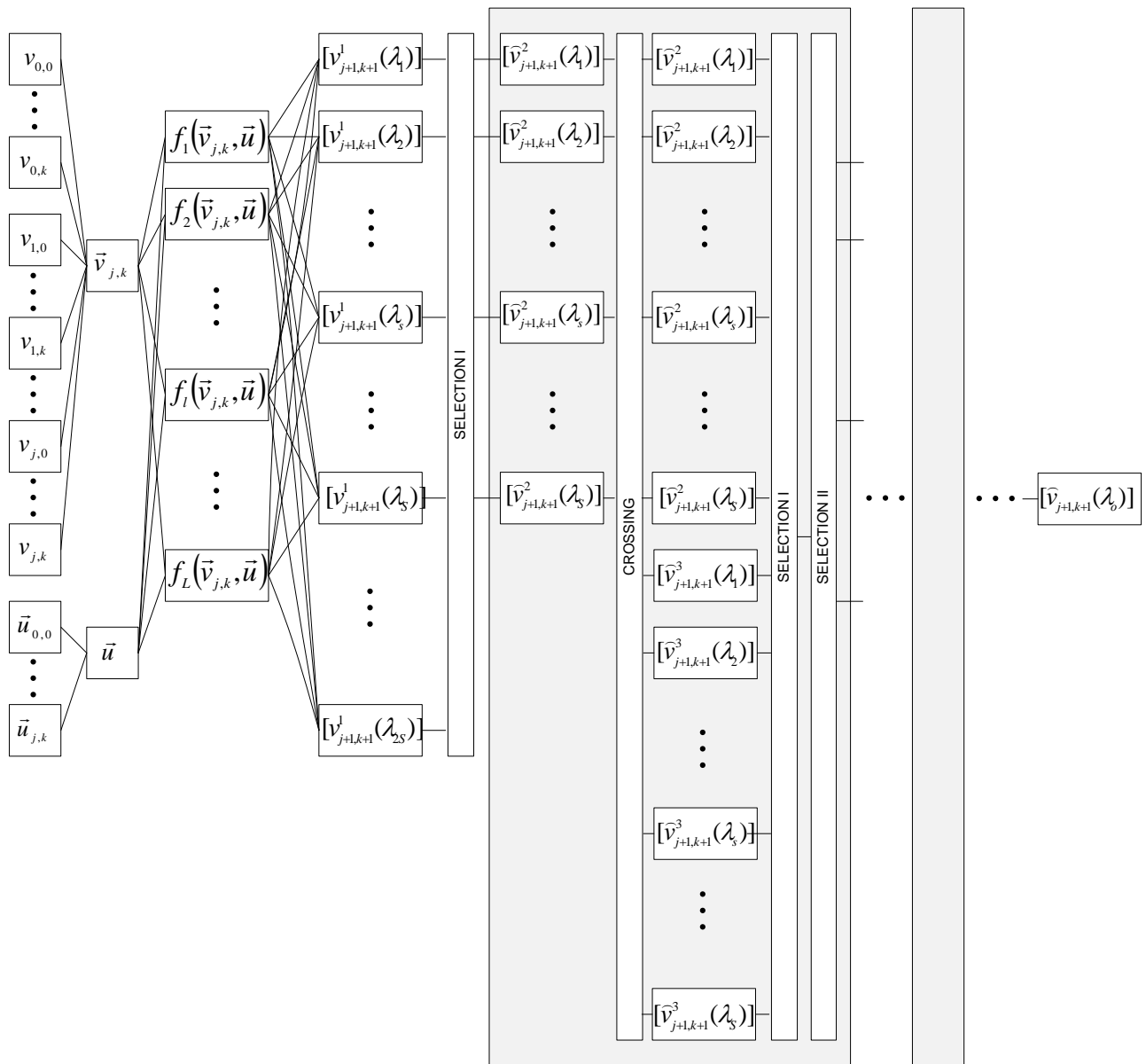


Рисунок 3.2 – Схема реалізації методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора

На першому ряді задаємо максимальну кількість згенерованих структур $2S$ – максимальна величина свободи вибору кращих моделей-претендентів.

Блок „SELECTION I“ означає селекцію згенерованих структур та побудованих на їх основі моделей за критерієм (2.21) і впорядкування їх з використанням відношень (3.11).

В результаті отримаємо моделі-претенденти другого ряду формування $[\hat{v}_{j+1,k+1}^2(\lambda_1)], [\hat{v}_{j+1,k+1}^2(\lambda_2)], \dots, [\hat{v}_{j+1,k+1}^2(\lambda_s)], \dots, [\hat{v}_{j+1,k+1}^3(\lambda_s)]$.

Блок „CROSSING“ означає попарне комбінування вибраних за умовою (3.11) структур у загальній кількості S .

Далі проводимо селекцію (блок „SELECTION I“ та блок „SELECTION II“) отриманих нових моделей-претендентів кількістю S третього ряду формування $[\hat{v}_{j+1,k+1}^3(\lambda_1)], [\hat{v}_{j+1,k+1}^3(\lambda_2)], \dots, [\hat{v}_{j+1,k+1}^3(\lambda_s)], \dots, [\hat{v}_{j+1,k+1}^3(\lambda_s)]$, а також моделей-претендентів кількістю S другого ряду $[\hat{v}_{j+1,k+1}^2(\lambda_1)], [\hat{v}_{j+1,k+1}^2(\lambda_2)], \dots, [\hat{v}_{j+1,k+1}^2(\lambda_s)], \dots, [\hat{v}_{j+1,k+1}^2(\lambda_s)]$.

Блок „SELECTION II“ означає селекцію моделей за критеріями (2.22).

В результаті реалізації методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора отримуємо оптимальну модель $[\hat{v}_{j+1,k+1}(\lambda_o)]$, для якої виконується умова $\delta(\lambda_o) = 0$, а також яка є найкращою за критеріями (2.22).

3.3 Генетичний алгоритм реалізації методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора

У попередньому підрозділі було запропоновано метод структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора, який відзначається критерієм селекції та зниженням обчислювальної складності.

Розглянемо конкретну інтерпретацію базових операторів при синтезі структури за допомогою методу представлення вхідних даних у вигляді десяткового коду, наведеного в підрозділі 3.1.

Сформуємо множину згенерованих хромосом $k_{10}(\lambda_s)$:

$$k_{10}(\lambda_1) = \langle N_{11}, \dots, N_{i1}, \dots, N_{m1} \rangle;$$

...

$$k_{10}(\lambda_s) = \langle N_{1s}, \dots, N_{is}, \dots, N_{ms} \rangle;$$

...

$$k_{10}(\lambda_S) = \langle N_{1S}, \dots, N_{iS}, \dots, N_{mS} \rangle,$$

де s – індекс поточної структури, $s = 1, \dots, S$;

m – індекс поточного структурного елемента (гена), $i = 1, \dots, m$.

Для селекції хромосом, що беруть участь в утворенні нащадків зазвичай користуються алгоритмом колеса рулетки, де імовірність селекції тієї чи іншої хромосоми прямо пропорційна до її пристосованості. Проте даний підхід відзначається високою обчислювальною складністю.

Тому для визначення кількості m структурних елементів-генів в нових особинах-нащадках необхідно проаналізувати кількість генів в батьківських структурах. Як було описано вище, кількість генів в хромосомі повинна бути з одного боку якомога меншою для забезпечення збіжності та низької часової складності генетичного алгоритму, а з іншого боку кількість генів в хромосомі повинна бути більшою для пошуку шуканої особини (оптимальної структури).

Таким чином, для формування кількості генів в хромосомах нового покоління випадковим чином згенеруємо число з проміжку від мінімальної до максимальної кількості генів у батьківських хромосомах. Обґрунтування такого підходу полягає в тому, щоб контролювати складність моделі. А саме постулат такий, що складність моделей-нащадків не повинна бути вищою чи нижчою, ніж складність моделей-батьків, – а в межах найнижчої складності однієї особини до найвищої складності іншої особини.

Задачу отримання оптимальної структури різницевого оператора реалізуємо за схемою, поданою нижче.

Крок 1. Генерування набору структурних елементів (3.9), які гарантовано включають усі структурні елементи шуканої структури різницевого оператора та їх кодування за допомогою впорядкованої послідовності десяткових чисел.

Це надзвичайно складний крок, оскільки генерування малої потужності L множини структурних елементів часто унеможливорює пошук оптимальної структури λ_0 . Тим часом, як суттєве збільшення потужності L множини структурних елементів суттєво підвищить обчислювальну складність задачі.

Параметром генетичного алгоритму для настроювання процедури генерування набору структурних елементів є параметр L , що задає потужність множини структурних елементів.

Крок 2. Випадкове генерування кодів $k_{10}(\lambda_s)$ хромосом, що задають відповідні структури λ_s , де $s = 1, \dots, S$.

Десятковий код $k_{10}(\lambda_s)$ хромосоми задає структуру різницевого оператора із множини згенерованих на першому кроці структурних елементів (3.9), отриманих на першому кроці:

$$k_{10}(\lambda_s) = \langle N_{1,s}, \dots, N_{i,s}, \dots, N_{m,s} \rangle, \quad s = 1, \dots, S. \quad (3.12)$$

Таким чином, параметрами генетичного алгоритму, що задаються на даному кроці є: S – потужність множини згенерованих кодів $k_{10}(\lambda_s)$ хромосом, що задають структури різницевих операторів; m – параметр генетичного алгоритму, що задає кількість згенерованих структурних елементів-генів у поточному коді $k_{10}(\lambda_s)$ хромосоми.

Для генерування кількості генів m у батьківських хромосомах випадковим чином згенеруємо число з проміжку від мінімальної I_{\min} до максимальної I_{\max} кількості генів у хромосомах.

На цьому кроці важливим є генерування достатньої потужності S множини згенерованих кодів $k_{10}(\lambda_s)$ хромосом. В той же час, суттєве збільшення популяції особин може призвести до підвищення обчислювальної складності задачі.

Крок 3. Оцінка якості згенерованих структур $k_{10}(\lambda_s)$ та селекція певної популяції найкращих особин.

Генетичний пошук λ_o - оптимальних структур інтервального різницевого оператора у вигляді кодів $k_{10}(\lambda_s)$ хромосом здійснимо за допомогою

формул (2.11) та (2.12). Таким чином отримуємо результати оцінки якості цих хромосом $\delta(\lambda_s)$.

Якщо на цьому кроці існує хоча б одна структура різницевого оператора, задана хромосою у вигляді коду $k_{10}(\lambda_s)$, для якої $\delta(\lambda_s) = 0$, то – завершення процедури структурної ідентифікації.

У випадку, коли $\delta(\lambda_s) = 0$ для декількох структур, то вибір єдиної здійснюється послідовним зважуванням вказаних структур на основі додаткових критеріїв селекції (2.22).

Тобто, зважаючи на довготривалість процедури, що перевіряє адекватність структур різницевого оператора у вигляді кодів $k_{10}(\lambda_s)$ хромосом за допомогою ітераційного методу на основі показника якості структури $\delta(\lambda_s)$, який представляється формулами (2.11) та (2.12), доцільно мінімізувати кількість хромосом у популяції. З цією метою скористаємося методом двоступної селекції:

- на першому етапі відбуватиметься перевірка адекватності структур-претендентів за критерієм (2.21);
- на другому – обчислення критеріїв складності, точності і повноти кожної адекватної структури у вигляді коду $k_{10}(\lambda_s)$ хромосоми за формулою (2.22).

В іншому випадку відбувається формування популяції найкращих особин (з найменшими $\delta(\lambda_s)$) і перехід на наступний крок.

Крок 4. Схрещування найкращих особин у популяції, яке здійснюється випадковим чином, використовуючи принципи „розіграшу лотереї“, та перехід на крок 3.

Класична схема схрещування полягає у використанні генетичного оператора кросовера, коли відбувається копіювання до точки розриву стрічки генів першої батьківської хромосоми в першого нащадка, а з другої батьківської хромосоми в другого нащадка. В кожній точці схрещування (що вибираються випадково) порядок копіювання замінюється на протилежний,

наприклад, від першої точки схрещування гени першої батьківської хромосоми переходять до другого нащадка, а гени другої батьківської хромосоми – до першого нащадка (рисунок 3.3).

$$\begin{array}{l}
 \text{Батьки} \\
 \text{Нащадки}
 \end{array}
 \left\{
 \begin{array}{l}
 \langle N_{1,1}, N_{2,1}, N_{3,1} \mid N_{4,1}, N_{5,1}, N_{6,1}, N_{7,1} \rangle \\
 X \\
 \langle N_{1,2}, N_{2,2}, N_{3,2} \mid N_{4,2}, N_{5,2}, N_{6,2} \rangle \\
 \\
 \langle N_{1,1}, N_{2,1}, N_{3,1}, N_{4,2}, N_{5,2}, N_{6,2} \rangle \\
 \langle N_{1,2}, N_{2,2}, N_{3,2}, N_{4,1}, N_{5,1}, N_{6,1}, N_{7,1} \rangle
 \end{array}
 \right.$$

Рисунок 3.3 – Класична схема схрещування 1-точкового кросовера

В нашому випадку процедуру схрещування структур реалізуємо використовуючи принципи „розіграшу лотереї“. Тобто із генів (структурних елементів) $\langle N_{1,1}, \dots, N_{i,1}, \dots, N_{m_1,1} \rangle$ однієї хромосоми $k_{10}(\lambda_1)$ та генів $\langle N_{1,2}, \dots, N_{i,2}, \dots, N_{m_2,2} \rangle$ другої хромосоми $k_{10}(\lambda_2)$ сформуємо множину генів (структурних елементів), які при комбінуванні сформуують певну популяцію особин із різними хромосомами:

$$\{N_{1,1}, \dots, N_{i,1}, \dots, N_{m_1,1}, N_{1,2}, \dots, N_{i,2}, \dots, N_{m_2,2}\}$$

При цьому кількість генів у хромосомах особин нової популяції, як було описано вище, вибирається випадковим чином на інтервалі – від мінімальної кількості генів $I_1 = I_{\min}$ у хромосомі однієї особини $k_{10}(\lambda_1)$ до максимальної кількості генів $I_2 = I_{\max}$ у хромосомі другої особини $k_{10}(\lambda_2)$, що схрещуються.

Наприклад, якщо хромосома першої особини $k_{10}(\lambda_1)$ мала $I_{\min} = 6$ генів, а хромосома другої особини $k_{10}(\lambda_2)$, що приймала участь у схрещуванні, мала $I_{\max} = 10$ генів, то кількість генів у нащадках буде змінюватися від 6 до 10

(рисунок 3.4). Генерування числа від I_{\min} до $(I_{\max}-1)$ – це те саме, що генерувати числа від 0 до $(I_{\max}-I_{\min})$ і додавати до результату I_{\min} . Тобто функція $rand() \% (10-6+1)$ – це генерування чисел на інтервалі $[0;4]$. Якщо додати до результату 6, використовуючи правила інтервальної арифметики, отримаємо випадкові числа, згенеровані на інтервалі $[6;10]$. Таким чином функція генерування випадкових чисел на інтервалі $[I_{\min}; I_{\max}]$ відповідно до рівномірного закону розподілу матиме наступний вигляд:

$$m = rand() \% (I_{\max} - I_{\min} + 1) + I_{\min} . \quad (3.13)$$

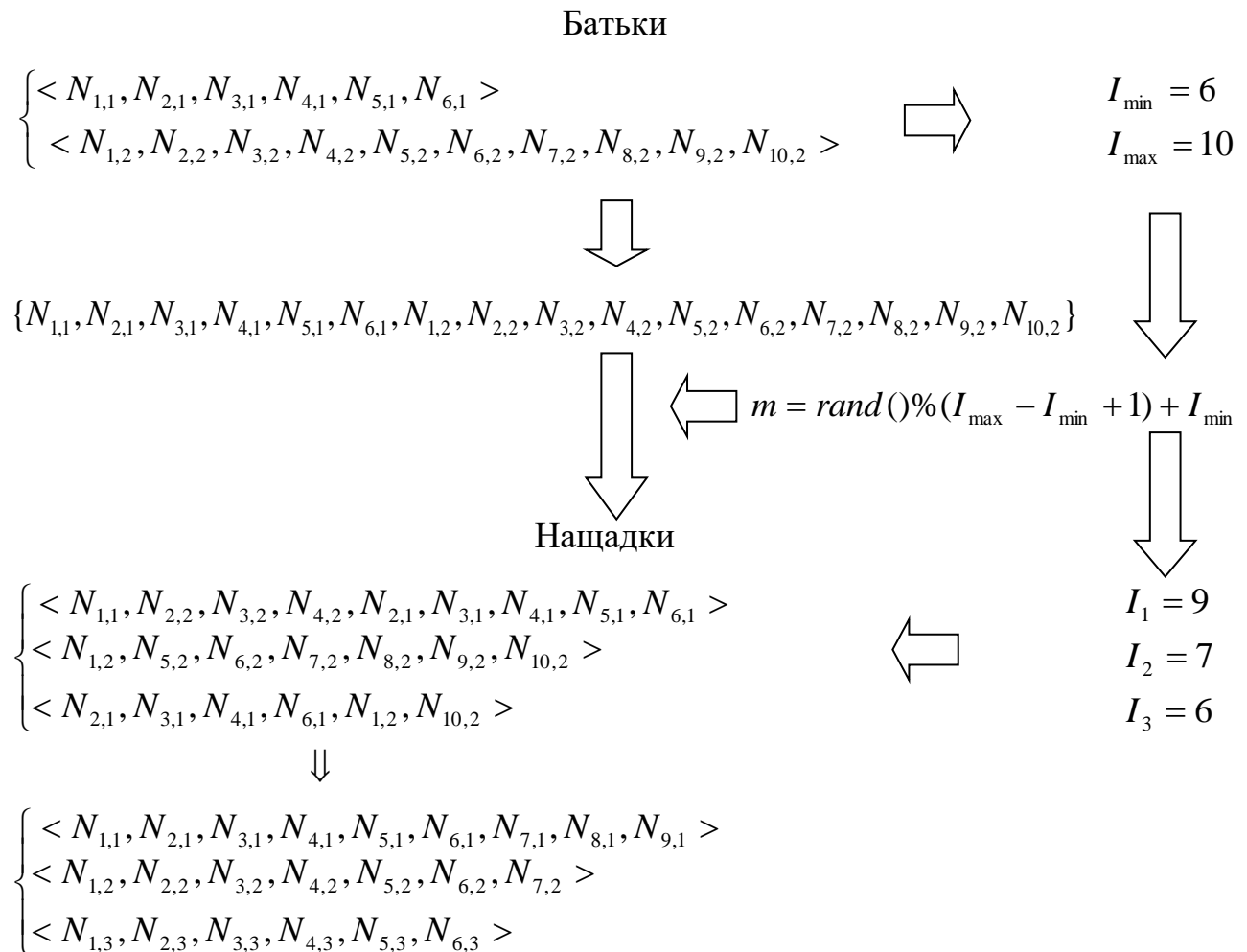


Рисунок 3.4 – Схрещування структур на основі принципів „розіграшу лотереї“

Зауважимо, що кількість особин у популяції на цьому етапі вибирається якомога більшою, але при цьому вона не повинна бути дуже великою, оскільки це суттєво підвищує обчислювальну складність задачі. З метою уникнення вилучення кращих індивідів, обидві батьківські особини включаються у популяцію нащадків.

3.4 Дослідження впливу параметрів генетичного алгоритму на обчислювальну складність реалізації методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора

У попередньому підрозділі було проведено реалізацію методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора на основі генетичного алгоритму. Із вищевикладеного випливає, що основними параметрами для настроювання роботи генетичного алгоритму є:

- L – параметр, що задає потужність множини структурних елементів;
- S – потужність множини згенерованих кодів $k_{10}(\lambda_s)$ хромосом, що задають структури різницевих операторів;
- m – параметр генетичного алгоритму, що задає кількість згенерованих структурних елементів-генів у поточному коді $k_{10}(\lambda_s)$ хромосоми.

В процесі попереднього аналізу було встановлено, що генерування потужності L множини структурних елементів та потужності S множини згенерованих структур різницевого оператора повинно бути достатнім для пошуку оптимальної структури λ_o . Це, в свою чергу, суттєво впливає на формування кількості структурних елементів m оптимальної структури.

Було доведено, що пошук параметра m в межах фіксованого інтервалу $[I_{\min}; I_{\max}]$, який гарантовано включає кількість структурних елементів оптимальної структури, забезпечує контрольовану складність моделі.

Зрозуміло, що генерування великої кількості параметрів генетичного алгоритму призведе до збільшення обчислювальної складності реалізації методу структурної ідентифікації макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів. Зокрема, це спостерігається у випадку, коли інтервал $[I_{\min}; I_{\max}]$ дорівнює інтервалу $[1; L]$, тоді кількість структурних елементів оптимальної структури може бути рівна $m=L$.

Проведемо комп'ютерне моделювання процесів структурної ідентифікації із використанням тестових моделей з метою встановлення впливу параметрів на ефективність генетичного алгоритму.

На основі вищеописаного алгоритму проведемо моделювання поля зважених речовин [77]. При синтезі моделі зважених речовин вихідною величиною (функцією) добирається $U_{j,t+1}$ нормований відносно середнього значення показник відповідного інгредієнта (концентрація зважених речовин) в j -й точці в наступний $(t+1)$ -й момент часу (рисунок 3.5).

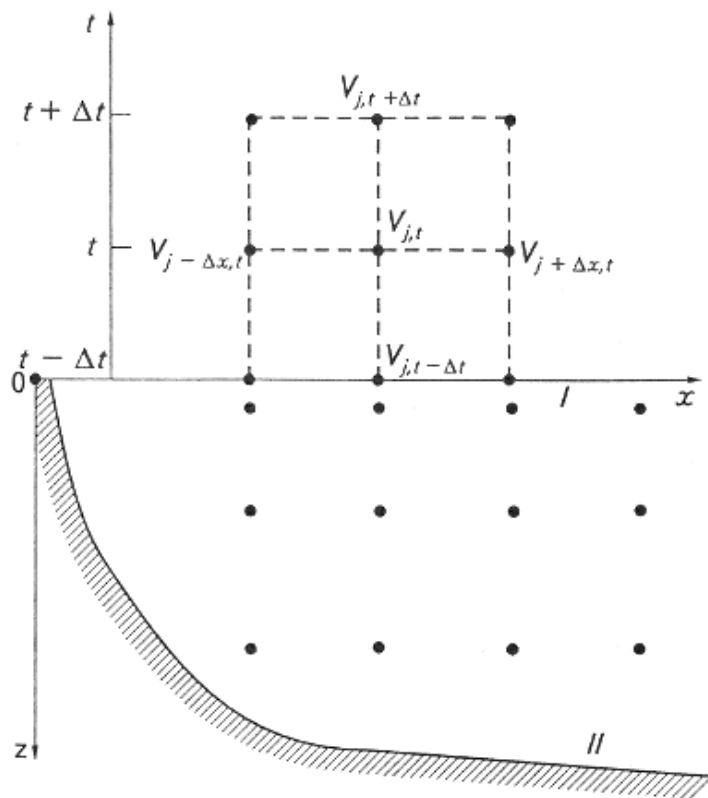


Рисунок 3.5 – Схема добору точок для синтезу рівнянь
(I –рівень води в озері; II - дно)

Аналогічно, як і у праці [77], вибрано близькі в просторі та часі змінні: $U_{j,t}; U_{j,t-1}; U_{j+1,t}; U_{j-1,t}$, при $\Delta t = 1$ рік. Дані, що використовувались для моделювання, взято з умови ергодичності процесів за перерізом z -х (рисунок 3.5).

У праці [77], унаслідок синтезу за узагальненим алгоритмом МГУА (за критерієм регулярності) одержано модель оптимальної складності у вигляді системи нелінійних різницевих операторів поля зважених речовин:

$$U_{j,t+1} = -0.022 - 0.053 \cdot U_{j,t-1} + 0.1335 \cdot U_{j-1,t} - 0.791 \cdot U_{j+1,t} - 0.224 \cdot U_{j-1,t}^2 - 0.799 \cdot U_{j+1,t}^2 + 0.52 \cdot U_{j+1,t}^3, \quad (3.14)$$

де $U_{j,t}$ – нормовані функції відносно середніх значень змінних $V_{j,t}$:

$$U_{j,t} = \frac{V_{j,t} - V_{j,t}^*}{V_{j,t}^*}, \quad (3.15)$$

$V_{j,t}^*$ – середні значення концентрації зважених речовин

$$V_{j,t}^* = \frac{1}{N} \sum_{l=1}^N V_{j,t}^l, \quad (3.16)$$

$V_{j,t}$ – концентрація в момент часу t в j -й точці поля.

Користуючись таблицею [77, таблиця 3.2], сформуємо таблицю даних спостережень за зваженими речовинами із урахуванням відносної похибки представлення 10% (Таблиця 3.3).

Слід зауважити, що результати моделювання поля показників зважених речовин із заданою гарантованою точністю відрізняються від експериментальних даних, наведених у праці [77]. Це підтверджує той факт, що синтезована модель (3.14) методами МГУА на основі критерію регулярності має достатньо велику абсолютну похибку 90%, що виходить за межі похибок

спектроаналізаторів. Цей факт підтверджує неможливість використання критерію регулярності для синтезу макромоделей в межах з точністю, яка визначається точністю експериментальних даних.

Таблиця 3.3 – Дані спостережень за зваженими речовинами

Номер точки	$U_{j,t-\Delta t}$	$U_{j+\Delta x,t}$	$U_{j,t}$	$U_{j-\Delta x,t}$	$U_{j,t+\Delta t}$
1	3,145	-1	-0,718	-1	-1
2	5,554	-1	-1	-0,747	-0,161
3	0,349	-0,821	-1	-1	-0,329
4	0,157	1,023	0,213	-0,495	-0,161
5	-1	-0,583	0,918	0,087	-1
6	-1	0,547	-0,605	0,719	-1
7	0,253	-0,369	-0,43	0,218	-0,329
8	2,181	-0,039	-0,43	-0,489	0,259
9	0,349	-0,405	-0,089	-0,388	0,427
10	-0,036	3,88	0,128	0,213	-0,58
11	-0,422	1,053	3,626	0,011	0,091
12	-0,325	-0,405	0,946	3,145	0,343
13	-0,614	0,19	0,128	0,82	-0,748
14	-1	-0,167	0,128	0,011	0,007
15	-0,614	-0,405	-0,21	0,011	0,259
16	-1	0,19	-0,21	0,213	-0,748
17	-1	-0,223	0,128	-0,292	-0,161
18	-0,904	-0,405	-0,264	0,011	0,175
19	-1	0,309	-0,436	-0,292	-0,748
20	-0,422	-0,405	0,241	-0,495	-0,245
21	-0,711	-0,405	-0,436	0,112	0,007
22	-0,807	0,071	-0,323	0,112	0,678
23	-0,325	-0,286	0,016	-0,393	3,364
24	-0,807	-0,345	-0,323	-0,09	1,601

Користуючись вхідними змінними, сформулюємо набір структурних елементів L (таблиця 3.4).

Таблиця 3.4 – Множина структурних елементів

№ п/п	Структурний елемент (ген)	№ п/п	Структурний елемент (ген)	№ п/п	Структурний елемент (ген)	№ п/п	Структурний елемент (ген)
1.	$U_{j,t}$	9.	$U_{j,t}^3$	17.	$U_{j,t-1} \cdot U_{j+1,t}$	25.	$U_{j-1,t}^2 \cdot U_{j,t}$
2.	$U_{j,t-1}$	10.	$U_{j,t-1}^3$	18.	$U_{j-1,t} \cdot U_{j+1,t}$	26.	$U_{j-1,t}^2 \cdot U_{j,t-1}$
3.	$U_{j-1,t}$	11.	$U_{j-1,t}^3$	19.	$U_{j,t}^2 \cdot U_{j,t-1}$	27.	$U_{j-1,t}^2 \cdot U_{j+1,t}$
4.	$U_{j+1,t}$	12.	$U_{j+1,t}^3$	20.	$U_{j,t}^2 \cdot U_{j-1,t}$	28.	$U_{j+1,t}^2 \cdot U_{j,t}$
5.	$U_{j,t}^2$	13.	$U_{j,t} \cdot U_{j,t-1}$	21.	$U_{j,t}^2 \cdot U_{j+1,t}$	29.	$U_{j+1,t}^2 \cdot U_{j,t-1}$
6.	$U_{j,t-1}^2$	14.	$U_{j,t} \cdot U_{j-1,t}$	22.	$U_{j,t-1}^2 \cdot U_{j,t}$	30.	$U_{j+1,t}^2 \cdot U_{j-1,t}$
7.	$U_{j-1,t}^2$	15.	$U_{j,t} \cdot U_{j+1,t}$	23.	$U_{j,t-1}^2 \cdot U_{j-1,t}$		
8.	$U_{j+1,t}^2$	16.	$U_{j,t-1} \cdot U_{j-1,t}$	24.	$U_{j,t-1}^2 \cdot U_{j+1,t}$		

Формування даної таблиці у нашому випадку дещо спрощувалось, оскільки ми орієнтувались на те, що серед адекватних структур інтервального різницевого оператора мала б бути структура, наведена у праці [77].

Тепер реалізуємо генетичний алгоритм, наведений у попередньому підрозділі, для пошуку інтервального різницевого оператора, який адекватно описує розподіл концентрацій зважених речовин в межах похибки 10% за інтервальними даними, наведеними в таблиці 3.3. При цьому обчислювальні експерименти вказаної обчислювальної схеми побудуємо за умов задання кількості структурних елементів у шуканих моделях $m = [I_{\min} = 2; I_{\max} = 8]$, а параметр L , що задає потужність множини структурних елементів визначимо наступним чином: $L = 12, 18, 30; S = 5, 10, 15$.

Виходячи із вищевикладеного, кількість обчислювальних експериментів, які необхідно провести, дорівнює 9 (додаток А).

Унаслідок синтезу за генетичним алгоритмом методу структурної ідентифікації макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів, одержано субоптимальну модель поля зважених речовин:

$$U_{j,t+1} = -0.699 + 1.07 \cdot U_{j,t-1} + 0.981 \cdot U_{j-1,t} - 1.227 \cdot U_{j+1,t} + \\ + 0.065 \cdot U_{j-1,t}^2 + 5.067 \cdot U_{j+1,t}^2 + 4.139 \cdot U_{j+1,t}^3, \quad (3.17)$$

Часова складність, тобто час, який витрачається алгоритмом для пошуку субоптимальної моделі, залежить від розмірності задачі моделювання, від кількості згенерованих структурних елементів, а також від кількості спостережень, тобто потужності множини згенерованих структур різницевих операторів, які необхідно ідентифікувати. Найбільш впливовим параметром є показник величини свободи вибору кращих моделей – кількість згенерованих структур різницевих операторів.

Графічно залежність часу виконання алгоритму залежно від розмірності задачі моделювання (кількості згенерованих структурних елементів L) та від кількості спостережень (згенерованих структур S) представлена на рисунку 3.6.

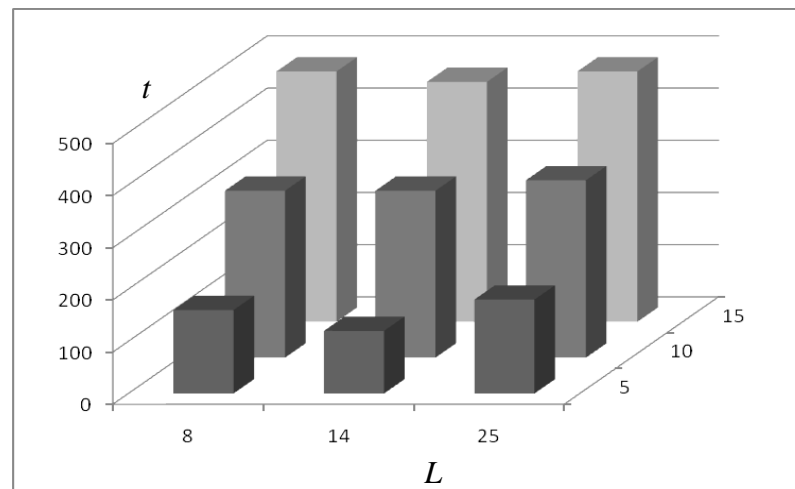


Рисунок 3.6 – Гістограма часу виконання процедури пошуку структури макромоделі у вигляді різницевого оператора

Наведена гістограма часової складності розробленого методу для різних розмірностей та різної кількості спостережень задачі структурної ідентифікації макромоделей у вигляді різницевих операторів показує, що для достатньо помірних вимог до обчислювальних ресурсів (Pentium III, 2.00 ГГц, 3.00 Гб) часова складність реалізації алгоритму є низькою.

ВИСНОВКИ ДО РОЗДІЛУ 3

Розроблено новий метод структурної ідентифікації макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів, особливістю якого є застосування при аналізі моделей-претендентів генетичного алгоритму з модифікованими базовими операціями та з кодуванням структурних елементів моделі десятковою системою числення. Отримано такі висновки та результати:

1. Досліджено основні принципи кодування структур інтервального різницевого оператора в генетичному алгоритмі та встановлено, що найбільш прийнятною схемою кодування є десяткова система числення. Така схема, на відміну від існуючих, забезпечує в процесі реалізації генетичного алгоритму для розв'язування задачі структурної ідентифікації контрольовану складність моделей-претендентів. Встановлено, що складність моделей-претендентів буде знаходитись в межах складності моделей-нащадків.

2. Встановлено, що для застосування генетичного алгоритму у задачі структурної ідентифікації макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора операція схрещування повинна бути реалізована за принципом „розіграшу лотереї“. Побудовано алгоритм реалізації цієї операції і показано, що в задачах структурної ідентифікації макромоделей він забезпечує контрольовану складність генерованих макромоделей.

3. Створено новий метод структурної ідентифікації макромоделей у вигляді інтервальних різницевих операторів, який за рахунок використання генетичного алгоритму з модифікованою операцією схрещування за принципом „розіграшу лотереї“, з кодуванням структурних елементів десятковою системою числення забезпечує розв'язування багатокритеріальної задачі структурної ідентифікації макромоделі з гарантованими прогностичними властивостями та контрольованою складністю.

4. Встановлено основні параметри генетичного алгоритму, які впливають на обчислювальну складність методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора. Показано, що цими параметрами є: потужність множини

структурних елементів; інтервал, що включає число m структурних елементів шуканої субоптимальної моделі; параметр, який називають величиною свободи вибору кращих моделей. За допомогою комп'ютерного моделювання досліджено вплив цих параметрів на обчислювальну складність реалізації методу структурної ідентифікації і встановлено, що найбільш впливовим параметром є показник величини свободи вибору кращих моделей.

РОЗДІЛ 4

МОДЕЛЮВАННЯ ПРОЦЕСІВ ПОШИРЕННЯ КОНЦЕНТРАЦІЙ ШКІДЛИВИХ ВИКИДІВ АВТОТРАНСПОРТУ МЕТОДАМИ СТРУКТУРНОЇ ІДЕНТИФІКАЦІЇ ІНТЕРВАЛЬНИХ РІЗНИЦЕВИХ ОПЕРАТОРІВ

Погіршення екологічної ситуації є одною із основних проблем великих міст. Останнім часом особливо актуальною є проблема мінімізації забруднення приземистого шару атмосфери шкідливими викидами автотранспорту. Одним із засобів розв'язання вказаної проблеми є контроль забруднень і застосування відповідних компенсаційних інструментів для зменшення як самих забруднень, так і їх негативних наслідків [46, 48]. Зокрема, такими інструментами можуть слугувати різного роду „екологічні“ платежі. З метою знаходження адекватних компенсаційних інструментів та встановлення об'єктивної картини забруднень необхідно використовувати реальні результати спостережень за викидами автотранспорту. Сьогодні у кожному великому місті існують можливості отримання реальних концентрацій по великій групі шкідливих речовин вимірювальними засобами, які є у санітарно-епідеміологічній станції (СЕС) міста [19]. Проте для встановлення реальних концентрацій шкідливих викидів виникають три проблеми. По-перше, вимірювальні засоби СЕС для встановлення концентрацій шкідливих речовин відзначаються достатньо низькою точністю – з похибкою вимірювань 20-70%. По-друге, процес вимірювання здійснюється шляхом забору повітря у певних точках міста і у різні моменти часу може суттєво відрізнятися через вплив інтенсивності транспортних потоків, різних погодних умов, інтенсивності провітрювання території тощо. По-третє, процес вимірювання є високовартісним, тому проводиться в окремих частинах міста і достатньо рідко. Саме цих три проблеми спонукають до застосування методів математичного моделювання на

основі аналізу інтервальних даних для встановлення реальних коридорів значень концентрацій шкідливих викидів.

Як відомо [57, 68], теоретичною основою для моделювання процесів поширення забруднень шкідливих речовин в атмосфері слугують диференціальні рівняння в частинних похідних або їх різницеві аналоги [77]. Саме останнім віддано перевагу у дисертаційній роботі, оскільки у випадку великих похибок та малої вибірки експериментальних даних, фізичних міркувань недостатньо для вибору структури рівняння. Найчастіше у вигляді різницевих операторів розглядають чотири типи моделей: одновимірні моделі поширення забруднень в неоднорідному середовищі, коли дискретні значення концентрації визначаються кроком в напрямі певної координати простору; одновимірні моделі динаміки концентрацій в заданій точці, коли дискретні значення концентрацій забруднюючої речовини визначаються із заданим проміжком часу; одновимірні поля концентрацій – із часовою та однією просторовою координатою; багатовимірні поля концентрацій шкідливих викидів – із часовою та трьома просторовими координатами. Незалежно від типу моделі усі вони вимагають розв'язання задач структурної ідентифікації різницевих операторів на основі експериментальних даних. Тому у даному розділі розглядатимемо актуальну задачу побудови моделей полів концентрацій шкідливих викидів у приземистому шарі атмосфери на основі макромоделей у вигляді різницевих операторів, структуру яких необхідно підбирати за умовами узгодження з експериментальними даними. Крім того, через великі похибки спостережень, граничні межі яких, як правило, відомі, різницеві оператори будуватимемо на основі методів аналізу інтервальних даних.

Усі наукові та практичні результати даного розділу отримані та опубліковані автором у працях [19, 152].

4.1 Особливості побудови бази даних концентрацій шкідливих викидів для ідентифікації різницевих операторів

Спочатку розглянемо особливості організації збору та накопичення даних для моделювання полів концентрацій шкідливих викидів. На рисунку 4.1 наведена архітектура системи, спроектована для задач моніторингу забруднення приземистого шару атмосфери шкідливими викидами автотранспорту.

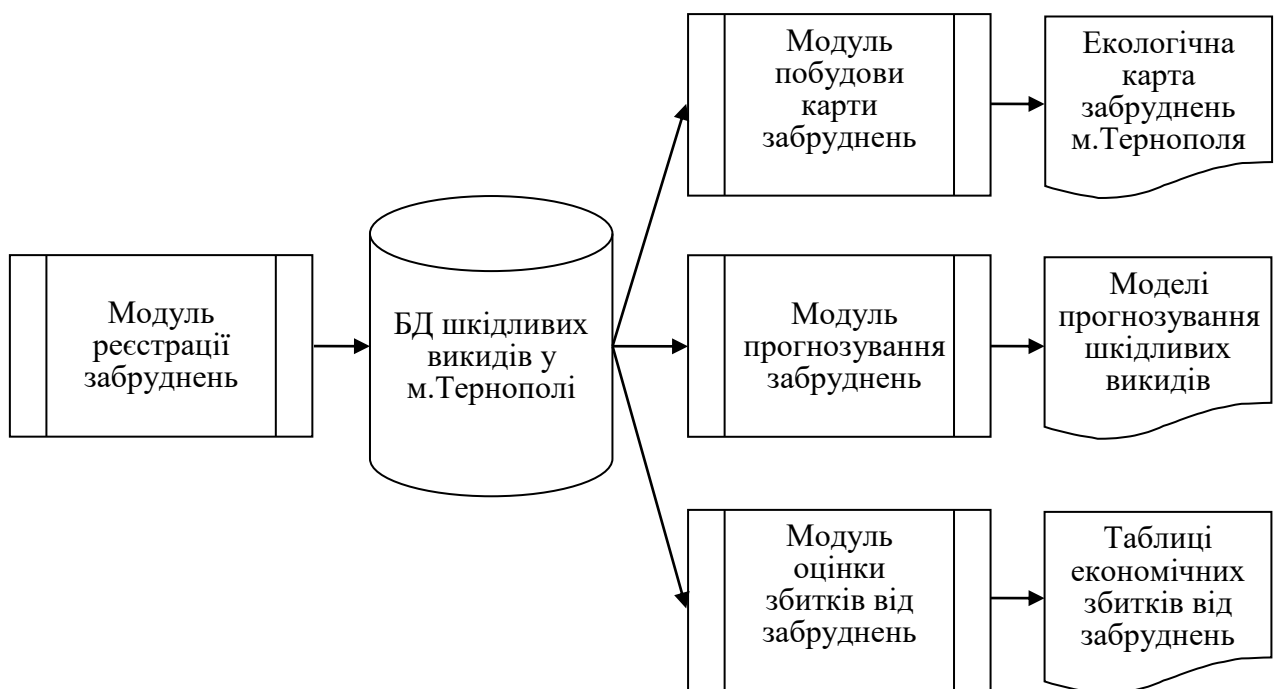


Рисунок 4.1 – Архітектура системи для задач моніторингу забруднення атмосфери шкідливими викидами

Дана система розроблялася в межах науково-дослідної роботи „Математичні методи, інтервальні моделі та інформаційні технології для контролю забруднення атмосфери автотранспортом” (номер державної реєстрації 0110U001125) та впроваджена в СЕС м. Тернополя.

Основними функціями вказаної системи є:

- збір, накопичення та оброблення інформації про забруднюючі атмосферу речовини, що є продуктами викиду відпрацьованих газів автомобілів;

- моделювання ситуації щодо стану забруднення атмосферного повітря;
- прогнозування забруднення атмосферного повітря шкідливими викидами автотранспорту;
- оцінка внеску основних транспортних розв'язок у загальне забруднення атмосферного повітря в режимі реального часу;
- прийняття оперативних управлінських рішень, від виконання яких безпосередньо залежить здоров'я і екологічне благополуччя населення.

Слід зауважити, що на сьогоднішній день збір інформації про забруднюючі приземистий шар атмосфери шкідливі речовини, які є продуктами викиду відпрацьованих газів автотранспорту, здійснюється працівниками СЕС у конкретних точках м. Тернополя шляхом застосування барботерів – пристроїв для прокачування через спеціальні реактиви повітря і подальшого виділення із реактиву відповідно шкідливої речовини в лабораторних умовах. Як відомо [96], така технологія вимірювання концентрацій характеризується великими похибками оцінки концентрацій шкідливої речовини в межах від 20 до 70%. Надалі в межах науково-дослідної теми передбачається встановлення стаціонарних постів вимірювання концентрацій шкідливих викидів із відповідними безпроводними засобами передачі даних про концентрації шкідливих речовин.

Як видно із рисунка 4.1, одною із основних компонент системи моніторингу шкідливих викидів автотранспорту є база даних для накопичення концентрацій шкідливих викидів, яка безпосередньо пов'язана із підсистемами для моделювання процесів поширення концентрацій шкідливих викидів та полів для цих концентрацій. Розглянемо детально особливості побудови цієї бази даних.

На першому етапі була спроектована корпоративна модель БД (рисунок 4.2).

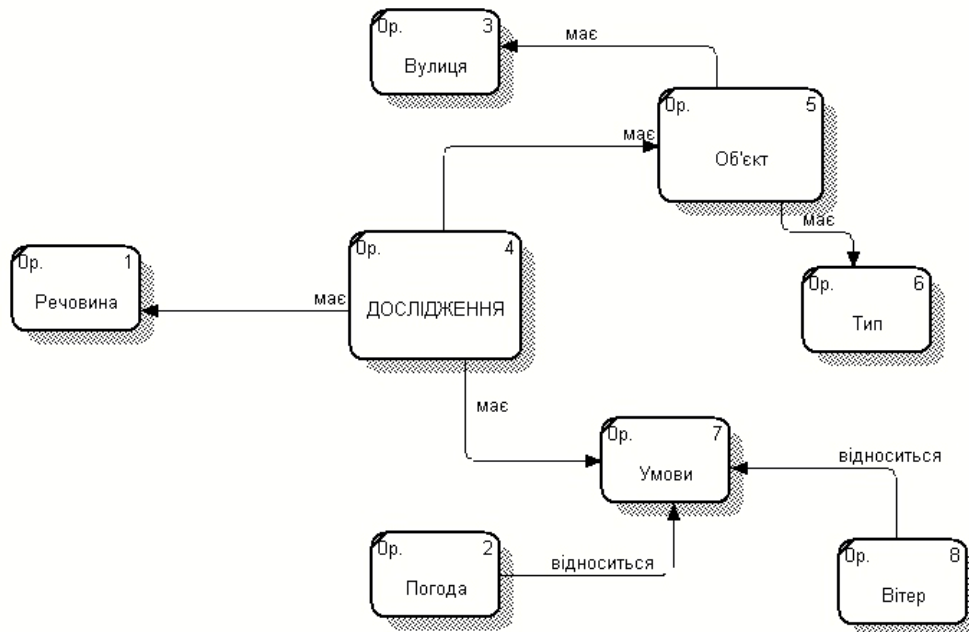


Рисунок 4.2 – Корпоративна модель БД

Концептуальне проектування БД – процес створення моделі інформації, яка не залежить від будь-яких аспектів фізичної реалізації БД. Метою такого проектування є створення на основі специфікацій вимог користувачів концептуальної моделі.

Побудова логічної моделі – процес конструювання інформаційної моделі на основі існуючих концептуальних моделей даних.

Фізичне проектування – процес реалізації логічної моделі в середовищі конкретної СУБД (перенесення логічної моделі в середовище СУБД).

Процес побудови моделі „сутність-зв’язок“ (ERD) зводиться до визначення набору відношень, зв’язків між ними, що представлені у відношеннях парами „первинний ключ“ - „зовнішній ключ“ та формулюванням правил забезпечення цілісності. Були сформовані наступні вимоги до відношень концептуальної бази даних. Отже, відношення:

- 1) повинне мати унікальне ім’я;
- 2) кожна комірка відношення вміщує атомарне значення;
- 3) кожен атрибут має унікальне ім’я в межах відношення;
- 4) порядок розташування атрибутів не має значення.

Перетворення концептуальної моделі в ERD та реалізація її в конкретному середовищі зображено на рисунку 4.3.

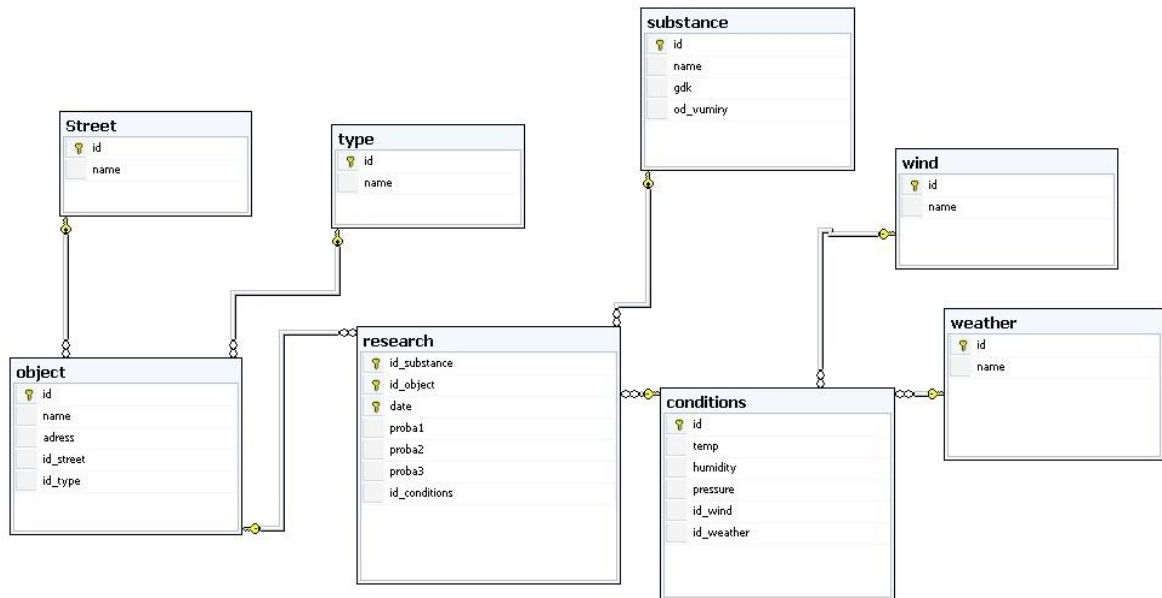


Рисунок 4.3 – Реалізація концептуальної моделі в Microsoft SQL Server

Відношення research містить проби, які були взяті для досліджу, а також зовнішній ключ, який відповідає первинному ключу id_conditions. Також відношення має складний первинний ключ, який в точності ідентифікує записи даного відношення.

Відношення object містить назву об'єкта, його адресу, зовнішні ключі, які відповідають первинним ключам id_street, id_type.

Відношення conditions містить температуру, тиск, вологість, а також зовнішні ключі, які відповідають первинним ключам id_wind, id_weather.

Відношення weather містить назву/найменування погоди.

Відношення wind містить назву вітру.

Відношення substance містить назву речовини, ГДК та одиниці виміру.

Відношення type містить назву типів об'єктів, наприклад, дослідження можуть проводитись на конкретній вулиці або ж на перехресті.

Відношення street містить назву вулиці.

Дані вимірювань шкідливих речовин вносить санітарно-епідеміологічна станція м. Тернополя. Програма заносить їх у базу даних та відповідно прив'язує до конкретного об'єкта на карті. Занесення в базу даних результатів дослідження відбувається через наступну форму вводу (рисунок 4.4).

Як показано на рисунку 4.4, в базі даних є сталі елементи, які не потрібно ще раз вносити, а можна вибрати. Дата встановлюється автоматично поточним числом, проте є можливість її коригування. А також існують обов'язкові поля для вводу, відмічені ідентифікатором „*“, доки ці поля не будуть заповнені, доти запис не буде доданий до бази даних.

Запис в базу даних відбувається за допомогою Store Procedure, які допомагають у забезпеченні послідовного виконання логіки в різних додатках. Вони відсторонюють користувачів від необхідності знати деталі таблиць в базі даних.

Звіти можна формулювати як безпосередньо в середовищі розробки бази даних в SQL Server Management Express, так і за допомогою спеціальних функцій.

Дата проведення дослідження:	09.05.2010	
Назва об'єкта дослідження:		*
Адреса об'єкта:		
Назва вулиці:	Волинська	▼
Тип об'єкта дослідження:	вулиця	▼
Назва досліджуваної речовини:	Аміак	▼
Гранична допустима концентрація: 74		
Одиниці вимірюваної речовини: мг/м ³		
Введіть погодні та температурні умови проведення дослідження:		
Температура:		*
Вологість:		*
Атмосферний тиск:		*
Напрямок вітру:	західний	▼
Погодні умови:	дощ	▼
Введіть результати вимірювань:		
Проба 1:		
Проба 2:		
Проба 3:		
<input type="button" value="Підтвердити"/>		

Рисунок 4.4 – Форма вводу вимірювань концентрацій шкідливих речовин

Програмне забезпечення було розроблене під операційною системою MS Windows XP на базі середовища Microsoft Visual Studio 2008 із використанням Microsoft .NET Framework v3.0, а також Microsoft SQL Server 2005. Для проектування бази даних використано Microsoft SQL Server Management Studio Express. Ця утиліта, призначена для конфігурування, адміністрування і менеджменту всіх компонентів Microsoft SQL Server. SQL SMSE містить скрипт-редактор і графічну програму, яка працює з об'єктами і налаштуваннями сервера. Головним інструментом Microsoft SQL Server Management Studio Express є Object Explorer, який дозволяє переглядати, витягувати і повністю керувати об'єктами сервера. Програмне забезпечення системи забезпечує online-реєстрацію концентрацій шкідливих речовин атмосфери, занесення результатів в базу даних з подальшою роботою над ними.

Розроблений продукт впроваджений у СЕС м. Тернополя для забезпечення контролю шкідливих викидів автотранспорту в атмосфері.

4.2 Застосування інтервального різницевого оператора для апроксимації поля концентрацій діоксиду азоту

Однією із небезпечних речовин, якою забруднює атмосферу автотранспорт, є діоксид азоту (другий клас безпеки). Як правило, у місцях значного скупчення автотранспорту із малим провітрюванням, концентрація цієї небезпечної речовини перевищує допустиму норму, яка складає $0,085 \text{ мг/м}^3$. У міській СЕС Тернополя в наявності є спектроаналізатори для вимірювання концентрацій вказаної речовини. Технологія оцінювання концентрації діоксиду азоту така [96]. Спочатку у певних точках міста проводять забір повітря у відповідних обсягах та рівні приземистого шару із застосуванням так званих барботерів – пристроїв для прокачування через шар рідини бульбашок пару чи газу. Для цих цілей потік повітря інтенсивністю $0,25 \text{ дм/хв.}$ впродовж 20 хвилин пропускають через систему, яка складається з

фільтра, заповненого сорбентом для поглинання діоксиду азоту; стабілізатора вологи; окислювача та U-подібного поглинаючого пристрою, заповненого на 6 см^3 8% розчином йодиду калію. Потім у лабораторних умовах виділяють у взятій пробі діоксид азоту і оцінюють його масу. При цьому сумарна похибка оцінювання концентрації складає 25%. Слід зауважити, що така велика похибка спостережень за концентраціями діоксиду азоту позбавляє сенсу високоточного фізичного моделювання поля його концентрації і напроці обґрунтовує потребу у побудові макромоделі вказаного поля.

Користуючись даними, отриманими вищеописаним способом у період квітня 2010 року у центральній частині м. Тернополя і занесеними у базу даних системи моніторингу забруднення атмосфери шкідливими викидами, побудуємо таблицю вихідних даних (таблицю 4.1). У таблиці 4.1 використано наступні позначення: i – дискретне значення координати x з кроком $\Delta x=275$ м; j – дискретне значення координати y із кроком $\Delta y=275$ м.

Таблиця 4.1 – Виміряні концентрації діоксиду азоту $\tilde{v}_{i,j}$ (NO_2) у центральній частині міста Тернополя, мг/м^3

$i \backslash j$	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	0,0150	0,0294	0,0421	0,0419	0,0324	0,0216	0,0200	0,0249	0,0200
1	0,0133	0,0448	0,0606	0,0598	0,0444	0,0242	0,0231	0,0453	0,0400
2	0,0200	0,0566	0,0778	0,0751	0,0603	0,0371	0,0323	0,0570	0,0619
3	0,0401	0,0755	0,0947	0,0919	0,0747	0,0540	0,0462	0,0671	0,0754
4	0,0601	0,0952	0,1075	0,1027	0,0847	0,0644	0,0584	0,0734	0,0806
5	0,0713	0,1076	0,1129	0,1032	0,0850	0,0654	0,0606	0,0736	0,0763
6	0,0682	0,1067	0,1068	0,0921	0,0729	0,0554	0,0515	0,0635	0,0643
7	0,0458	0,0870	0,0850	0,0675	0,0482	0,0334	0,0321	0,0437	0,0447
8	0,0750	0,0423	0,0730	0,0371	0,0255	0,0095	0,0124	0,0233	0,0250

Апроксимацію поля концентрацій діоксиду азоту в приземистому шарі атмосфери описуватимемо лінійним різницеvim оператором у загальному вигляді (1.8) $v_{j+1,k+1} = \vec{g}^T \cdot \vec{f}(v_{0,0}, \dots, v_{0,k}, v_{1,0}, \dots, v_{1,k}, v_{j,0}, \dots, v_{j,k}, \vec{u}_{0,0}, \dots, \vec{u}_{j,k})$, $k=0, \dots, N-1$, $j=0, \dots, J-1$, де $[v_{i,j}^-, v_{i,j}^+]$ – істинне невідоме значення концентрації діоксиду

азоту у приземистому шарі у точці міста з дискретними координатами i, j ; \hat{g} – невідомий вектор невідомої розмірності параметрів різницевого оператора.

Як уже було вказано вище, похибка вимірювання діоксиду азоту складає 25 %. Тому вираз (1.11) для знаходження інтервальної оцінки концентрації діоксиду азоту на основі його виміряного значення у нашому випадку набуває такого вигляду:

$$[z_{i,j}] = [z_{i,j}^-; z_{i,j}^+] = [(\tilde{v}_{i,j} - \tilde{v}_{i,j} \cdot 0.25); (\tilde{v}_{i,j} + \tilde{v}_{i,j} \cdot 0.25)], \quad i = 1, \dots, N, \quad j = 1, \dots, J. \quad (4.1)$$

де $[z_{i,j}^-; z_{i,j}^+]$, - гарантований інтервал, який в нашому випадку включатиме істинне невідоме значення концентрації діоксиду азоту у вимірних точках.

Використання таблиці 4.1 вимірних концентрацій діоксиду азоту та виразу (4.1) уможливило побудувати таблицю інтервальних оцінок концентрацій діоксиду азоту (таблиця 2).

Таблиця 4.2 – Інтервальні оцінки $[z_{i,j}^-; z_{i,j}^+]$ концентрацій діоксиду азоту (NO_2) у центральній частині міста Тернополя, мг/м^3

$i \backslash j$	0	1	2	3	4	5	6	7	8
0	[0.01125; 0.01875]	[0.0099; 0.0166]	[0.015; 0.025]	[0.03; 0.0501]	[0.045; 0.0751]	[0.0534; 0.0891]	[0.0511; 0.0852]	[0.0343; 0.0572]	[0.0562; 0.0937]
1	[0.022; 0.0367]	[0.0336; 0.056]	[0.0424; 0.0707]	[0.0566; 0.0943]	[0.0714; 0.119]	[0.0807; 0.1345]	[0.08; 0.1333]	[0.0652; 0.1087]	[0.0317; 0.0528]
2	[0.0315; 0.05262]	[0.0454; 0.0757]	[0.0582; 0.097]	[0.0729; 0.1215]	[0.0863; 0.1438]	[0.0939; 0.1566]	[0.0921; 0.1535]	[0.0763; 0.1272]	[0.044; 0.0733]
3	[0.0314; 0.05237]	[0.0448; 0.0747]	[0.0595; 0.0992]	[0.0759; 0.1266]	[0.0879; 0.1465]	[0.0927; 0.1546]	[0.0864; 0.144]	[0.0675; 0.1125]	[0.037; 0.0617]
4	[0.0243; 0.0405]	[0.0333; 0.0555]	[0.0462; 0.077]	[0.0652; 0.1087]	[0.0759; 0.1266]	[0.0793; 0.1322]	[0.069; 0.115]	[0.036; 0.06]	[0.0199; 0.0332]
5	[0.0162; 0.027]	[0.0181; 0.0302]	[0.0229; 0.0382]	[0.0411; 0.0685]	[0.0558; 0.093]	[0.0612; 0.102]	[0.0524; 0.0873]	[0.0319; 0.0532]	[0.015; 0.025]
6	[0.015; 0.025]	[0.0173; 0.0288]	[0.015; 0.025]	[0.0345; 0.0576]	[0.045; 0.075]	[0.0509; 0.0848]	[0.0465; 0.0775]	[0.0331; 0.0552]	[0.0142; 0.0237]
7	[0.01867; 0.0311]	[0.0339; 0.0566]	[0.057; 0.095]	[0.0553; 0.0922]	[0.0530; 0.0883]	[0.0513; 0.0855]	[0.0453; 0.0755]	[0.0323; 0.0538]	[0.018; 0.03]
8	[0.015; 0.025]	[0.03; 0.05]	[0.0543; 0.0906]	[0.0609; 0.1016]	[0.057; 0.095]	[0.0505; 0.0842]	[0.0408; 0.068]	[0.0252; 0.042]	[0.0225; 0.0375]

Тепер задамо початкову структуру різницевого оператора у такому вигляді:

$$v_{i,j} = g_1 + g_2 \cdot v_{i-1,j} + g_3 \cdot v_{i,j-1} + g_4 \cdot v_{i-1,j-1}. \quad (4.2)$$

Користуючись таблицею 4.2, складемо ІСНАР за формою (1.14). Застосовуючи обчислювальний алгоритм для пошуку хоча б одного розв'язку отриманої ІСНАР, наведений у параграфі 2.1, приходимо до висновку, що ІСНАР для (4.2) є не сумісна. Зауважимо, що особливості реалізації даного алгоритму на мові C# наведено у праці [54].

Далі структурну ідентифікацію різницевого оператора проведемо за такою схемою. Спочатку згенеруємо структурні елементи, використовуючи поліноміальні функції не вище другої степені і для різницевого оператора не вище другого порядку. В результаті отримаємо таблицю 4.3 множини структурних елементів.

Таблиця 4.3 – Множина структурних елементів

№ п/п	Структурний елемент (ген)	№ п/п	Структурний елемент (ген)	№ п/п	Структурний елемент (ген)
1	$v_{i,j-1}$	16	$v_{i,j-1} \cdot v_{i-2,j}$	31	$v_{i,j-2} \cdot v_{i-1,j-2}$
2	$v_{i-1,j}$	17	$v_{i,j-1} \cdot v_{i-1,j-2}$	32	$v_{i,j-2} \cdot v_{i-2,j-1}$
3	$v_{i-1,j-1}$	18	$v_{i,j-1} \cdot v_{i-2,j-1}$	33	$v_{i,j-2} \cdot v_{i-2,j-2}$
4	$v_{i,j-1} \cdot v_{i-1,j}$	19	$v_{i,j-1} \cdot v_{i-2,j-2}$	34	$v_{i-2,j} \cdot v_{i-1,j-2}$
5	$v_{i,j-1} \cdot v_{i-1,j-1}$	20	$v_{i-1,j} \cdot v_{i,j-2}$	35	$v_{i-2,j} \cdot v_{i-2,j-1}$
6	$v_{i-1,j} \cdot v_{i-1,j-1}$	21	$v_{i-1,j} \cdot v_{i-2,j}$	36	$v_{i-2,j} \cdot v_{i-2,j-2}$
7	$v_{i,j-1}^2$	22	$v_{i-1,j} \cdot v_{i-1,j-2}$	37	$v_{i-1,j-2} \cdot v_{i-2,j-1}$
8	$v_{i-1,j}^2$	23	$v_{i-1,j} \cdot v_{i-2,j-1}$	38	$v_{i-1,j-2} \cdot v_{i-2,j-2}$
9	$v_{i-1,j-1}^2$	24	$v_{i-1,j} \cdot v_{i-2,j-2}$	39	$v_{i-2,j-1} \cdot v_{i-2,j-2}$
10	$v_{i,j-2}$	25	$v_{i-1,j-1} \cdot v_{i,j-2}$	40	$v_{i,j-2}^2$
11	$v_{i-2,j}$	26	$v_{i-1,j-1} \cdot v_{i-2,j}$	41	$v_{i-1,j-2}^2$
12	$v_{i-1,j-2}$	27	$v_{i-1,j-1} \cdot v_{i-1,j-2}$	42	$v_{i-2,j}^2$
13	$v_{i-2,j-1}$	28	$v_{i-1,j-1} \cdot v_{i-2,j-1}$	43	$v_{i-2,j-1}^2$
14	$v_{i-2,j-2}$	29	$v_{i-1,j-1} \cdot v_{i-2,j-2}$	44	$v_{i-2,j-2}^2$
15	$v_{i,j-1} \cdot v_{i,j-2}$	30	$v_{i,j-2} \cdot v_{i-2,j}$		

Тоді, користуючись методами та термінологією, прийнятою в генетичних алгоритмах, випадковим чином сформуємо популяцію особин (структур різницевого оператора) у кількості 30 особин, кожна з яких має не менше п'яти різних генів у хромосомі. Під геном будемо розуміти структурний елемент із таблиці 4.3, а відповідно хромосома включатиме усі структурні елементи, що утворюють різницевий оператор. Оцінку „якості“ згенерованих хромосом проведемо за показником $\delta(\lambda_s)$, який обчислюємо за формулами (2.11) або (2.12) для конкретної хромосоми. У таблиці 4.4 наведено результати оцінювання якості згенерованих структур у порядку погіршення показника їх „якості“.

Таблиця 4.4 – Результати оцінювання якості згенерованих структур

№ хромосоми, s	$\delta(\lambda_s) \times 10^{-4}$	Коди хромосом
1	0,398	<1;3;12;13;22; 28;29;34>
2	0,401	<2;8; 9;10;12;34;37;39;42>
3	0,402	<10;13;14;15;17;27;28;34>
4	0,504	<1;5;8;10;23;29;30;34;38>
5	0,586	<3;5;12;19;20;22;28;32>
6	0,597	<5;12;13;18;27;30;36;40;41>
7	0,609	<7;13;14;19;23;25;32;37>
8	0,611	<4; 9;11;12;18;20;25; 31;35>
9	0,682	<10;14;26;29;35;37>
10	0,715	<2;4;17;20;40;41;43>
11	0,717	<11;15;17;23;29;37;42>
12	0,723	<4; 6;11; 20;21;23; 30;32>
13	0,828	<1;3;8;12;35;36;43>
14	0,936	<2;14;18;21;24>
15	1,248	<4; 10;12;18;29;39;44>
16	1,854	<4; 9;10;19;22; 33;38;41>
17	2,273	<13;16;20;26;29;34;35>
18	2,476	<4;6; 13;16;17;25>
19	2,879	<7; 9; 11;24; 31;37;39>
20	3,282	<8;10;13;20;33>
21	4,284	<1;8;29;35;36>
22	5,288	<6;8;14;38;44>
23	6,29	<8; 13; 27;37;39>
24	7,292	<8;11;24;30;32>
25	8,295	<13;15;18; 23;41>
26	9,297	<4; 9;18;24;34;35;42;44>
27	10,305	<7;8;17;24;27;34;37;38>
28	10,509	<3;5;39;42>
29	10,831	<9;18;24;37;39;41;43>
30	10,942	<8;18;32;41>

Наприклад, хромосома структури за номером $s=4$ у вигляді коду $\langle 1;5;8;10;23;29;30;34;38 \rangle$ продукує таку структуру різницевого оператора:

$$v_{i,j} = g_1 + g_2 \cdot v_{i,j-1} + g_3 \cdot v_{i,j-1} \cdot v_{i-1,j-1} + g_4 \cdot v_{i-1,j}^2 + g_5 \cdot v_{i,j-2} + g_6 \cdot v_{i-1,j} \cdot v_{i-2,j-1} + \\ + g_7 \cdot v_{i-1,j-1} \cdot v_{i-2,j-2} + g_8 \cdot v_{i,j-2} \cdot v_{i-2,j} + g_9 \cdot v_{i-2,j} \cdot v_{i-1,j-2} + g_{10} \cdot v_{i-1,j-2} \cdot v_{i-2,j-2}$$

а хромосома за номером $s=9$ у вигляді коду $\langle 10;14;26;29;35;37 \rangle$ задає структуру різницевого оператора:

$$v_{i,j} = g_1 + g_2 \cdot v_{i,j-2} + g_3 \cdot v_{i-2,j-2} + g_4 \cdot v_{i-1,j-1} \cdot v_{i-2,j} + g_5 \cdot v_{i-1,j-1} \cdot v_{i-2,j-2} + \\ + g_6 \cdot v_{i-2,j} \cdot v_{i-2,j-1} + g_7 \cdot v_{i-1,j-2} \cdot v_{i-2,j-1}$$

Як видно з таблиці 4.4, усі згенеровані елементи в структурі упорядковані за номером. Такий підхід унеможлиблює при схрещуванні структур, появи структур, у яких є два однакових елементи (гени).

Далі на першому етапі проведемо селекцію, тобто відберемо перших 20 найкращих особин і проведемо їх схрещування випадковим чином відповідно до процедури схрещування, описаної у розділі 3. В результаті отримаємо таку таблицю 4.5 структур із відповідними оцінками їх якості.

Таблиця 4.5 – Хромосоми, отримані в результаті схрещування на I етапі

№ схрещуваних хромосом згідно таблиці 4.4	Коди хромосом	№ хромосоми, s	Коди хромосом	$\delta(\lambda_s) \times 10^{-4}$
2-3	$\langle 2;8; 9;10;12;34;37;39;42 \rangle$	1	$\langle 8;10;12;13;14;17;27;34;42 \rangle$	0,097
	$\langle 10;13;14;15;17;27;28;34 \rangle$	2	$\langle 2;8;10;12;13;14;27;42 \rangle$	0,095
13-17	$\langle 1;3;8;12;35;36;43 \rangle$	3	$\langle 1;3;13;16;20;35;36 \rangle$	0,194
	$\langle 13;16;20;26;29;34;35 \rangle$	4	$\langle 3;12;13;16;26;36;43 \rangle$	0,186

Продовження таблиці 4.5

№ схрещуваних структур згідно таблиці 4.4	Коди хромосом	№ хромосоми, s	Коди хромосом	$\delta(\lambda_s) \times 10^{-4}$
1-16	<1;3;12;13;22;28;29;34>	5	<1;3;9;10;13;19;28;29>	0,111
	<4; 9;10;19;22; 33;38;41>	6	<1;3;4;12;13;22;28;38>	0,117
10-18	<2;4;17;20;40;41;43>	7	<2;4;17;25;40;41;43>	0,25
	<4;6; 13;16;17;25>	8	<4;13;17;20;40;41;43>	0,246
14-7	<2;14;18;21;24>	9	<2;7;13;14;18;23;25;37>	0,102
	<7;13;14;19;23;25;32;37>	10	<2;13;14;18;19;21;24>	0,165
15-12	<4; 10;12;18;29;39;44>	11	<10;11;12;18;20;29;32;44>	0,168
	<4; 6;11; 20;21;23; 30;32>	12	<6;10;11;12;18;30;44>	0,154
6-11	<5;12;13;18;27;30;36;40;41>	13	<11;12;13;15;17;23;37;40;42>	0,156
	<11;15;17;23;29;37;42>	14	<11;12;13;15;27;41;42>	0,184
9-20	<10;14;26;29;35;37>	15	<10;14;20;26;35;37>	0,198
	<8;10;13;20;33>	16	<10;13;14;26;33;37>	0,187
19-8	<7; 9; 11;24; 31;37;39>	17	<4;9;11;12;18;24;25;35;39>	0,157
	<4; 9;11;12;18;20;25; 31;35>	18	<4;7;9;11;12;20;24;31;37>	0,237
4-5	<1;5;8;10;23;29;30;34;38>	19	<1;3;12;19;20;23;28;34;38>	0,173
	<3;5;12;19;20;22;28;32>	20	<1;3;5;8;10;12;29;32>	0,107

Відібравши знову перших 10 найкращих особин із таблиці 4.5, отримали таблицю структур 4.6.

Таблиця 4.6 – Результати селекції структур на II етапі

№ хромосоми, s	Коди хромосом	$\delta(\lambda_s) \times 10^{-4}$
1	<2;8;10;12;13;14;27;42>	0,095
2	<8;10;12;13;14;17;27;34;42>	0,097
3	<2;7;13;14;18;23;25;37>	0,102
4	<1;3;5;8;10;12;29;32>	0,107
5	<1;3;9;10;13;19;28;29>	0,111
6	<1;3;4;12;13;22;28;38>	0,117
7	<11;12;13;15;17;23;37;40;42>	0,156
8	<10;11;12;18;20;29;32;44>	0,168
9	<1;3;12;19;20;23;28;34;38>	0,173
10	<11;12;13;15;27;41;42>	0,184

В результаті схрещування структур 1-4, 5-8, 6-2, 9-3, 7-10 з таблиці 4.6, отримали таблицю структур 4.7.

Таблиця 4.7 – Хромосоми, отримані в результаті схрещування на II етапі

Схрещування структур	№ хромосоми, s	Коди хромосом
1-4	1	<1; 2; 3;8;10;12;13;14>
	2	<1;3;5;10;12;13;14;29;32>
5-8	3	<1;3;10;11;13;18;28;29>
	4	<1;3;10;11;12;19;20;44>
6-2	5	<1;3;12;13;22;27;38;42>
	6	<1;8;10;12;13;14;17;27>
9-3	7	<1; 2;3;12; 13;14;19;28;38>
	8	<1;2; 3;7;13;14;18;20;37>
7-10	9	<11;12;13; 23;37;40;42>
	10	<11;12;13;15;27; 40;41;42>

Аналогічно при схрещуванні структур з таблиці 4.7 з номерами p : 5-9, 7-8, 1-3, 2-4, 10-6, отримали таблицю структур 4.8.

Таблиця 4.8 – Хромосоми, отримані в результаті схрещування на III етапі

	Коди хромосом	№ хромосоми s	Коди хромосом	$\delta(\lambda_s)$ $\times 10^{-4}$
5-9	<1;3;12;13;22;27;38;42>	1	<1;3;11;12;13;27;38;40>	0,1
	<11;12;13; 23;37;40;42>	2	<1;3;11;12;13;22;37>	0,09
7-8	<1; 2;3;12; 13;14;19;28;38>	3	<1;2;3;12;13;14;18;20;28>	0
	<1;2; 3;7;13;14;18;20;37>	4	<1; 2;3;7;12;13;14;19;37>	0
1-3	<1; 2; 3;8;10;12;13;14>	5	<1; 2; 3; 10;11;12;13;14>	0
	<1;3;10;11;13;18;28;29>	6	<1; 2; 3;8;11;12;13;14>	0,04
2-4	<1;3;5;10;12;13;14;29;32>	7	<1;3;10;11;12;13;14;19>	0,046
	<1;3;10;11;12;19;20;44>	8	<1;3;10;11;12;13;14;29>	0,062
10-6	<11;12;13;15;27; 40;41;42>	9	<1;10;11;12;13;14;17;27>	0,048
	<1;8;10;12;13;14;17;27>	10	<1;8;10;11;12;13;14;17>	0,052

Як видно із таблиці 4.8, для трьох структур з номерами 3, 4 та 5 для показника якості виконується умова $\delta(\lambda_s) = 0$.

Таким чином в результаті застосування генетичного алгоритму, описаного у розділі 3, найкращу структуру вибираємо за критерієм мінімальної складності. За цим критерієм – це хромосома з номером 5:

$$v_{i,j} = g_1 + g_2 \cdot v_{i,j-1} + g_3 \cdot v_{i,j-2} + g_4 \cdot v_{i-1,j} + g_5 \cdot v_{i-1,j-1} + g_6 \cdot v_{i-1,j-2} + g_7 \cdot v_{i-2,j} + g_8 \cdot v_{i-2,j-1} + g_9 \cdot v_{i-2,j-2}. \quad (4.3)$$

Провівши параметричну ідентифікацію за наведеною у підрозділі 2.1 обчислювальною схемою, отримуємо різницевий оператор, який адекватно описує просторовий розподіл концентрацій діоксиду азоту:

$$[\widehat{v}_{i,j}] = 0.512 + 1.047 \cdot [\widehat{v}_{i,j-1}] - 0.201 \cdot [\widehat{v}_{i,j-2}] + 0.338 \cdot [\widehat{v}_{i-1,j}] + 0.238 \cdot [\widehat{v}_{i-1,j-1}] - 0.515 \cdot [\widehat{v}_{i-1,j-2}] + 0.385 \cdot [\widehat{v}_{i-2,j}] - 0.851 \cdot [\widehat{v}_{i-2,j-1}] + 0.447 \cdot [\widehat{v}_{i-2,j-2}]. \quad (4.4)$$

Апроксимація поля концентрацій діоксиду азоту здійснена різницевим оператором (4.4) із точністю не нижчою від похибки спостережень 25%.

На рисунку 4.5 наведений просторовий розподіл цих концентрацій, а на рисунку 4.6 на фоні карти м. Тернополя нанесено лінії рівного рівня концентрацій шкідливих викидів діоксиду азоту.

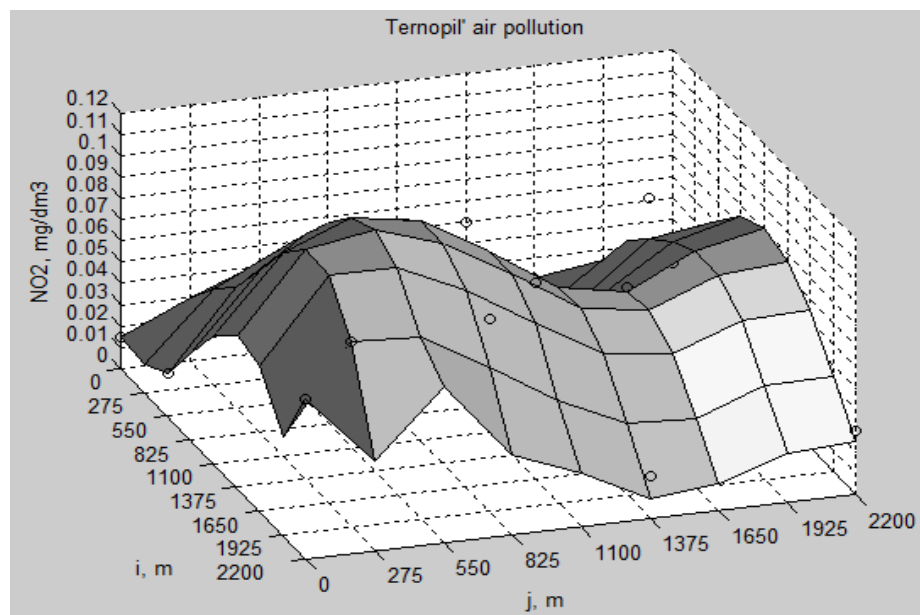


Рисунок 4.5 – Просторовий розподіл концентрацій діоксиду азоту

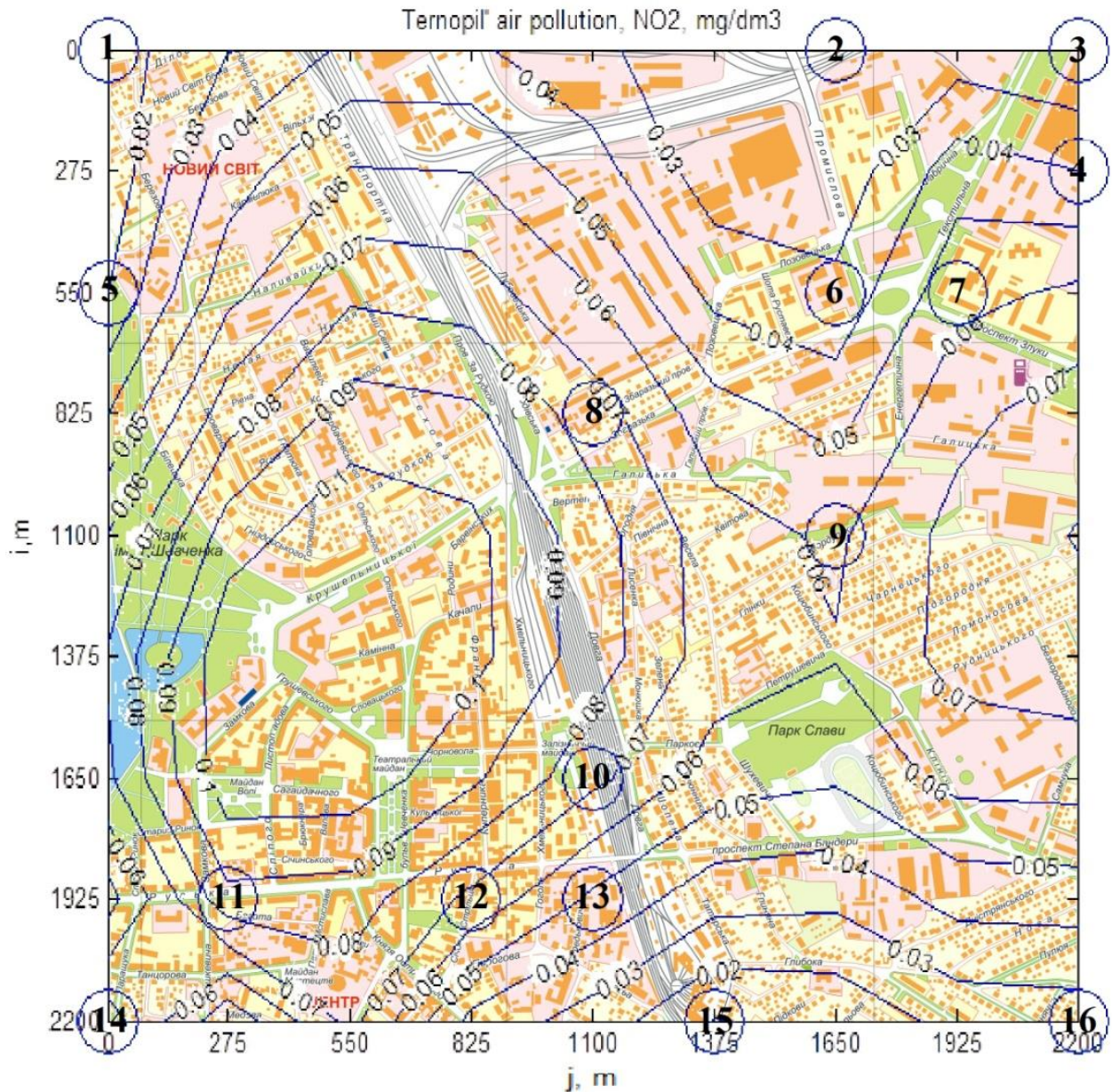


Рисунок 4.6 – Карта м. Тернополя з нанесеними лініями рівного рівня концентрацій шкідливих викидів діоксиду азоту

У дисертаційній роботі була перевірена достовірність результатів, отриманих із застосуванням макромоделі стаціонарного поля діоксиду азоту у вигляді інтервального різницевого оператора (4.3). Для цього за умов максимальної інтенсивності транспортних потоків у макромоделі (4.3) задано інші початкові умови у 32 точках на сітці та спрогнозовано розподіл концентрацій діоксиду азоту у решта 49 точках сітки. Контрольні вимірювання у 16 точках сітки показали, що спрогнозовані значення концентрацій діоксиду

азоту знаходяться в межах вимірних інтервалів. Для порівняння експериментальних даних, отриманих в точках, які позначені на рисунку 4.5 кружками з відповідними номерами, та спрогнозованих результатів, представлених на рисунках, побудована таблиця 4.9.

Таблиця 4.9 – Порівняння результатів прогнозування концентрацій діоксиду азоту та вимірних в контрольних точках

№ точки	i, м	j, м	$[z_{i,j}^-; z_{i,j}^+]$, мг/м ³	$[\hat{v}_{i,j}^-; \hat{v}_{i,j}^+]$, мг/м ³
1	0	0	[0,011; 0,019]	[0,0141; 0,0149]
2	0	1650	[0,015; 0,025]	[0,0215; 0,0218]
3	0	2200	[0,015; 0,025]	[0,0231; 0,0239]
4	275	2200	[0,030; 0,050]	[0,0370; 0,0377]
5	550	0	[0,015; 0,025]	[0,0224; 0,0228]
6	550	1650	[0,015; 0,025]	[0,0191; 0,0196]
7	550	1925	[0,057; 0,095]	[0,0772; 0,0779]
8	825	1100	[0,065; 0,109]	[0,0962; 0,0968]
9	1100	1650	[0,045; 0,075]	[0,0658; 0,0662]
10	1650	1100	[0,069; 0,115]	[0,0981; 0,0987]
11	1925	275	[0,065; 0,109]	[0,0838; 0,0843]
12	1925	825	[0,068; 0,113]	[0,0882; 0,0892]
13	1925	1100	[0,036; 0,060]	[0,0514; 0,0519]
14	2200	0	[0,056; 0,094]	[0,0687; 0,0693]
15	2200	1375	[0,015; 0,025]	[0,0215; 0,0219]
16	2200	2200	[0,023; 0,038]	[0,0331; 0,0337]

Як видно з таблиці 4.9, прогнозовані значення концентрацій знаходяться в межах інтервальних похибок експериментальних даних, що підтверджує адекватність побудованої моделі.

Зауважимо, що використання макромоделі (4.3), побудованої в результаті розв'язування задачі структурної ідентифікації, суттєво зменшує кількість експериментальних досліджень для встановлення поля концентрацій шкідливих викидів в приземистому шарі атмосфери м. Тернополя. Так, для її ідентифікації

проведено 81 вимірювання, а в подальшому використанні достатньо здійснити вимірювання шкідливої речовини максимум у 32 точках, що зменшує кількість експериментальних досліджень мінімум у 2,53 рази.

4.3. Моделювання добового циклу зміни концентрацій шкідливих викидів від автотранспорту у заданій точці міста

Для проведення структурної ідентифікації добового циклу зміни фонових рівнів концентрації шкідливих викидів від автотранспорту необхідно дослідити вхідні фактори, які впливають на процес вимірювання концентрацій шкідливих речовин та формування фонових рівнів концентрацій цих речовин.

Автотранспорт – основний забруднювач атмосфери оксидами нітрогену NO_x та чадним газом (оксидом карбону (II) CO), які містяться у вихлопних газах. Викиди шкідливих речовин від автотранспорту характеризуються кількістю основних забруднювачів повітря, що потрапляють до атмосфери з вихлопних газів за певний проміжок часу. До шкідливих речовин належать чадний газ (0.3-10% концентрація у вихлопних газах), вуглеводні – паливо, яке не згоріло (до 3%), оксид нітрогену (до 8%) та сажа. Проте деревинні рослини поглинають із атмосфери 50-60% токсичних газів, тоді як ґрунти – 5-6%, атмосферна волога – 5-20%, водоймища та тварини – 5%. Крім того зелені рослини виділяють у повітря леткі речовини – фітонциди, яким властиві антимікробні дії. Під впливом деяких речовин, які входять до складу фітонцидів, у повітрі знижується концентрація шкідливих забруднювачів CO – на 10-30%, сірчистого газу – на 50%, оксидів нітрогену – на 15-35%.

Таким чином, чималу роль на поширення шкідливих викидів в досліджуваній місцевості відіграватимуть такі фактори впливу як погодні умови; наявність насаджень, водоймищ, споруд; інтенсивність провітрювання території; інтенсивність транспортних потоків.

Із використанням методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора та генетичного алгоритму, наведених в розділі 3, проведемо дослідження зміни концентрацій шкідливих викидів діоксиду азоту протягом доби у заданій точці міста.

Для побудови макромоделі використаємо вибірку добових даних, отриманих вище описаним способом, за 5 квітня 2011 року на перехресті вулиць „Бродівська – Збаразька – Довга“ м. Тернополя (таблиця 4.10).

Таблиця 4.10 – Виміряні концентрації діоксиду азоту \tilde{v}_k та інтенсивність транспортних потоків u_k

Дата	Час, год., t	\tilde{v}_k , мг/м ³	u_k , к-сть авто/ год.
05/04/2011	01:00:00	0.065	780
05/04/2011	02:00:00	0.042	504
05/04/2011	03:00:00	0.05	600
05/04/2011	04:00:00	0.055	660
05/04/2011	05:00:00	0.086	1032
05/04/2011	06:00:00	0.141	1692
05/04/2011	07:00:00	0.168	2016
05/04/2011	08:00:00	0.172	2064
05/04/2011	09:00:00	0.155	1860
05/04/2011	10:00:00	0.193	2316
05/04/2011	11:00:00	0.164	1968
05/04/2011	12:00:00	0.157	1884
05/04/2011	13:00:00	0.185	2220
05/04/2011	14:00:00	0.141	1692
05/04/2011	15:00:00	0.178	2136
05/04/2011	16:00:00	0.185	2220
05/04/2011	17:00:00	0.157	1884
05/04/2011	18:00:00	0.151	1812
05/04/2011	19:00:00	0.138	1656
05/04/2011	20:00:00	0.117	1404
05/04/2011	21:00:00	0.09	1080
05/04/2011	22:00:00	0.09	1080
05/04/2011	23:00:00	0.076	912
05/04/2011	24:00:00	0.067	804

Розглянемо залежність добового циклу зміни концентрацій шкідливих викидів діоксиду азоту від інтенсивності транспортних потоків.

Для моделювання концентрацій діоксиду азоту в приземистому шарі атмосфери застосуємо генетичний алгоритм, який розглянуто в підрозділі 3.3.

Як уже було вказано у підрозділі 4.2, похибка вимірювання діоксиду азоту складає 25 %. Тому вираз (4.1) для знаходження інтервальної оцінки концентрації діоксиду азоту на основі його виміряного значення в k -й дискретний момент часу у нашому випадку набуває такого вигляду:

$$[v_k] = [v_k^-; v_k^+] = [(\tilde{v}_k - \tilde{v}_k \cdot 0.25); (\tilde{v}_k + \tilde{v}_k \cdot 0.25)], k = 0, \dots, N-1, \quad (4.5)$$

де $[v_k] = [v_k^-; v_k^+]$ – гарантований інтервал, який в нашому випадку включатиме істинне невідоме значення концентрації діоксиду азоту в заданій точці міста в k -й дискретний момент часу.

Користуючись виразом (4.5) та таблицею 4.10 вимірних концентрацій діоксиду азоту, побудуємо таблицю інтервальних оцінок концентрацій діоксиду азоту (таблиця 4.11).

Таблиця 4.11 – Інтервальні оцінки $[v_k^-; v_k^+]$ концентрацій діоксиду азоту

Дата	Час, год., t	v_k^- , мг/м ³	v_k^+ , мг/м ³
05/04/2011	01:00:00	0.04875	0.08125
05/04/2011	02:00:00	0.0315	0.0525
05/04/2011	03:00:00	0.0375	0.0625
05/04/2011	04:00:00	0.04125	0.06875
05/04/2011	05:00:00	0.0645	0.1075
05/04/2011	06:00:00	0.10575	0.17625
05/04/2011	07:00:00	0.126	0.21
05/04/2011	08:00:00	0.129	0.215
05/04/2011	09:00:00	0.11625	0.19375
05/04/2011	10:00:00	0.14475	0.24125
05/04/2011	11:00:00	0.123	0.205
05/04/2011	12:00:00	0.11775	0.19625
05/04/2011	13:00:00	0.13875	0.23125
05/04/2011	14:00:00	0.10575	0.17625
05/04/2011	15:00:00	0.1335	0.2225
05/04/2011	16:00:00	0.13875	0.23125
05/04/2011	17:00:00	0.11775	0.19625
05/04/2011	18:00:00	0.11325	0.18875
05/04/2011	19:00:00	0.1035	0.1725
05/04/2011	20:00:00	0.08775	0.14625
05/04/2011	21:00:00	0.0675	0.1125
05/04/2011	22:00:00	0.0675	0.1125
05/04/2011	23:00:00	0.057	0.095
05/04/2011	24:00:00	0.05025	0.08375

Для реалізації методу структурної ідентифікації і дослідження часової залежності зміни концентрацій діоксиду азоту, задамо параметри, описані у підрозділі 3.2:

- множина структурних елементів $\{f_1(\vec{v}_k, \vec{u}_k), \dots, f_l(\vec{v}_k, \vec{u}_k), \dots, f_L(\vec{v}_k, \vec{u}_k)\}$;
- інтервал $[I_{\min}; I_{\max}] = [1; 3]$, що включає число m структурних елементів;
- параметр $2S=20$ (максимальна початкова величина свободи вибору кращих моделей).

Аналогічно, як було показано у підрозділі 4.2, згенеруємо множину структурних елементів, використовуючи поліноміальні функції не вище другої степені і для різницевого оператора не вище другого порядку. В результаті отримаємо таблицю 4.12 множини структурних елементів.

Таблиця 4.12 – Множина структурних елементів

№ п/п	Структурний елемент (ген)	№ п/п	Структурний елемент (ген)
01	v_{k-2}	08	$v_{k-1} \cdot u_{k-1}$
02	v_{k-1}	09	$v_{k-1} \cdot u_k$
03	u_{k-1}	10	$u_{k-1} \cdot u_k$
04	u_k	11	v_{k-2}^2
05	$v_{k-2} \cdot v_{k-1}$	12	v_{k-1}^2
06	$v_{k-2} \cdot u_{k-1}$	13	u_{k-1}^2
07	$v_{k-2} \cdot u_k$	14	u_k^2

В нашому випадку формула (3.10) для пошуку моделей-претендентів матиме наступний вигляд:

$$[v_{k+1}(\lambda_s)] = \mu_1 \cdot g_1 \cdot f_1(\vec{v}_k, \vec{u}_k) + \dots + \mu_l \cdot g_l \cdot f_l(\vec{v}_k, \vec{u}_k) + \dots + \mu_L \cdot g_L \cdot f_L(\vec{v}_k, \vec{u}_k), \quad (4.6)$$

$$k = 0, \dots, N-1.$$

Використовуючи параметр $2S=20$, випадковим чином сформуємо популяцію особин (структур інтервального різницевого оператора) у кількості 20

особин. Кожна структура включає певну кількість структурних елементів, згенеровану на інтервалі $[I_{\min}; I_{\max}] = [1; 3]$. Користуючись кодуванням, описаним у підрозділі 3.1, і таблицею 4.12, кожену структуру $[v_{k+1}(\lambda_s)]$ представимо у вигляді певного десяткового коду $k_{10}(\lambda_s)$ хромосоми. Для реалізації генетичного алгоритму проведемо оцінку „якості“ згенерованих структур $[v_{k+1}(\lambda_s)]$ за показником $\delta(\lambda_s)$, використовуючи формули (2.11) або (2.12), а також селекцію згенерованих структур за критерієм (2.21). В результаті отримаємо таблицю впорядкованих за формулою (3.11) структур (Таблиця 4.13).

Таблиця 4.13 – Результати оцінювання якості згенерованих структур

№ хромосоми, s	$\delta(\lambda_s)$	Коди хромосом
1	0	<02,04>
2	0	<01,03>
3	0	<02,03>
4	0	<01,02,04>
5	0	<01,02,03>
6	0	<04,11>
7	0	<04,12>
8	0	<02,04,12>
9	0	<02,03,11>
10	0	<02,04,05>
11	неадекватна	<01>
12	неадекватна	<02>
13	неадекватна	<03,10>
14	неадекватна	<04,11,14>
15	неадекватна	<12,13,14>
16	неадекватна	<01,04,12>
17	неадекватна	<05,10>
18	неадекватна	<01,02>
19	неадекватна	<05,08,10>
20	неадекватна	<06,07,08>

Вибрані з таблиці 4.13 структури у загальній кількості $S=10$ випадковим чином схрещували попарно для отримання нових моделей-претендентів. На даному етапі отримали оптимальну структуру моделі у вигляді різницевого оператора, представлену за допомогою хромосоми у вигляді коду <02,04>, для якої виконується умова $\delta(\lambda_0) = 0$ і яка є найкращою за критеріями (2.22):

$$[\widehat{v}_k] = 0,02773 \cdot [\widehat{v}_{k-1}] + 0,13092 \cdot \bar{u}_k. \quad (4.7)$$

Як бачимо, модель у вигляді різницевого оператора (4.7) зберігає логіку добового циклу зміни концентрацій шкідливих викидів в залежності від інтенсивності транспортних потоків.

Результати моделювання добового циклу зміни концентрацій шкідливих викидів діоксиду азоту на перехресті вулиць „Бродівська – Збараська – Довга“ м. Тернополя представлені на рисунку 4.7.

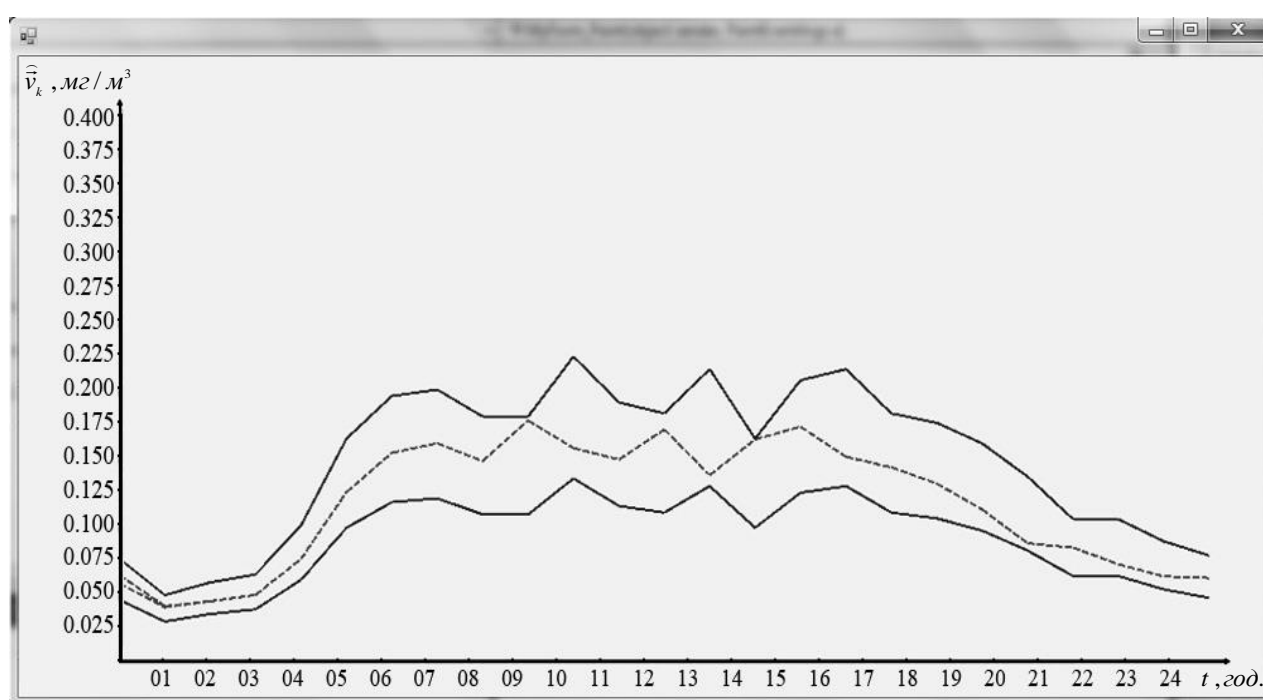


Рисунок 4.7 – Динаміка добового циклу зміни концентрацій діоксиду азоту на перехресті вулиць „Бродівська – Збараська – Довга“ м. Тернопіль

Запропонована модель відображає тенденції концентрацій шкідливих викидів. Враховуючи інтенсивність транспортних потоків по годинах, можна зробити висновок, що знайдена модель у вигляді інтервального різницевого оператора відображає динаміку концентрацій шкідливих викидів та може бути використана для регулювання інтенсивності руху транспортних потоків.

ВИСНОВКИ ДО РОЗДІЛУ 4

Створено інструментальні засоби і проведено апробацію розроблених методу та алгоритму структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора при розв'язуванні задач макромодельовання процесів поширення концентрацій шкідливих викидів автотранспорту в м. Тернополі. При цьому отримано наступні результати:

1. На основі проведеного аналізу структур даних та сенсорів реєстрації шкідливих викидів автотранспорту, метеопараметрів, систем детектування автотранспорту обґрунтовано апаратно-програмний комплекс, який забезпечує збір даних про забруднення атмосфери автотранспортом на досліджуваній території.

В межах web-орієнтованої підсистеми моніторингу шкідливих викидів від автотранспорту, яка забезпечує в режимі он-лайн доступ до даних, спроектовано та створено базу даних для реєстрації концентрацій шкідливих викидів та відповідних метеорологічних умов їх отримання на конкретних об'єктах.

2. Запропоновано та обґрунтовано для побудови моделей полів концентрацій шкідливих викидів у приземистому шарі атмосфери в умовах великих похибок спектроаналізаторів використати макромоделі у вигляді різницевого оператора, які на відміну від існуючих, побудовано із використанням методів аналізу інтервальних даних, що дало можливість побудувати допускові коридори модельованих полів із точністю не нижчою точності вимірювальних засобів.

3. Проведено структурну ідентифікацію моделі у вигляді різницевого оператора для динаміки концентрацій шкідливих викидів на основі даних СЕС м. Тернополя і встановлено, що динаміка концентрацій шкідливих викидів значною мірою залежить від добового циклу зміни інтенсивності транспортного потоку. На основі реальних даних з інтервальними похибками із застосуванням методів структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора побудовано поле концентрацій викидів діоксиду азоту автотранспортом у центральній частині м. Тернополя.

ВИСНОВКИ

У дисертаційній роботі розв'язано важливу науково-технічну задачу структурної ідентифікації інтервальних різницевих операторів на основі аналізу інтервальних даних, отриманих за результатами спостережень реальних процесів з похибками, обмеженими за амплітудою.

Основні наукові результати та висновки дисертаційних досліджень:

5. Встановлено, що для макромодельовання процесів в системах екологічного моніторингу результати експериментів необхідно представляти у вигляді інтервальних даних, враховуючи точність спектроаналізаторів хімічних речовин. За макромоделі доцільно використовувати різницеві оператори, структурну та параметричну ідентифікацію яких необхідно проводити методами аналізу інтервальних даних. Такий підхід забезпечує гарантовану точність макромоделі, яка визначається похибками інтервальних даних.

6. З'ясовано, що існуючі методи макромодельовання процесів у вигляді різницевих операторів за умов структурної невизначеності непридатні для синтезу макромоделей на основі аналізу інтервальних даних, оскільки ґрунтуються на комбінаторних алгоритмах і зорієнтовані на перевірку якості структури моделі за критерієм регулярності. З метою уникнення комбінаторної складності алгоритмів реалізації методу структурної ідентифікації обґрунтовано використання генетичних алгоритмів пошуку субоптимальної моделі.

7. Запропоновано та обґрунтовано показники оцінки якості структури моделі у вигляді різницевих операторів, які на відміну від існуючих забезпечують: гарантовану точність макромоделі в межах похибок експериментальних даних; кількісно оцінюють складність моделі, а також необхідну її повноту для досягнення мети моделювання.

8. Математично сформульовано задачу структурної ідентифікації макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора із застосуванням введених показників якості та складності структури. Встановлено, що дана

задача є багатокритеріальною задачею дискретної оптимізації з обмеженнями, заданими інтервальною системою нелінійних алгебричних рівнянь. Запропоновано для її розв'язування поєднати базові принципи алгоритмів реалізації методу групового урахування аргументів та генетичних алгоритмів.

9. Синтезовано новий метод структурної ідентифікації макромоделі у вигляді інтервального різницевого оператора. Особливостями даного методу є: оцінювання сумісності інтервальної системи нелінійних алгебричних рівнянь на кожній ітерації пошуку субоптимальної моделі з метою забезпечення заданої її точності; використання генетичного алгоритму з модифікованою базовою операцією схрещування, побудованою за принципом „розіграшу лотереї“, а також з кодуванням хромосом за допомогою десяткової системи числення. Уведені модифікації забезпечують розв'язування багатокритеріальної задачі пошуку структури макромоделі з гарантованими прогностичними властивостями та контрольованою складністю моделі.

10. Встановлено основні параметри генетичного алгоритму, які впливають на обчислювальну складність розробленого методу структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора: потужність множини структурних елементів; інтервал, що включає число m структурних елементів шуканої субоптимальної моделі; параметр, який в алгоритмах МГУА називають величиною свободи вибору кращих моделей. В результаті комп'ютерного моделювання показано, що обчислювальна складність методу структурної ідентифікації найбільш чутлива до показника, що задає свободу вибору кращих моделей на кожній ітерації селекції.

11. Підтверджено достовірність отриманих в дисертаційній роботі теоретичних результатів при розв'язуванні практичної задачі синтезу макромоделей полів концентрацій шкідливих викидів діоксиду азоту в центральній частині міста Тернополя. На контрольній вибірці показано, що результати, спрогнозовані на основі побудованої макромоделі, знаходяться в межах інтервальних експериментальних даних. Створене програмне забезпечення для задач структурної ідентифікації макромоделей у вигляді

інтервальних різницевих операторів впроваджено: в санітарно-епідеміологічній станції м. Тернополя для системи екологічного моніторингу; в державному управлінні охорони навколишнього природного середовища Тернопільської області; у навчальний процес у Тернопільському національному економічному університеті, а також може бути впроваджене для дослідження і прогнозування наслідків екологічних та техногенних катастроф у науково-дослідних установах та підрозділах міністерства надзвичайних ситуацій.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Айвазян С.А. Прикладная статистика / С. А. Айвазян, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин – М. : Финансы и статистика, 1983. – 471 с.
2. Алефельд Г. Введение в интервальные вычисления / Г. Алефельд, Ю. Херцбергер – М. : – Мир, 1987. – 360 с.
3. Астафьев Н. М. Линейные неравенства и выпуклость / Н. М. Астафьев – М. : Наука, 1982. – 153 с.
4. Бакан Г. М. Аналитический синтез алгоритмов гарантированного оценивания состояний динамических процессов / Г. М. Бакан // Проблемы управления и информатики. – 2003. – № 3. – С. 38–55.
5. Бакан Г. М. Аппроксимация пересечения четкого и нечеткого множеств в методе размытых эллипсоидов / Г. М. Бакан, Н. Н. Куусуль // Кибернетика и вычислительная техника. – 1995. – Вып. 105. – С. 18–27.
6. Бакан Г. М. Размытые эллипсоидальные множества в задачах нестохастического оценивания / Г. М. Бакан, Н. Н. Куусуль // Автоматика. – 1989. – №5. – С. 11–17.
7. Бакан Г. М. К определению множества достижимости линейной управляемой системы / Г. М. Бакан, А. В. Шолохов // Проблемы управления и информатики. – 2005. – №4. – С. 15–24.
8. Бакан Г. М. Теоретико–множественная идентификация линейных объектов в классе размытых эллипсоидальных множеств / Г. М. Бакан, Н. Н. Куусуль // Автоматика. – 1990. – №4. – С. 72–78.
9. Бахвалов Н. С. Численные методы / Н. С. Бахвалов– М. : Наука, 1975. – 631 с.
10. Беллман Р. Динамическое программирование / Р. Беллман – М. : ИЛ, 1958.
11. Биотехнология. Принципы и применение: Пер. с англ. / Под ред. И. Хиггинса, Д. Беста и Дж. Джонса. – М.: Мир, 1988.–480 с.
12. Биркгоф Дж. Д. Динамические системы / Дж. Д. Биркгоф – 2002. – 406 с.

13. Большаков В. Д. Теория ошибок наблюдений: Учебник для вузов – 2-е изд., перераб. и доп. / В. Д. Большаков. – М. : Недра, 1983. – 223 с.
14. Бочков А. Ф. Оценивание параметров модели для объектов с интервальной неопределенностью в выходных параметрах / А. Ф. Бочков, М. В. Милевский. – Москва, 1988. – 23 с. – Деп. в ВИНТИ, № 926 – В88.
15. Бочков А. Ф. Интервальные модели в задачах идентификации статистических объектов с неопределенностью / А. Ф. Бочков, М. В. Милевский. – Красноярск, 1990 (Препринт // ВЦ СО АН СССР, №17). – С. 7–10.
16. Бочков А. Ф. Интервальный анализ как альтернатива регрессионному анализу / А. Ф. Бочков, А. П. Воцинин, Г. Р. Сотиров // Заводская лаборатория. – 1990. – №7. – С. 76–81.
17. Войтюк И. Ф. Метод структурной идентификации макромоделей в виде интервальных разностных операторов / И. Ф. Войтюк // Математическое моделирование в технике и технологи : матер. докл. Всерос. конф. с элементами научной школы для молодежи, 21 октября 2011 г. – Воронеж : Научная книга, 2011. – С. 11–16.
18. Войтюк І. Ф. Алгоритм структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора для моделювання полів концентрацій шкідливих викидів автотранспорту / І. Ф. Войтюк // Сучасні комп'ютерні інформаційні технології : Матер. І Всеукр. шк.-сем. молодих вчених і студентів АСІТ'2011, 20–21 травня 2011 р. – Тернопіль : Економічна думка, 2011. – С. 1–3.
19. Войтюк І. Ф. Застосування інтервального різницевого оператора для апроксимації полів концентрацій шкідливих викидів автотранспорту / І. Ф. Войтюк, Т. М. Дивак, М. П. Дивак, А. В. Пукас // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – 2011. – № 1 (37). – С. 44–52.
20. Войтюк І. Ф. Кількісні характеристики оцінки якості структури моделі у вигляді інтервального різницевого оператора / І. Ф. Войтюк, М. П. Дивак, Т. М. Дивак // Відбір і обробка інформації. Міжвідомчий збірник наукових праць. – 2011. – № 34 (110). – С. 86–94.

21. Войтюк. І. Ф. Особливості оптимізації структури інтервального різницевого оператора / Войтюк. І. Ф., Манжула В. І., Дивак Т. М. // Прогресивні інформаційні технології в науці, освіті та економіці. Збірка наукових праць учасників міжнар. наук.-практ. конф. «Трансформаційні реформи та антикризовий потенціал економіки в постсоціалістичних країнах», 23–24 квітня 2009 р. – Вінниця, 2009. – С. 146–154.

22. Волосов В. В. Об одном способе построения эллипсоидальных оценок в задачах нестохастической фильтрации и идентификации параметров управляемых систем / В. В. Волосов // Автоматика. – 1991. – № 3. – С. 24–32.

23. Волосов В. В. К построению параметрических семейств эллипсоидальных оценок и их оптимизации в задачах нестохастической идентификации параметров и состояния многомерных дискретных объектов управления / В. В. Волосов // Проблемы управления и информатики. – 1996. – № 4. – С. 37–54.

24. Волосов В. В. Исследование одного вида нестохастических алгоритмов идентификации с помощью прямого метода Ляпунова / В. В. Волосов, А. С. Калита, Е. А. Нижниченко // Автоматика. – 1989. – № 3. – С. 34–42.

25. Волосов В. В. К задаче восстановления вектора фазового состояния и идентификации параметров линейных стационарных динамических систем / В. В. Волосов, Е. А. Одинцова // Автоматика. – 1986. – № 6. – С. 22–29.

26. Вороновский Г. К. Генетические алгоритмы, искусственные нейронные сети и проблемы виртуальной реальности / Г. К. Вороновский, К. В. Махотило, С. Н. Петрашев, С. А. Сергеев. – Харьков: Основа, 1997. – 111 с.

27. Воцинин А. П. Интервальный анализ: развитие и перспективы / А. П. Воцинин // Заводская лаборатория. – 2002. – №1. – С. 118–126.

28. Воцинин А. П. Решение задач оптимизации по интервальным оценкам критерия / А. П. Воцинин // Заводская лаборатория. – 1987. – №7. – С. 68–71.

29. Воцинин А. П. Планирование оптимального насыщенного эксперимента в задачах построения интервальных моделей / А. П. Воцинин,

М. П. Дывак // Заводская лаборатория. – 1993. – №1. – С. 56–59.

30. Воцинин А. П. Оптимизация в условиях неопределенности. / А. П. Воцинин, Г. Р. Сотиров – М. : МЭИ – София : Техника, 1989. – 224 с.

31. Гантмахер Ф. Р. Теория матриц / Ф. Р. Гантмахер – Москва: Наука, 1967. – 575 с.

32. Глонь О. В. Моделювання систем керування в умовах невизначеностей / О. В. Глонь, В. М. Дубовой – Вінниця : УНІВЕРСУМ – Вінниця, 2004. – 169 с.

33. Гроп Д. Методы идентификации систем / Д. Гроп. – М. : Мир, 1979. – 302 с.

34. Дывак М. П. Аналіз точності лінійної інтервальної моделі в задачах статичної ідентифікації / М. П. Дывак // Вісн. ДУ “Львівська політехніка”. Автоматика, вимірювання та керування. – 1999. – № 366. – С. 31–35

35. Дывак М. П. Багатокритеріальний підхід структурної ідентифікації інтервальних моделей статичних систем / М. П. Дывак, В. І. Манжула // Міжнародний науково–технічний журнал “Інформаційні технології та комп’ютерна інженерія”. – 2005. – №2. – С. 37 – 44.

36. Дывак М.П. Використання насиченого експерименту для оцінювання параметрів інтервальної моделі при аналізі інтервальних даних / М. П. Дывак // Автоматика. Автоматизация. Электротехнические комплексы и системы. – 1999. – №2(5). – С. 33–36.

37. Дывак М. П. Властивості інтервальних моделей при інтервальній формі їх параметрів / М. П. Дывак // Сб. науч. тр. международного науч.–учеб. центра информ. технологий и систем, науч. совет НАН Украины по пробл. “Кибернетика”. Моделирование и управление состоянием эколого-экономических систем региона. – К., 2001. – С.58–63.

38. Дывак М. П. Теоретичні засади побудови моделей "вхід–вихід" статичних систем методами аналізу інтервальних даних / М. П. Дывак // Дис. доктора технічних наук. – Тернопіль : Тернопільська академія народного господарства, 2003. – 304 с.

39. Дивак М. П. Метод локалізації гарантованих оцінок в задачах параметричної ідентифікації / М. П. Дивак // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах. – 2000. – №4. – С. 12–17.

40. Дивак М.П. Обчислювальні аспекти методів локалізації розв’язків задач параметричного оцінювання в умовах обмежених похибок / М. П. Дивак // Відбір та обробка інформації. – 2002. – №16 (92) – С. 43–47.

41. Дивак М. П. Допустиме оцінювання множини параметрів статичної системи в класі багатомірних еліпсоїдів / М. П. Дивак // Комп’ютинг. – 2002. – Т. 1. – №1. – С.108 – 114.

42. Дивак М. П. Проектування інтервальних моделей соціально–екологічних систем на основі нечітких даних / М. П. Дивак, Г. М. Гладій, С. В. Волощук // Вимірювальна та обчислювальна техніка в технологічних процесах : Зб. наук. праць. – 2002. – Вип. 9. – С. 130 – 135.

43. Дивак М. П. Алгоритм наближення області параметрів інтервальної моделі в задачах лінійної ідентифікації / М. П. Дивак, О. В. Крамар // Вісн. Тернопільської акад. нар. господарства. – 2000. – №10. – С. 98 – 103.

44. Дивак М. П. Ідентифікація параметрів моделі на основі аналізу інтервальних даних / М. П. Дивак, О. В. Крамар // Вісн. Тернопільського держ. технічн. унів. – Тернопіль. – 1999. – Т. 4. – №1. – С. 76 – 80.

45. Дивак М. П. Ідентифікація моделей об’єктів в умовах інтервальної невизначеності на основі методів аналізу інтервальних даних / М. П. Дивак, П. Г. Стахів // Пр. міжн. конф. з управління “АВТОМАТИКА – 2000”, Львів 11–15 вересня 2000 : В 7–ми томах. – Львів: Держ. НДІ інформ. інфраструкт. , 2000. –Т. 2. – С. 90–97.

46. Дивак М.П. Інтервальне моделювання динаміки збитків внаслідок забруднення автотранспортом / М.П. Дивак // Інформаційні технології та комп’ютерна інженерія. – 2008. – № 3 (13) – С. 32–40.

47. Дивак М. П. Критерії оптимальності структури інтервального різницевого оператора / Дивак М. П., Манжула В. І., Войтюк. І. Ф. // Інформаційні проблеми комп’ютерних систем, юриспруденції, економіки та

модельовання : Матер. проблем.-наук. міжгалуз. конф. SPIC–2009, 19–22 травня 2009 р. – Бучач, 2009. – Т. 1., № 5. – С. 220–224.

48. Дивак М. П. Критерії структурної ідентифікації інтервального різницевого оператора / Дивак М. П., Манжула В. І., Войтюк І. Ф. // Інформаційні проблеми комп'ютерних систем, юриспруденції, енергетики, економіки, модельовання та управління : Матер. міжнар. проблем.-наук. міжгалуз. конф. (ПНМК–2010), 1–4 червня 2010 р. – Бучач, 2010. – Т. 1., № 6. – С. 280–283.

49. Дивак М. П. Модельовання лінійних динамічних систем із заданою структурою каналу вимірювання методами аналізу інтервальних даних / М. П. Дивак, А. В. Пукас, Є. О. Марценюк, І. Ф. Войтюк // Модельовання та керування станом еколого-економічних систем регіону. Збірник праць / відп. ред. д. т. н. Степашко В. С. – Київ : МННЦ ІТС, 2008. – № 4. – С. 79–91.

50. Дивак М. П. Модельовання лінійних динамічних систем із заданою структурою каналу вимірювання методами аналізу інтервальних даних / М. П. Дивак, Є. О. Марценюк, І. Ф. Войтюк // Інформаційні проблеми комп'ютерних систем, юриспруденції, економіки та модельовання : Матер. проблем.-наук. міжгалуз. конф. SPIC–2008, 20–24 травня 2008 р. – Бучач, 2008. – Т. 1, № 4. – С. 130–134.

51. Дивак М. П. Проблеми ідентифікації динамічних систем в умовах інтервальної невизначеності / М. П. Дивак, В. П. Кобернюк, Ю. П. Франко, І. Р. Пітух, В. П. Цимбалій // Вимірювання та обчислювальна техніка в технологічних процесах: Зб. наук. праць.– 2001. – Вип. 8 – С. 307–310.

52. Дивак М. П. Структурна ідентифікація інтервальних різницевих операторів / М. П. Дивак, І. Ф. Войтюк, В. І. Манжула // Вісник Тернопільського державного технічного університету. – Тернопіль, 2010. – Т. 15, № 4. – С. 154–160.

53. Дивак М. П. Оптимальна процедура настроювання параметрів методу ідентифікації інтервальної дискретної моделі динамічної системи / М. П. Дивак,

Є. О. Марценюк, І. Ф. Матола // Відбір і обробка інформації: Міжвідомчий збірник наукових праць. – 2007. – № 27 (103). – С. 17–24.

54. Дивак М. П. Особливості побудови інтервальної системи алгебричних рівнянь та методу її розв'язку в задачах ідентифікації лінійного інтервального різницевого оператора./ М. П. Дивак, Т. М. Дивак // Зб. Наук. Праць ДонНТУ. Серія інформатика, кібернетика та обчислювальна техніка – 2009. – Вип. 10(153). – С. 224–229.

55. Заде Л. Теория линейных систем. Метод пространства состояний / Л. Заде, Ч. Дезоер – М. : Наука, 1970.

56. Захаров А. В. Синтез систем управления при интервальной неопределённости параметров их математических моделей / А.В. Захаров, Ю.И. Шокин // Докл. АН СССР. – 1988, № 2. – С. 292–295.

57. Зюзин В. С. Об одном способе отыскания двусторонних интервальных приближений решения системы линейных интервальных уравнений / В. С. Зюзин // Дифференциальные уравнения и теория функций. – Саратов : Изд-во Саратовского университета, 1987. – С. 28–32.

58. Ивахненко А. Г. Индуктивный метод самоорганизации моделей сложных систем / А. Г. Ивахненко. – Київ : Наукова думка, 1981. – 296 с.

59. Ивахненко А. Г. Помехоустойчивость моделирования / А. Г. Ивахненко, В. С. Степашко – К. : Наук. думка, 1985. – 216 с.

60. Ивахненко А. Г. Обзор задач, решаемых по алгоритмам Метода Группового Учета Аргументов / А. Г. Ивахненко, Г. А. Ивахненко // <http://www.gmdh.net/>

61. Ивахненко А. Г. Самоорганизация прогнозирующих моделей / Ивахненко А. Г., Мюллер Й. А. – К.: Техника. – 1985; Берлин: ФЭБ Ферлаг Техник. – 1984. – 223 с.

62. Ивахненко А.Г. Объективный выбор оптимальной кластеризации выборки данных при компенсации неробастных помех / Ивахненко А. Г., Петухова С. А., Юдин В. М // Автоматика. – 1993. – №3. – С. 46 – 58.

63. Ивахненко А.Г. Регуляризация решающих функций в методе

группового учета аргументов / Ивахненко А. Г. Коппа Ю. В. // Автоматика. – 1970. – №2. – С. 19 – 23.

64. Калман Р. Очерки по математической теории систем / Р. Калман, П. Фалб, М. Арбиб – М. : Мир, 1971.

65. Калман Р. Идентификация систем с шумами / Р. Калман // Успехи матем. Наук, 1985 – Вып. 4. – С. 27–41.

66. Калмыков С. А. Методы интервального анализа / С. А.Калмыков, Ю. И. Шокин, З. Х. Юлдашев – Новосибирск: Наука, 1986. – 222с.

67. Канторович Л. В. О некоторых новых подходах к вычислительным методам и обработке наблюдений / Л. В. Канторович // Сибирский матем. Журнал. – 1962. – Т. 3, №5. – С. 701–709.

68. Коддингтон Э. А. Теория обыкновенных дифференциальных уравнений / Э. А. Коддингтон, Н. Левинсон// Пер. с англ., Изд. 2. – 2007. – 472 с.

69. Крищук В. М. Інтервальні методи оптимізації допусків // В. М. Грищук, Г. М. Шило, М. П. Гапоненко // Вісн. НУ “Львівська політехніка”. Комп’ютерні системи проектування: Теорія і практика. – 1999. – № 373. – С. 196 – 201.

70. Кунцевич В. М. Решение одной оптимальной задачи управления в условиях неопределенности / В.М. Кунцевич // Проблемы управления и информатики. – 2002. – № 3. – С. 85–100.

71. Кунцевич В. М. Активная идентификация и управление при ограниченных шумах / В. М. Кунцевич, А. В. Кунцевич. // Пр. міжн. конф. з управління “АВТОМАТИКА–2000”, Львів 11–15 вересня 2000 : В 7–ми томах. – Львів: Держ. НДІ інформ. інфраструкт., 2000. – Т. 1. – С. 7–13.

72. Кунцевич В. М. Об оптимальном и адаптивном управлении динамическими объектами в условиях неопределенности / В. М.Кунцевич, М.М. Лычак // Автоматика и телемеханика. – 1979. – №1. – С. 79 – 88.

73. Кунцевич В. М. Получение гарантированных оценок в задачах параметрической идентификации / В. М. Кунцевич, М. М. Лычак // Автоматика.

– 1982. – №4. – С. 49–59.

74. Кунцевич В. М. Управление в условиях неопределенности (синтез адаптивных систем управления) / В. М. Кунцевич, М. М. Лычак // Автоматика. – 1987. – №5. – С. 16–26.

75. Курейчик В. М. Генетические алгоритмы: Монография. – Таганрог: ТРТУ, 1998. – 242 с.

76. Куржанский А. Б. Управление и наблюдение в условиях неопределенности / А. Б. Куржанский – М.: Наука, 1977. – 392 с.

77. Ковальчук П. І. Моделювання і прогнозування стану навколишнього середовища: Навч. посібник / П. І. Ковальчук. – К. : Либідь, 2003. – 208 с.

78. Лакеев А. В. О множестве решений линейного уравнения с интервально заданными оператором и правой частью / А. В. Лакеев, С. И. Носков // Сиб. математ. журнал. – 1994. – Т. 35 – №5. – С. 1074–1084.

79. Лебедев А. Н. Моделирование в научно–технических исследованиях // Лебедев А. Н. – М.: Радио и связь, 1989. – 224с.

80. Лисенков А. Н. О методах идентификации и управления в условиях неопределенности / А. Н. Лисенков // Межд. конф. по интерв. и стох. методам в науке и технике. ИНТЕРВАЛ – 92: Сб. тр. – Москва, 1992. – Т.1. – С. 92 –96.

81. Линник Ю. В. Метод наименьших квадратов и основы теории обработки наблюдений / Ю. В. Линник– М. : Физ. мат. изд., 1962. – 187 с.

82. Литвин І. С. Інформаційно–картографічна система контролю екологічної ситуації / І. С. Литвин, М. П. Дивак, Г. М. Гладій // Тез. доп. І Української конференції з автоматичного керування “Автоматика 94”. – К. : 1994.

83. Лычак М. М. Идентификация и оценивание состояния объектов управления на основе множественного подхода / М. М. Лычак // Проблемы управления и информатики. – 1999. – №5. – С. 34–41.

84. Лычак М. М. Синтез дискретных адаптивных систем управления на основе теоретико– множественных моделей неопределенности / М. М. Лычак // Дис. докт. физ.-мат. наук.– Киев : Ин– т киб., 1995.

85. Лычак М.М. Решение задачи линейного программирования на основе

множественного подхода / М. М. Лычак, В. Н. Шевченко, Н. П. Царук // Проблемы управления и информатики. – 2005. – №4. – С. 103–111.

86. Льюнг Л. Идентификация систем. Теория для пользователей: Пер. с англ. / Под ред. Я. З. Цыпкина // Л. Льюнг – М. : Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1991. – 432 с.

87. Льюнг Л. О точности модели в идентификации систем / Л. Льюнг // Известия АН. Техническая кибернетика, №6. – М.: Наука, 1992. – С. 55–64.

88. Манжула В. І. Синтез генетичного алгоритму для задач структурної ідентифікації інтервальних моделей статичних систем / В. І. Манжула // Науково–технічний журнал “Вісник Хмельницького національного університету” – 2007. №1. – С. 160 – 165.

89. Марков С. М. Некоторые задачи интерполяции, идентификации и оценивания для интервальных данных / С. М. Марков // Межд. конф. по интерв. и стох. методам в науке и технике. ИНТЕРВАЛ – 92: Сб. тр. – Москва, 1992. – Т.1. – С. 103.

90. Математическая энциклопедия. Том 2. – Москва : Советская Энциклопедия, 1979.

91. Мессарович М. Общая теория систем: Математические основы / М. Мессарович, Я. Такахара – М. : Мир, 1978. – 311 с.

92. Налимов В. В. Теория эксперимента / В. В. Налимов М. : Наука, 1971. – 207 с.

93. Пакеты прикладных программ: математическое моделирование // АН СССР. – М. : Наука, 1989. – 128с.

94. Подиновский В. В. Парето–оптимальные решения многокритериальных задач / В. В. Подиновский, В. Д. Ногин. – М. : Наука, 1982. – 255 с.

95. Понтрягин Л. С. Математическая теория оптимальных процессов / Л. С. Понтрягин, В. Г. Болтянский, З. В. Гамкрилидзе, Е. Ф. Мищенко – М. : Физматгиз, 1961.

96. Руководящий документ „Руководство по контролю загрязнения

атмосферы“. РД 52.04.186–89.

97. Сейдж А. Идентификация систем / А. Сейдж, Дж. Мелс. – М. : Наука, 1976. – 495с.

98. Справочник по типовым программам моделирования / А. Г. Ивахненко, Ю. В. Коппа, В. С. Степашко и др. // Под ред. А. Г. Ивахненко. – К. : Техника, 1980. – 150с.

99. Степашко В. С. Гібридні алгоритми самоорганізації моделей для прогнозування складних процесів / В. С. Степашко, О. С. Булгакова, В. В. Зосімов // Індуктивне моделювання складних систем. – Вип. 2. – 2010. – С. 236 – 246.

100. Стрейц В. Метод пространства состояний в теории дискретных линейных систем управления / В. Стрейц // Пер. с англ. Под ред. Я. З. Цыпкина. – М. : Наука. Гл. ред. физ.-мат. литературы, 1985. – 296 с.

101. Тихонов А. Н. Методы решения некорректных задач / А.Н. Тихонов, Арсенин В.Я. – М. : Наука, 1979. – 288 с.

102. Тихонов А.Н. Статистическая обработка результатов экспериментов / А. Н. Тихонов, М. В. Уфимцев // Уч. пособие – М.: Изд-во Московского государственного университета, 1988. – 174 с.

103. Томашевський В.М. Моделювання систем / В.М. Томашевський– К: Видавнична група ВНУ, 2005. – 352 с.

104. Цыпкин Я. З. Информационная теория идентификации / Я. З. Цыпкин– М. : Наука, 1995. – 336 с.

105. Цыпкин Я. З. Основы теории автоматических систем / Я. З. Цыпкин– М.: Наука, 1977. – 351 с.

106. Цой Ю. Р., Спицын В. Г. Генетический алгоритм / Спицын В. Г., Цой Ю.Р. Представление знаний в информационных системах : учебное пособие. – Томск : Изд-во ТПУ, 2006г. – 146 с.

107. Черноусько Ф. Л. Оценивание фазового состояния динамических систем. Метод эллипсоидов / Ф. Л. Черноусько – М. : Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1988. – 320 с.

108. Шарая И. А. О максимальной внутренней оценке множеств решений интервальных линейных систем / И. А. Шарая // Вычислительные технологии. – 1998. – Т. 3 – № 2. – С. 55–66.

109. Шарый С. П. Анализ чувствительности интервальных линейных статических систем / С. П. Шарый // Труды XI международной Байкальской школы–семинара "Методы оптимизации и их приложения", Иркутск, Байкал, 5–12 июля 1998 г., секция 4. – Иркутск ИСЭМ, 1998. – С. 187–190.

110. Шарый С.П. Алгебраический подход во "внешней задаче" для интервальных линейных систем / С. П. Шарый // Вычислительные Технологии. – 1998. – Т. 3, №2. – С. 67–114.

111. Шарый С.П. Алгебраический подход к анализу линейных статических систем с интервальной неопределённостью / С. П. Шарый // Известия РАН. Теория и системы управл. – 1997. – №3. – С. 51–61.

112. Шарый С. П. Внешнее оценивание обобщенных множеств решений интервальных линейных систем / С. П. Шарый // Вычислительные Технологии. – 1999. – Т. 4, №4. – С. 82–110.

113. Шарый С. П. Интервальные алгебраические задачи и их численное решение / С. П. Шарый // Дис. доктора физ.-математ. наук. – Новосибирск: Ин-т вычисл. Технологий СО РАН, 2000. – 322 с.

114. Шарый С. П. Интервальный анализ: прошлое, настоящее и будущее / С. П. Шарый // Наука в Сибири. – 1997. – №41 (2127). – С. 3–12

115. Шарый С. П. Новый подход к анализу статических систем с интервальной определённостью в данных / С. П. Шарый // Вычислительные Технологии. – 1997. – Т. 2. – №1. – С. 84–102.

116. Шарый С.П. О разрешимости линейной задачи о допусках / С. П. Шарый // Interval Computations. – 1991. – №1. – С. 92–97.

117. Шокин Ю. И. Интервальный анализ / Ю.И. Шокин. – Новосибирск: Наука, 1981. – 116 с.

118. Эйкхофф П. Основы идентификации систем управления / П. Эйкхофф– М. : Мир, 1975. – 531 с.

119. Яковлев А. Г. Интервальные вычисления – предмет исследований и полезный инструмент / А. Г. Яковлев // Интервальные вычисления. – 1991. – №1. – С. 10–26.

120. Alefeld G. Interval analysis: theory and applications / G. Alefeld, G. Mayer // Journal of Computational and Applied Mathematics. – 2000. – № 121. – P. 421–464.

121. Blumensaat F. Modeling of two-stage anaerobic digestion using the IWA Anaerobic Digestion Model No.1 (ADM1) / F. Blumensaat, J. Keller. // Water Research. – Vol. 39. – 2005. – P. 171–183.

122. Brockett R. W. Finite dimensional systems / R. W. Brockett– New York : Wiley, 1970.

123. Design of experiments and data analysis: New trends and results / E. K. Letzky, A. P. Voshinin, N. P. Dyvak, S. J. Simoff, A. I. Orlov, V. G. Gorsky, E. P. Nikitina, V. N. Nosov // E. Edited by K. Letzky. – Moscow. : ANTAL., 1993 – 192 p.

124. Dyvak M. Application interval methods in static identification of the medical and ecological conditions of on average industrial city / M. Dyvak, G. Hladiy // Ref. IV krajowa konf. “Modelowanie Systemow Biologicznych”.– Krakow : 1995. – P. 95–99.

125. Dyvak M. The geographic information systems for control of medical and ecological conditions of on average industrial city / M. Dyvak, G. Hladiy, S. Dnistrian // Materialy 8 krajowa konf. naukowa “Uniwersalnosc cybernetyki” . – T.1. – Krakow : 1996. –P.3–4.

126. Dyvak M. Identification socio – ecological system and design of interval model on the basis fuzzy – data / M. Dyvak, G. Hladiy, D. Zhang // Abstracts 2nd IMACS International Multiconference CESA’98 “Computational engineering in systems applications”. – Tunisia : 1998. – P.234–236.

127. Dyvak M. Identification of Parameters of Interval Discrete Model of the Dynamic System on the Basis of Selection of the Saturated Blocks of ISLAE / M. Dyvak, L. Honchar, Ye. Martsenyuk, I. Matola // The Experience of Designing

and Application of CAD System in Microelectronics : Proc. of the IXth Intern. Conf. CADSM 2007, 20–24 February 2007. – Lviv, 2007. – P. 362–364.

128. Dyvak M. Features of identification of interval differential operator [Electronic resource] / Mykola Dyvak, Iryna Voytyuk, Iryna Spivak // Modern Problems of Radio Engineering, Telecommunications, and Computer Science : Proc. of the Xth Intern. Conf. TCSET'2010. – Lviv, 2010. – Section 6, 2.

129. Fuhrmann P. Algebraic system theory: An analyst's of view / P. Fuhrmann // J. Franklin Inst. – 1976. – V. 301. – P. 521–540.

130. Fuhrmann P. Algebraic methods in system theory / P. Fuhrmann // R. E. Kalman Festschrift. – Berlin : Springer-Verlag, 1993. – P. 233–265.

131. Fuhrmann P. Duality in polynomial models with some applications to geometric control theory / P. Fuhrmann // IEEE Trans. Autom. Control. – 1981. – V. AC-26. – P. 284–295.

132. Fuhrmann P. Linear systems and operators in Hilbert space / P. Fuhrmann – New York : Mc Grow-Hill, 1981.

133. Hadjihassan S. Quality improvement via optimization of tolerance intervals during the design stage / S. Hadjihassan, E. Walter, L. Pronzato // Applications of Interval Computatons // Kearfott R. B., Kreinovich V., eds. – Dordrecht: Kluwer, 1996. – P.91–131.

134. Ho B. L. Effective construction of linear state-variable models for input/output function / B. L. Ho, R. E. Kalman // Proc. Third Allerton Conf., 1965. – P. 449–459; Regelungstechnik. – V. 14, Jahrg. Heft. 12. – P. 545–548.

135. Kalman R. E. Realization theory of linear dynamical systems / R.E. Kalman // Control Theory and Topics in Functional Analysis, Vol. II. – Vienna : International Atomic Energy Agency, 1976. – P. 235–236.

136. Kalman R. E. Mathematical description of linear dynamic systems / R. E. Kalman // SIAM J. Contr. – 1963. – V. 1. – P. 152–192.

137. Kalman R. E. Lectures on controllability and observability / R. E. Kalman // CIME Summer Course, 1968. – Cremonese, Roma, 1969.

138. Kalman R. E. General synthesis procedure for computer control of single

and multi-loop linear systems / R. E. Kalman, J. E. Bertram // Trans. AIEEE. – 1959. – 77 II. – P. 602–609.

139. Kalman R. E. Realization theory of linear systems over commutative ring / R. E. Kalman, Y. Rouchaleau // Automatica, Languages and Program. – Amsterdam e.a., 1974. – P. 61–65.

140. Kearfott R. B. Rigorous global search: continuous problems. / R. B. Kearfott Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1996.

141. Kinghtes C. D. Statistical analysis of nonlinear parameter estimation for Monod biodegradation kinetics using bivariate data / C. D. Kinghtes, C. A. Peters // Biotechnology and Bioengineering. – 2000. – Vol. 69, № 2. – P. 160–170.

142. Kinghtes C. D. Statistical analysis of nonlinear parameter estimation for Monod biodegradation kinetics using bivariate data / C. D. Kinghtes, C. A. Peters // Biotechnology and Bioengineering. – 2000. – Vol. 69, №2. – P. 160–170.

143. Ljung L. Theory and practice of recursive identification // L. Ljung, T. Soderstrom Theory – Cambr., Mass: MIT Press, 1983.–529 p.

144. Mailleret L. Nonlinear adaptive control for bioreactors with unknown kinetics / L. Mailleret, O. Bernard, J.–P. Steyer // Automatica. – 2004. – №40. – P. 1379–1385.

145. Moore R. E. Interval Analysis / R. E. Moore – Englewood Cliffs : Prentice Hall, 1966. – 145 p.

146. Moore R. E. Methods and Applications of Interval Analysis / R. E. Moore – SIAM, Philadelphia, 1979 – 190 p.

147. Moore R. E. Interval methods for nonlinear systems / R. E. Moore // Fundamentals of numerical computation (computer-oriented numerical analysis). Computing Supplement. – Wienn: Spring Verbag, 1980. – P. 113–120.

148. Rohn J. Input–output model with interval data / J.Rohn // Econometrica. – 1980. – Vol. 48. – P. 767–769.

149. Smets I. Y. Optimal adaptive control of (bio)chemical reactors: past, present and future / I. Y. Smets, J. E. Claes, E. J. November, G. P.Bastin, J. F.Van Impe // Journal of Process Control. – 2004. – №14. – P. 795–805.

150. Shary S. P. Solving the linear interval tolerance problem / S. P. Shary // Mathematics and Computer in Simulation. – 1995. – V. 39. – P. 53–85.

151. Voytyuk I. Research of quality characteristics of models structure in kind of interval difference operator / Iryna Voytyuk, Mykola Dyvak, Victor Spilchuk // The Experience of Designing and Application of CAD Systems in Microelectronics (CADSM 2011) : Proc. of the XIth Intern. Conf., 23–25 February 2011. – Lviv, 2011. – P. 87.

152. Voytyuk I. The method of structure identification of macromodels as difference operators based on the analysis of interval data and genetic algorithm [Electronic resource] / Iryna Voytyuk , Mykola Dyvak, Viktor Spilchuk // Proc. of the 4th Intern. Workshop on Inductive Modelling (IWIM 2011). – K. : IRTC ITS, 2011. – P. 114–118. – Режим доступу : http://www.mgua.irtc.org.ua/attach/proceedings_IWIM-2011.pdf.