

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ «ОДЕСЬКА МОРСЬКА
АКАДЕМІЯ»

Навчально-науковий інститут автоматики та електромеханіки

Кафедра електрообладнання і автоматики суден

ПОЯСНЮВАЛЬНА ЗАПИСКА
ДО ДИПЛОМНОЇ РОБОТИ МАГІСТРА

на тему:

ДОСЛІДЖЕННЯ ЗМІНИ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ СУДНОВИХ
ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРНИХ УСТАНОВОК НА ОСНОВІ МЕТОДІВ
ТРЕНДОВОГО КОНТРОЛЮ

Виконав: здобувач другого
(магістерського) рівня вищої освіти
спеціальності

271 Морський та внутрішній водний
транспорт

(шифр і назва спеціальності)



Крут В.О.

(підпис, прізвище та ініціали)

допущений до захисту 20.12.2022

(дата малого захисту)

Завідувач кафедри Гвоздева І. М.

(підпис, прізвище та ініціали)

Керівник Гвоздева І. М.

(підпис, прізвище та ініціали)

Нормоконтролер В. Неценко

(підпис, прізвище та ініціали)

Рецензент Бушер В.В.

(підпис, прізвище та ініціали)

Одеса

2022

НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
«ОДЕСЬКА МОРСЬКА АКАДЕМІЯ»

Навчально-науковий інститут автоматики та електромеханіки

Кафедра Електрообладнання і автоматики суден

Рівень вищої освіти другий (магістерський)

Спеціальність 271 Морський та внутрішній водний транспорт

Затверджую
 Зав. кафедри Гвоздева І.М.
 „20” 12 2022р.

ЗАВДАННЯ
ДО ДИПЛОМНОЇ РОБОТИ ЗДОБУВАЧА

Круца Віталія Олександровича

(прізвище, ім'я, по батькові)

1. Тема роботи ДОСЛІДЖЕННЯ ЗМІНИ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ
СУДНОВИХ ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРНИХ УСТАНОВОК НА ОСНОВІ
МЕТОДІВ ТРЕНДОВОГО КОНТРОЛЮ

Керівник роботи Гвоздева І.М., д.т.н., професор,
 (прізвище, ім'я, по батькові, науковий ступінь, вчене
 звання)

затверджені наказом по академії від „12” з грудня 2022 року № 1337

2. Строк подання курсантом закінченої роботи 20.12.2022р.

3. Вихідні дані до роботи: температурні режими суднових дизель-генераторних установок активною потужністю 3195 кВт; напруга 440В.

4. Зміст розрахунково-пояснювальної записки (перелік питань, що підлягають розробці)

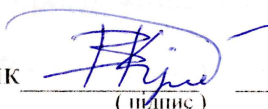
1 Критичний огляд та порівняння методів діагностування технічного стану дизель-генераторних установок. 2 Трендові статистичні моделі породження даних та теоретичні основи трендового контролю. 3 Розробка структури АСКД та їх програмних засобів. 4 Комп'ютерне моделювання трендових статистик температурного режиму суднової дизель-генераторної установки. 5. Перелік графічного матеріалу (з точними вказівками обов'язкових креслень)

Структурні схеми автоматизованих систем контролю та діагностики; структурна схема технічних засобів діагностування; програмний засіб для діагностування стану суднових технічних об'єктів методами трендового контролю та його підсистеми; трендові статистики першої та другої тижневих вибірок по циліндрам ДГУ.

КАЛЕНДАРНИЙ ПЛАН

№ з/п	Назва етапів дипломної роботи	Строк виконання етапів роботи	Примітки
1	Отримання завдання до ДРМ	16.09.2021	виконано
2	Вивчення методів діагностування технічного стану та їх огляд	16.09. 2021-16.12. 2021	виконано
3	Ознайомлення та огляд сучасних методів трендового контролю	17.12. 2021-19.03.2022	виконано
4	Аналіз трендових статистичних моделей породження даних та вивчення теоретичних основ трендового контролю	20.03.2022-10.06.2022	виконано
5	Вивчення роботи програмного середовища MATLAB	11.06.2022-17.08.2022	виконано
6	Розробка структури АСКД та їх програмних засобів	18.08.2022-31.08.2022	виконано
7	Розробка комп'ютерних моделей для розрахунку необхідних залежностей	1.09.2022-08.10.2022	виконано
8	Проведення комп'ютерних експериментів	09.10.2022-12.11.2022	виконано
9	Створення пояснювальної записки	13.11.2022-14.12.2022	виконано

Курсант-дипломник


 (підпис)

 Крис В.О.
 (прізвище та ініціали)

Керівник роботи


 (підпис)

 Гвоздева Т.М.
 (прізвище та ініціали)

РЕФЕРАТ

Дипломна робота магістра: стр. 80, табл. 2, 36 джерел.

В даній роботі на основі аналізу відомих літературних джерел, експериментальних досліджень, математичного і комп'ютерного моделювання за методами трендового контролю було запропоновано вдосконалення суднових автоматизованих систем контролю і діагностики шляхом використання передових інформаційних технологій та побудови адекватних моделей та алгоритмів трендового контролю параметрів ДГУ в процесі їх тривалої експлуатації.

Для цього було виконано:

в розділі 1: на підставі критичного аналізу та порівняння існуючих методів діагностування технічного стану обладнання обґрунтована необхідність їх удосконалення;

в розділі 2: проведений огляд трендових статистичних моделей породження даних та розглянуті теоретичні основи трендового контролю.

в розділі 3: розроблена структура автоматизованих систем контролю та діагностики та їх програмних засобів, розроблені підсистеми розрахунку трендових статистик;

в розділі 4: проведено комп'ютерне моделювання трендових статистик вибірок часових рядів вимірів температурного режиму кожного циліндра ДГУ, що дозволило зробити висновки щодо технічного стану кожного циліндру ДГУ.

СУДНОВА ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРНА УСТАНОВКА, СИСТЕМА
АВТОМАТИЗОВАНОГО КОНТРОЛЮ І ДІАГНОСТИКИ,
ДІАГНОСТУВАННЯ, ТРЕНДОВИЙ КОНТРОЛЬ, ТРЕНДОВА
СТАТИСТИКА

ABSTRACT

In this paper, based on the analysis of well-known literary sources, experimental studies, mathematical and computer modeling using trend control methods, it was proposed to improve the ship's automated control and diagnostic systems by using advanced information technologies and developing the adequate models and algorithms for trend control of the parameters of the DGS's in the process of their long-term operation.. For this purpose it was performed:

in section 1: on the basis of critical analysis and comparison of existing methods of diagnosing the technical condition of equipment, the need for their improvement is substantiated;

in section 2: an overview of trend statistical models of data generation and the theoretical foundations of trend control are considered.

in section 3: the structure of automated control and diagnostic systems and their software tools is developed, subsystems for calculating trend statistics are developed;

in chapter 4: computer modeling of the trend statistics of samples of the time series of measurements of the temperature regime of each cylinder of the diesel engine was carried out, that made it possible to form the conclusions about their technical conditions.

VESSEL'S DIESEL GENERATOR SET, AUTOMATED CONTROL AND
DIAGNOSTIC SYSTEM, DIAGNOSIS, TREND MONITORING, TREND
STATISTICS

ЗМІСТ

ВСТУП.....	8
1 КРИТИЧНИЙ ОГЛЯД ТА ПОРІВНЯННЯ МЕТОДІВ ДІАГНОСТУВАННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРНИХ УСТАНОВОК	11
1.1 Особливості процесу діагностування технічного стану дизель- генераторних установок у складі суднових електроенергетичних систем.....	11
1.2 Аналіз методів підвищення достовірності визначення технічного стану дизель-генераторних установок	16
Висновки до розділу 1.....	19
2 ТРЕНДОВІ СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ ПОРОДЖЕННЯ ДАНИХ ТА ТЕОРЕТИЧНІ ОСНОВИ ТРЕНДОВОГО КОНТРОЛЮ	20
2.1 Моделі породження даних та методи визначення тренду	20
2.1.1 Критерій Дикі-Фуллера та його узагальнення	20
2.1.2 Розширений критерій Дикі-Фуллера	22
2.1.3 Критерій Філіпса-Перрона	24
2.1.4 Критерії Лейбурна та Шмідта-Філіпса	26
2.1.5 Критерії DF-GLS та Філіпса-Шмідта-Шина (KPSS)	27
2.1.6 Критерій Перону і його узагальнення	28
2.2 Проблема аналізу часових рядів	33
2.2.1 Стаціонарні часові ряди і їхні основні характеристики	33
2.2.2 Невипадкові складові часового ряду й методи згладжування	37
2.2.3 Перевірка гіпотези про незмінність середнього значення часового ряду	38
2.2.4 Методи згладжування часового ряду (виділення невинуватливої компоненти)	40
2.2.5 Підбір порядку апроксимуючого полінома за допомогою методу послідовних різниць	43
2.2.6 Моделі стаціонарних часових рядів і їхня ідентифікація	45
Висновки до розділу 2.....	47

3 РОЗРОБКА СТРУКТУРИ АСКД ТА ЇХ ПРОГРАМНИХ ЗАСОБІВ	48
3.1 Проектування технічних засобів діагностування	48
3.2 Розробка програмних засобів у додатку Simulink середовища MATLAB для діагностування стану суднових технічних об'єктів методами трендового контролю	53
Висновки до розділу 3	62
4 КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ТРЕНДОВИХ СТАТИСТИК ТЕМПЕРАТУРНОГО РЕЖИМУ СУДНОВОЇ ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРНОЇ УСТАНОВКИ	63
4.1 Характеристики обладнання, що використовувалось для проведення експерименту	63
4.2 Результати діагностування технічного стану суднової ДГУ	64
Висновки до розділу 4.....	73
ВИСНОВКИ.....	74
ПЕРЕЛІК ДЖЕРЕЛ ПОСИЛАНЬ.....	76

ВСТУП

Актуальність. Техніко-економічні та експлуатаційні характеристики суднових енергетичних установок (СЕУ) визначаються характеристиками дизель-генераторних установок (ДГУ). Стратегія обслуговування зазначених об'єктів за технічним станом дозволяє підвищити надійність і ефективність експлуатації ДГУ і продовжити міжремонтний період роботи обладнання, що входить до їх складу. Важливим питанням реалізації зазначеної стратегії є створення інтегрованих автоматизованих систем контролю і діагностики (АСКД) ДГУ.

Проблемним питанням удосконалення суднових АСКД є підвищення надійності статистичних висновків АСКД про технічний стан суднових ДГУ в реальних умовах експлуатації. Технічний стан суднових дизель-генераторних установок визначається за даними дискретних вимірювань термогазодинамічних і електричних параметрів: температур, тисків, обертів турбін, вібропараметрів, струмів навантаження тощо.

Застосування в АСКД сучасних підходів для оцінки технічного стану ДГУ, що враховують інформативність параметрів контролю їх технічного стану і їх взаємозв'язок, дозволить підвищити достовірність діагностичних висновків щодо їх технічного стану.

Метою магістерської роботи є вдосконалення суднових автоматизованих систем контролю і діагностики шляхом використання передових інформаційних технологій для побудови адекватних моделей та алгоритмів трендового контролю параметрів ДГУ в процесі їх тривалої експлуатації.

Для досягнення вказаної мети необхідно вирішити наступні задачі:

1) Провести критичний огляд та порівняння методів діагностування технічного стану дизель-генераторних установок.

2) Провести огляд і аналіз існуючих моделей породження даних в системах оцінки часових рядів та існуючих методів трендового контролю.

3) Обґрунтувати структуру системи діагностики із застосуванням методів трендового контролю.

4) Розробити програмні засоби комп'ютерної реалізації трендових статистик та комп'ютерну модель попередньої обробки даних та обрахування відомих трендових статистик.

5) Вирішити задачу діагностування суднової ДГУ за даними реєстрації його стану у вигляді сукупності часових рядів та зробити діагностичні висновки за результатами комп'ютерних експериментів.

Об'єктом дослідження є процеси зміни технічного стану судових дизель-генераторних установок під час експлуатації

Предмет дослідження. Методи та математичні моделі трендового контролю діагностичних параметрів, що характеризують технічний стан судових дизель-генераторних установок.

Гіпотеза дослідження полягає в тому, що на основі застосування сучасних методів трендового контролю діагностичних параметрів дизель-генераторних установок можливо підвищити достовірність діагностичних висновків судових систем автоматизованого контролю і діагностики про технічний стан судових ДГУ.

Методи дослідження. При виконанні магістерської роботи використані: методи трендового контролю; методи математичного моделювання; методи комп'ютерного моделювання при визначенні ефективності різноманітних трендових критеріїв та їх порівнянні.

Наукова новизна отриманих результатів полягає в наступному:

1) На основі проведеного огляду і порівняльного аналізу відомих порівняння методів діагностування технічного стану дизель-генераторних установок встановлена можливість підвищення достовірності діагностичних висновків.

2) Шляхом проведених експериментальних досліджень роботи дизель-генераторних установок та на основі методів трендового контролю

встановлена важливість зміни температури вихідних газів щодо встановлення зміни технічного стану дизель-генераторної установки.

3) Шляхом комп'ютерного моделювання на основі методів трендового контролю побудована модель порівняння трендових критеріїв щодо зміни температури вихідних газів дизель-генераторної установки в процесі довготривалої експлуатації.

Практичне значення отриманих результатів полягає в наступному: на основі застосування методів трендового контролю та комп'ютерного моделювання процесів зміни технічного стану суднових дизель-генераторних установок створена комп'ютерна модель, яка дозволяє встановити наявність тренду за різноманітними критеріями параметрів зміни технічного стану, зокрема температури вихідних газів. Розроблена модель дозволить підвищити достовірність діагностичних висновків суднових систем автоматизованого контролю і діагностики.

Особистий внесок здобувача. Розроблена комп'ютерна модель, яка заснована на методах трендового контролю, що дозволяє підвищити вірогідність оцінки технічного стану суднових ДГУ за температурним станом.

Апробація роботи. Результати роботи було розглянуто на міжнародній науково-технічній конференції «СУДНОВА ЕЛЕКТРОІНЖЕНЕРІЯ, ЕЛЕКТРОНІКА І АВТОМАТИКА» (СЕЕА-2022); м. Одеса – 2022.

1 КРИТИЧНИЙ ОГЛЯД ТА ПОРІВНЯННЯ МЕТОДІВ ДІАГНОСТУВАННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРНИХ УСТАНОВОК

1.1 Особливості процесу діагностування технічного стану дизель-генераторних установок у складі суднових електроенергетичних систем

Суднова електроенергетична система – це сукупність суднових електротехнічних пристроїв, призначених для виробництва, перетворення, розподілу електроенергії та живлення нею суднових приймачів (споживачів) [1]. Вона складається з наступних елементів: джерел електричної енергії (генераторів електроенергії з їх приводними двигунами), ліній електропередачі, головного ГРЩ та вторинних РЩ електророзподільних щитів, перетворювачів електроенергії та електророзподільного щита живлення з берега [2]. Такі складні системи потребують постійного нагляду та контролю параметрів обладнання для того, щоб екіпаж судна мав можливість підтримувати безперебійне живлення головного двигуна та систем, що підтримують життєдіяльність судна. Це здійснюється спеціальними системами контролю та моніторингу, що засновують свою роботу на методах технічної діагностики, зокрема, методах трендового контролю діагностичних параметрів.

Технічна діагностика – це галузь знань, що досліджує технічні стани об'єктів діагностування і прояву технічних станів, методи їх визначення, а також принципи побудови і організацію використання систем діагностування [3]. Застосування сучасних методів технічної діагностики дозволило перейти від ремонту установок за попереджувальним планом до ремонту за їх фактичним станом. Це досягається завдяки застосуванню на суднах інтегрованих систем управління та контролю, що інформують операторів про отримані дані від наявних в установках вбудованих засобів технічного діагностування.

Технічне діагностування – процес визначення технічного стану об'єкту діагностування з певною достовірністю. Завданням технічного діагностування є визначення технічного стану об'єкта шляхом контролю значень діагностичних параметрів, підтримка рівня експлуатаційної надійності обладнання за рахунок своєчасного виявлення тренда зміни значень діагностичних параметрів, призначення дій ТО або ремонту і опередження виникнення відмов і несправностей [4,5]; підвищення довговічності агрегатів, вузлів за рахунок скорочення кількості ремонтів; зменшенню витрат запасних частин, експлуатаційних матеріалів і трудових витрат на ТО і ремонт за рахунок проведення останніх по потребі на підставі даних діагностування, що проводиться, як правило, планово.

Технічне діагностування із застосуванням контролю технічного стану виконується:

- при прогнозуванні стану обладнання через якийсь період часу із метою його підготовки до проведення обслуговування та ремонту за планом;
- при проведенні регламентного огляду та ремонту;
- при визначенні необхідного режиму роботи із технічного обслуговування та ремонту, для виявлення певного типу необхідних робіт;
- при комплексному контролі технічного стану після виконання робіт технічного обслуговування і достовірного ремонту [3].

Розглянемо, як проводиться встановлення фактичного технічного стану обладнання при технічному обслуговуванні та ремонті за допомогою технічного діагностування. Технічне діагностування може мати одну або дві мети: визначення технічного стану обладнання і (якщо за результатами контролю значення діагностичних параметрів не відповідають нормативним значенням, встановленим технічною документацією, відповідними положеннями та інструкціями і т. і. вимогам) визначення причини відхилень діагностичних параметрів обладнання, пошук дефектів. Ще одною складовою діагностування є прогнозування залишкового ресурсу, яке здійснюється на основі аналізу швидкості зміни діагностичного критерію. Щоб встановити

технічний стан обладнання, необхідно знати діагностичні параметри стану і відповідні вимоги до обладнання у формі, наприклад, завдання в технічній документації номенклатури допустимих значень кількісних і якісних характеристик властивостей обладнання. При одному і тому ж існуючому технічному стані обладнання може бути, наприклад, працездатним для одних умов застосування і непрацездатним для інших умов.

На сучасних судах технічне діагностування здійснюється автоматизованими системами контролю і діагностики (АСКД), такими, як DATA CHIEF C20 компанії KONGSBERG (рис. 1.1).

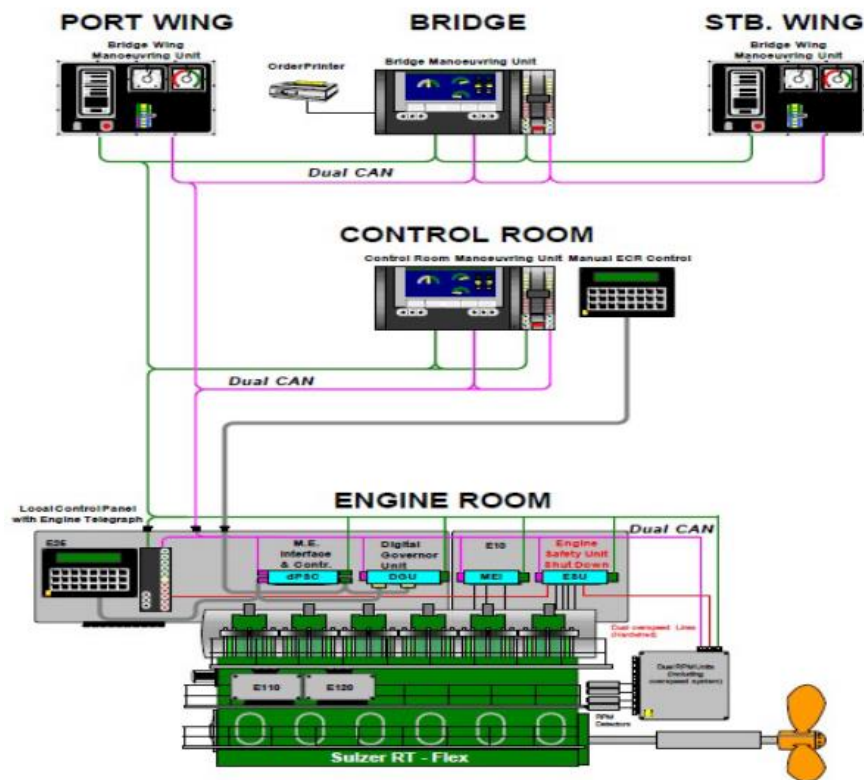


Рисунок 1.1 - Структурна схема системи DATACHIEF C20

Ця система дозволяє контролювати діагностичні параметри оцінки технічного стану дизель-генераторів [6], крім того, реалізована функція аварійно-попереджувачої сигналізації. Зазначена АСКД дає можливість здійснювати дистанційне діагностування з берега для безпосереднього спостереження за експлуатацією та обслуговуванням об'єкта.

Принцип роботи суднової системи діагностики FAKS (Fault Avoidance Knowledge System) заснований на застосуванні методів експертної оцінки виникаючих змін технічного стану СЕУ. У даній АСКД передбачено також зіставлення даних реєстрації з тестовими даними, отриманих на основі використання математичних моделей СЕУ, а також комп'ютерна обробка даних і видача діагностичного повідомлення про достовірний стан СЕУ.

Система діагностування та моніторингу компанії TERASAKI "Watch free system WE22" виконує функції контролю технічного стану ДГУ і оповіщення про вихід контрольованого параметра за встановлені межі. Разом з тим у зазначеній системі передбачається можливість виведення інформації про достовірний стан дизельної установки, управління допоміжними механізмами, функція обміну інформацією між операторськими станціями. У розглянутій АСКД також передбачений підрахунок годин роботи механізмів, за якими встановлюється необхідність їх достовірного ремонту.

Система RT-flex фірми Wartsila (рис. 1.2) складається з внутрішньої системи управління WECS (wartsila engine control system) і зовнішньої дистанційно-автоматичної системи керування головним двигуном, має можливість здійснення контролю достовірного технічного стану СЕУ, а також тестування, прогнозування основних параметрів, що характеризують функціонування СЕУ [7–10].

Діагностування стану дизель-генераторних установок здійснюється інтегрованими системами автоматизованого контролю і діагностики на основі вихідних сигналів датчиків, які фіксують діагностичні параметри технічного стану складових частин дизель-генераторних установок. Так, наприклад, для двигуна вимірюються крутний момент, витрата палива та частота обертання колінчастого валу.

1.2 Аналіз методів підвищення достовірності визначення технічного стану дизель-генераторних установок

Існують декілька методів підвищення достовірності діагностування стану ДГУ. В [11] запропоновано вдосконалення технічного обслуговування і ремонту суднових технічних засобів (ТЗ) за допомогою управління ризиком. Згідно цієї роботи, матриця управління ризиком (рис.1.3) забезпечує планування і підготовку пріоритетів обслуговування, а також інформує про стан елементів системи, і допомагає передбачити і прийняти коригуючі заходи з технічного обслуговування, забезпечення стратегії надійності та попередження аварій.

		Уровень технического состояния элементов системы, S			
		S ₀	S ₁	S ₂	S ₃
Ранг элементов системы, Р	P ₁	Зона А К1 Подсистема топлива К3 Подсистема охлаждения	Зона А	Зона В	Зона С
	P ₂	Зона А К2 Подсистема передача К5 Подсистема наддув	Зона В	Зона С	Зона D
	P ₃	Зона В К6 Подсистема смазки К4 Цилиндро-поршневая группа	Зона С	Зона D	Зона E

Рисунок 1.3 - Матриця управління ризиком в реальному часі

Отримані позиції обладнання в певних областях матриці дозволяли зробити висновок про можливість проведення робіт не по план-графіку, а по

фактичному стану на основі тенденції зміни значення рівня технічного стану та ступеня ризику.

В статті [12] описана можливість застосування методів трендового контролю, зокрема аналіз даних параметрів експлуатації ДГУ з метою відшукування елементів простору ознак для можливості подальшої реалізації функцій оцінки і прогнозування її технічного стану.

Однак навіть приймаючи до уваги існуючі методи, діагностування стану обладнання не є повністю достовірним, оскільки перевірка статистичних гіпотез пов'язана з ризиком прийняття помилкових рішень.

Неправильне рішення може бути прийняте у двох випадках. В зв'язку з цим розрізняють помилки двох родів [13].

Помилка першого роду полягає в тому, що нульова гіпотеза H_0 відхиляється, хоча в дійсності вона є правильною.

Помилка другого роду полягає в тому, що приймається нульова гіпотеза H_0 , хоча насправді правильною є альтернативна гіпотеза H_a .

Правильні і неправильні рішення можуть бути отримані в двох випадках, що наочно ілюструє табл.1.1.

Таблиця 1.1 Можливі результати перевірки нульової гіпотези

Результат перевірки H_0	Можливий стан гіпотези, що перевіряється	
	правильна гіпотеза H_0	правильна гіпотеза H_a
H відхиляється	Помилка першого роду α	Правильне рішення
H_0 приймається	Правильне рішення	Помилка другого роду β

Ймовірність допустити помилку першого роду (невиправдане відхилення H_0) отримала назву рівня значущості і позначається α . Ймовірність зробити

помилку другого роду (прийняття неправильної гіпотези H_0) позначається p . Отже, можна сказати, що при великому числі вибірок частка хибних висновків дорівнює α , якщо правильна H_0 , і дорівнює p , якщо правильна H_a .

Помилки I і II роду за своїми наслідками нерівнозначні і ведуть до різних матеріальних втрат. Тому вибір рівня значущості повинен ґрунтуватись на обліку можливих втрат: чим більші ці втрати, тим меншим повинен бути рівень значущості. Однак, якщо знижується рівень значущості, збільшується імовірність появи помилок другого роду. В цьому розумінні помилки I і II роду є конкуруючими.

Оскільки помилки I і II роду практично виключити неможливо, то в кожному випадку необхідно прагнути до зменшення втрат від цих помилок. При практичній перевірці гіпотез прагнуть до того, щоб за помилку I роду прийняти ту із можливих помилок, яка спряжена з більш серйозними наслідками на практиці.

За урахуванням цих помилок достовірність діагностування обчислюється за формулою [14]

$$D_u = 1 - (\alpha P + \beta Q), \quad (1.1)$$

де P , Q – апріорна ймовірність знаходження ОД в працездатному і в непрацездатному станах ;

α , β – відповідно умовна ймовірність того, що в результаті діагностування ОД вважається у непрацездатному стані, коли він працездатний і в працездатному стані, коли він – в непрацездатному стані.

αP и βQ – ймовірності помилок першого і другого роду.

Як можна побачити з вищесказаного, методи оцінки технічного стану ДГУ потребують подальшого вдосконалення для досягнення більш високих показників достовірності та зменшення кількості похибок першого роду.

Висновки до розділу 1

1. В результаті проведеного огляду літературних джерел виявлено основні особливості процесу діагностування стану дизель-генераторних установок у складі суднових електроенергетичних систем.

2. Аналіз алгоритмів обробки вихідних сигналів датчиків в автоматизованих системах контролю та діагностування свідчить про необхідність їх вдосконалення.

2 ТРЕНДОВІ СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ ПОРОДЖЕННЯ ДАНИХ ТА ТЕОРЕТИЧНІ ОСНОВИ ТРЕНДОВОГО КОНТРОЛЮ

2.1 Моделі породження даних та методи визначення тренду

Тренд – стійка систематична зміна процесу протягом тривалого часу [15-19].

Сезонні коливання – коливання довкола тренда, які виникають на регулярній основі. Зазвичай такі коливання виникають в періоди до одного року.

Циклічні коливання – виникають в періоди зверху одного року. Вони часто виявляють себе циклами, що складаються з різкого спаду, зростання, бурхливого зростання і застою.

Випадкові коливання – непередбачувані випадкові коливання.

Аналіз таких коливань можна використовувати для обчислення вірогідних похибок і оцінки надійності застосованої моделі прогнозування [19-23].

Розглянемо існуючі моделі породження даних та методи, за допомогою яких визначається тренд. Існує велика множина методів визначення тренду [15-23]. Розглянемо найбільш поширені з них.

2.1.1 Критерій Дикі-Фуллера та його узагальнення

Під критерієм Дикі-Фуллера [24,25] в дійсності розуміється група критеріїв, об'єднаних одною ідеєю, запропонованих та вивчених в роботах [Dickey (1976)], [Fuller (1976)], [Dickey, Fuller (1979)], [Dickey, Fuller (1981)]. В критеріях Дикі-Фуллера перевіряємою (нулевою) є гіпотеза про те, що досліджуваний ряд X , належить до класу DS (DS-гіпотеза); альтернативна гіпотеза – досліджуваний ряд належить до класу TS (TS-гіпотеза). Критерій

Дикі-Фуллера фактично передбачує, що досліджуваний ряд описується моделлю авторегресії першого порядку (можливо, з поправкою на лінійний тренд). Критичні значення залежать від того, яка статистична модель оцінюється і яка ймовірнісна модель в дійсності породжує дані. При цьому розглядаються наступні три пари моделей (SM – статистична модель, statistical model; DGP -модель породження даних, data generating process).

1) Якщо ряд x_t , має детермінований лінійний тренд (поряд з яким може бути і стохастичний тренд), то в такій ситуації обирається пара

$$\text{SM: } \Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t, t = 2, \dots, T,$$

$$\text{DGP: } \Delta x_t = \alpha + \varepsilon_t, t = 2, \dots, T.$$

В обидва випадках ε_t - незалежні випадкові величини, що мають однаковий нормальний розподіл із нулевим математичним очікуванням.

Методом найменших квадратів оцінюються параметри даної SM та обчислюються значення статистики t_φ для перевірки гіпотези $H_0 : \varphi = 0$.

Одержане значення порівнюється із критичним рівнем t_{crit} , розрахованим в передумові, що досліджуваний ряд в дійсності породжується даною моделлю DGP (випадкові зміни із зносом). DS-гіпотеза не приймається, якщо $t_\varphi < t_{crit}$.

Критичні рівні, що відповідають вибраним рівням значимості, можна взяти із таблиць, наведених в книгах [Fuller (1976)], [Fuller (1996)], якщо ряд спостережується на інтервалах довжини $T = 25, 50, 100, 250, 500$. Якщо кількість спостережень T інакша, то можна обрахувати наближені критичні значення статистики t_{crit} , при використанні формул, наведених в роботі. [MacKinnon (1991)].

2) Якщо ряд x_t , не має детермінованого тренда (але може мати стохастичний тренд) і має ненульове математичне очікування, то береться пара

$$\text{SM: } \Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t, t = 2, \dots, T,$$

$$\text{DGP: } \Delta x_t = \varepsilon_t, t = 2, \dots, T.$$

Методом найменших квадратів [21] оцінюються параметри даної SM та обчислюються значення статистики t_φ для перевірки гіпотези $H_0 : \varphi = 0$.

Одержане значення порівнюється із критичним рівнем t_{crit} розрахованим у передумові, що спостережуваний ряд в дійсності породжується даною моделлю DGP (випадкові зміни без зносу). DS-гіпотеза не приймається, якщо $t_\varphi < t_{crit}$.

Критичні рівні, що відповідають вибраним рівням значимості, можна взяти із таблиць, наведених в книгах [Fuller (1976)], [Fuller (1996)], якщо ряд спостережується на інтервалах довжини $T=25, 50, 100, 250, 500$. Якщо кількість спостережень T інакша то тоді можна обчислити наближені критичні рівні статистики t_{crit} , використовуючи формули, наведені в роботі [MacKinnon (1991)].

Неправильний вибір оцінюваної статистичної моделі може суттєво відзначитися на потужності критерію Дикі-Фуллера. Наприклад, якщо спостережуваний ряд породжується моделлю «випадкові зміни із зносом», а статистичні висновки робляться по результатам оцінювання статистичної моделі без включення в її праву частину трендової складової, то потужність критерію, заснованого на статистиці, наближається до нуля із збільшенням числа спостережень [Perron (1988)]. З іншої сторони, оцінювана статистична модель не повинна бути надлишковою, оскільки це також веде до зменшення потужності критерію.

Формалізована процедура використання критеріїв Дикі-Фуллера з послідовною перевіркою можливості редукції статистичної моделі наведена в роботі [Dolado, Jemcinson, Sosvilla-Rivero (1990)]; а також [Enders (1995)].

2.1.2 Розширений критерій Дикі-Фуллера

Описаний вище критерій Дикі-Фуллера фактично допускає, що спостережуваний ряд описується моделлю авторегресії першого порядку

(можливо, з поправкою на лінійний тренд). Якщо спостережуваний ряд описується моделлю більш високого (але кінцевого) порядку p і характеристичний многочлен має не більш одного одиничного кореня, то тоді можна використовувати розширений (augmented) критерій Дикі-Фуллера. В кожній із трьох розглянутих ситуацій достатньо доповнити праві частини оцінюваних статистичних моделей запізненими різницями $\Delta x_{t-1}, t = 2, \dots, p-1$, так що, наприклад, в першій ситуації тепер оцінюється розширена статистична модель

$$\text{SM: } \Delta x_t = \varphi x_{t-1} + \alpha + \beta t + \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t, t = p+1, \dots, T.$$

Одержані при оцінюванні розширених статистичних моделей значення t -статистик t_φ для перевірки гіпотези $H_0: \varphi = 0$ порівнюються з тими ж критичними значеннями t_{crit} , що і для розглянутих вище (нерозширених) моделей. DS-гіпотеза не приймається, якщо $t_\varphi < t_{crit}$.

Розширений критерій Дикі-Фуллера може застосовуватися і в тому випадку, коли ряд x_t , описується змішаною моделлю авторегресії-ковзного середнього. Як було вказано в роботі [Said, Dickey (1984)], якщо ряд спостережень $x_1, \dots, x_T$ породжується моделлю ARIMA($p, 1, q$) з $q > 0$, то його можна апроксимувати моделлю ARI($p^*, 1$) = ARIMA($p^*, 1, q$) з $p < T^{1/3}$ і використати процедуру Дикі-Фуллера до такої моделі.

Однак навіть якщо ряд спостережень $x_1, \dots, x_T$ дійсно породжується моделлю авторегресії AR(p) кінцевого порядку p , то значення p звичайно не відоме і його необхідно оцінювати на основі спостережень, а таке попереднє оцінювання впливає на характеристики критерію. Тому при аналізі даних необхідно спочатку вибрати значення $p = p_{\max}$ достатньо великим, так, щоб воно було не менш дійсного порядку p_0 авторегресійної моделі, що описує ряд, або порядку p апроксимуючої авторегресійної моделі, а потім знизити p , щодо спостережень.

Таке зниження може виконуватися, наприклад, засобом послідовної редукції розширеної моделі за рахунок виключення із неї незначних (на 10% рівні) запізднюючих різностей (GS-стратегія переходу від загального до часткового) або шляхом порівняння моделей з різними $p > P_{\text{тах}}$ по інформаційному критерію Шварца (SIC). У роботах [Hall (1994)] и [Ng, Perron (1995)] показано, що якщо $p_{\text{max}} \geq p$ то (при $T \rightarrow \infty$) SIC вибирає правильний порядок моделі, а стратегія GS вибирає модель $p \geq p_0$ при цьому факт визначення порядку моделі на основі даних не впливає на асимптотичний розподіл статистики Дикі-Фуллера.

При практичній реалізації вказаних двох підходів, коли ми маємо лише обмежену кількість спостережень, ці дві процедури можуть приводити до різних висновків відносно необхідної кількості запізнювань в правій частині статистичної моделі, що оцінюється в рамках розширеного критерію Дикі-Фуллера.

2.1.3 Критерій Філіпса-Перрона

Цей критерій, запропонований в роботі [Phillips, Perron (1988)], приводить перевірку гіпотези що до належності ряду x , класу DS до перевірки гіпотези $H_0 : \rho = 0$ в рамках статистичної моделі

$$SM: \Delta x_t = x_{t-1} + \alpha + \beta_t + u_{1t}, t = 2, \dots, T,$$

де, як і в критерії Дикі-Фуллера, параметри α і β можуть бути взяті рівними нулю. Однак, на відмінність від критерію Дикі-Фуллера, випадкові складові із нулевими математичними очікуваннями можуть бути автокорельованими (з достатньо швидким зменшенням автокореляційної функції), мати різні дисперсії (гетероскедастичність) и не обов'язково нормальний розподіл (але такі, що $E|u_1|^\delta \leq C < \infty$ для деякого $\delta > 2$). Тим самим, на відмінність від критерію Дикі-Фуллера, до розгляду допускається більш широкий клас часових рядів.

Критерій Філіпса-Перрону ґрунтується на t -статистці для перевірки гіпотези $H_0: \varphi=0$ у рамках зазначеної статистичної моделі, але використовує варіант цієї статистики Z_t , скоректований на можливу автокорельованість і гетероскедастичність ряду u_t . При обчисленні статистики Z_t , доводиться оцінювати так звану "довгострокову" ("long-run") дисперсію ряду u_t яка визначається як

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(u_1 + \dots + u_t)^2.$$

Якщо u_t^* - залишки від оціненої (методом найменших квадратів) статистичної моделі

$$\Delta x_t = x_{t-1} + \alpha + \beta_t + u_{1t}, t = 2, \dots, T,$$

то як оцінку (λ^2) для λ^2 можна взяти оцінку [Newey, West (1987)]

$$(\lambda^2)^* = \gamma_0^* + 2 \sum_{j=1}^l \frac{j}{l+1} \gamma_j^* \quad \text{де} \quad \gamma_j^* = T^{-1} \sum_{i=j+1}^l u_{it}^* u_{it}^*$$

j -я вибіркова автоковаріація ряду u_t . Якщо l та T прагнуть до нескінченності, але так, що $(l/T)^{1/4} \rightarrow 0$, тоді $(\lambda^2)^*$ - достатня оцінка для λ^2 (див. [Phülpers (1987)]) і асимптотичний розподіл статистики Z_t , збігається з відповідними асимптотичними розподілами статистики t у критерії Дикі-Фуллера.

Оскільки реально ми маємо лише кінцеву кількість спостережень, постає питання про вибір кількості використовуваних лагів l в оцінці Newey-West (параметр l називають "шириною вікна" - window size). Це питання досить важливе, тому що недостатня ширина вікна веде до відхилень від номінального розміру критерію (рівня значимості). У той же час збільшення ширини вікна для запобігання відхилень від номінального розміру критерію веде до падіння потужності критерію. Таким чином, вибір якоїсь конкретної ширини вікна є компромісом між двома цими протилежними тенденціями.

Цілий ряд досліджень у цьому напрямку (сюди відносяться, наприклад, роботи [Phillips, Perron (1988)], [Schwert (1989)]) не привів до якого-небудь

простого правила вибору значення l . Щодо цього особняком стоїть робота [Andrews (1991)], у якій при побудові оцінки λ^2 використовуються всі $T-1$ оцінені автоковаріації, але множиться на γ_j^* , не на $k \frac{j}{l+1}$, а на $k \frac{j}{l+1}$, де $k(z) = \frac{3}{(6\pi z/5)^2}$, однак і в цьому випадку залишається задача підходящого вибору параметра l .

2.1.4 Критерії Лейбурна та Шмідта-Філіпса

У роботі [Leysbourne (1995)] пропонується обчислювати значення статистики критерію Дикі-Фуллера DF для вихідного ряду x_t , і для ряду, одержуваного з вихідного обігом часу, і потім взяти максимум $DF_{\max}$ із двох отриманих значень. Лейбурн вивчив асимптотичний розподіл статистики $DF(x)$ і побудував таблиці критичних значень при $T = 25, 50, 100, 200, 400$ для моделей з (лінійним) трендом і без тренда. Таблиці отримані моделюванням у припущенні незалежності й однакової розподіленості похибок (інновацій). Однак автор затверджує, що ними можна користуватися й у рамках розширеного варіанта критерію Дикі-Фуллера. Критерій Лейбурна має трохи більшу потужність у порівнянні із критерієм Дикі-Фуллера.

У роботі [Schmidt, Phillips (1992)] автори будують критерій для перевірки гіпотези DS (у формі гіпотези одиничного кореня) у рамках моделі

$$x_t = \psi + \zeta t + w_t, \text{ де } w_t = \beta w_{t-1} + \varepsilon_t, t = 2, \dots, T.$$

Це зручно тим, що тут у кожному разі ($\beta = 1$ або $\beta \neq 1$) параметр ψ представляє рівень, а параметр ζ представляє тренд. При цьому розподілу статистик критерію й при нульовій (DS) і при альтернативній (TS) гіпотезах не залежать від параметрів ζ, ψ і σ_ε . Асимптотичні розподіли виводяться за тих самих умов, що в критерії Філіпса-Перону й при ширині вікна l порядку

$T^{1/2}$. Замість лінійного тренда в моделі можна використовувати й поліноміальний тренд.

2.1.5 Критерії DF-GLS та Філіпса-Шмідта-Шина (KPSS)

Цей критерій, асимптотично могутніший, ніж критерій Дикі-Фуллера, був запропонований у роботі [Elliott, Rothenberg, Stock (1996)]. Критерій DF-GLS перевіряє (див. [Maddala, Kim (1998)]) нульову гіпотезу $a_0 = 0$ у моделі

$$\Delta y_t^d = a_0 y_{t-1}^d + a_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + a_p \Delta y_{t-p}^d + error,$$

де y_t^d – «локально детрендований» ряд .

Критерій Філіпса-Шмідта-Шина (KPSS), запропонований у роботі [Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (1992)], у якості нульової бере гіпотезу TS. Розгляд ведеться в рамках моделі:

Ряд = Детермінований тренд + Стохастичний тренд + Стаціонарна помилка.

Стохастичний тренд представляється випадковим блуканням, і нульова гіпотеза припускає, що дисперсія інновацій, що породжують це випадкове блукання, дорівнює нулю. Альтернативна гіпотеза відповідає припущенню про те, що ця дисперсія відмінна від нуля, так що аналізований ряд належить класу DS рядів. У такому формулюванні запропонований критерій є LM критерієм для перевірки зазначеної нульової гіпотези.

Як і в критерії Філіпса-Перону, вимоги до похибок тут менш строгі, чим у критерії Дикі-Фуллера. Однак при застосуванні даного критерію виникає проблема вибору ширини вікна l в оцінці Newey-West, оскільки значення статистики критерію досить чутливі до значення l . Самі автори в цитуємії статті розглядають варіанти вибору ширини вікна, що впливають рекомендаціям Шверта (див. [Schwert (1989)]).

2.1.6 Критерій Перону і його узагальнення

Запропонована в роботі [Perron (1989a)] процедура перевірки нульової гіпотези про приналежність ряду класу DS узагальнює процедуру Дікі-Фуллера на ситуації, коли на періоді спостережень є структурні зміни моделі в деякий момент часу T_0 , або у формі зрушення рівня, або у формі зміни нахилу тренда, або у формі сполучення цих двох змін. Важливість такого узагальнення пов'язана з тією обставиною, що якщо DS-критерій не допускає можливості зміни структури моделі, тоді як така зміна в дійсності має місце, то він має дуже низьку потужність, тобто практично завжди не відкидає DS-гіпотезу [Engle, Granger (1991)].

У критерії Перону момент зміни структури передбачається екзогенним, у тому розумінні, що він вибирається не на підстав візуального дослідження графіка ряду, а зв'язується з моментом відомої масштабної зміни обстановки, істотного віддзеркалюваного на поведженні розглянутого ряду.

Трьом зазначеним вище формам зміни структури моделі відповідають три різних варіанти регресійних моделей, які будуються шляхом вбирання в себе моделей, що відповідають нульовій і альтернативній гіпотезам.

A. "crash" model

$$x_t = c + DMU_t + \beta t + \gamma DTS_t + \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t$$

B. "changing growth" model:

$$x_t = c + DMU_t + \beta t + \gamma DTS_t + \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t$$

C. model which allows "both effects" take place:

$$x_t = c + DMU_t + \beta t + \delta DT_t + dDTB_t + \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Тут c – постійна:

$$DTB_t = 1 \text{ для } t = T_0 + 1,$$

$$DTB_t = 0 \text{ в протилежному випадку;}$$

В моделі A:

$$DMU_t = 1 \text{ для } t > T_0,$$

$$DMU_t = 0 \text{ для } t \leq T_B;$$

В моделі В:

$$DTS_t = T - T_B \text{ для } t > T_B,$$

$$DTS_t = 0 \text{ для } t \leq T_B;$$

В моделі С:

$$DMU_t = DT_t = 0 \text{ для } t \leq T_B,$$

$$DMU_t = 1, DT_t = 0 \text{ для } t > T_B.$$

Критичні значення для t - статистики критерію та інших параметрів залежать від значення відношення T_B/T .

Нульові гіпотези одиничного кореня накладають наступні обмеження на дійсні параметри моделей:

Модель А:

$$\alpha = \beta = \gamma = 0, d \neq 0.$$

Модель В:

$$\alpha = \beta = \gamma = 0, \theta \neq 0$$

Модель С:

$$\alpha = \beta = \gamma = 0, d \neq 0, \theta \neq 0.$$

Альтернативні гіпотези накладають наступні обмеження на дійсні параметри моделей.

Модель А:

$$\alpha \neq 0, \beta \neq 0, \gamma \neq 0, d = 0.$$

Модель В:

$$\alpha \neq 0, \beta \neq 0, \gamma \neq 0, \theta = 0.$$

Модель С:

$$\alpha \neq 0, \beta \neq 0, \gamma \neq 0, \theta \neq 0, d = 0.$$

У такому формулюванні нульова й альтернативна гіпотези є гніздовими гіпотезами.

Асимптотичні критичні значення I -статистики критерію Перону залежать від типу структурних змін, параметра $\lambda=T/T_B$ і від того, яка з моделей постулюється - модель із адитивним викидом, у якій структурна зміна відбувається раптово, або модель із інноваційним викидом (10), у якій структурна зміна відбувається поступово. Наведені в роботі [Perron (1989a)] таблиці критичних значень відповідають моделям з інноваційним викидом. Як бути у випадку моделей з адитивними викидами, повідомляється в роботі [Perron, Vogelsang (1993)].

2.1.6.1 Узагальнена процедура Перону з ендегенним вибором моменту зламу тренда.

Тут ми використовуємо процедуру, описану [Perron (1997)], у якій вибір моменту зламу T_ϵ ендегенним образом, тобто тільки на основі аналізу наявної реалізації ряду, безвідносно до якої-небудь зовнішньої інформації про можливий момент зламу. При цьому розглядаються моделі 1O1 - з інноваційним викидом зі зміною постійної, 1O2 - з інноваційним викидом, що змінює й постійну й нахил тренда, AO - з адитивним викидом, що змінює тільки нахил тренда.

Передбачено три методи оптимального вибору дати зламу:

UR - по мінімуму t -статистики критерію для перевірки гіпотези $\alpha = 1$;

STUDABS - по максимуму абсолютної величини t -статистики критерію для перевірки гіпотези про рівність нулю коефіцієнта при змінній, відповідальній за зміну константи (у моделі 101) або за зміну нахилу тренда (у моделі 102);

STUD - по зміненому t -статистики критерію для перевірки гіпотези про рівність нулю коефіцієнта при змінній, відповідальній за зміну константи (у моделі 101) або за зміну нахилу тренда (у моделі 102);

При практичній реалізації критерію зазвичай обмежують інтервал можливих дат злому, щоб виключити занадто рані або занадто пізні дати злому.

2.1.6.2 Процедура Кохрейна (відношення дисперсій)

Ця процедура, запропонована в роботі [Cochrane (1998)], ґрунтується на вивченні характеру поведінки відносин

$$(VR)_k = \frac{\sigma_k^2}{\sigma_1^2}$$

(VR- variance ratio), де $\sigma_k^2 = T \text{ Var}(x_t - x_{t-k})$.

Якщо x_t - випадкове блукання, то тоді $(VR)_k \equiv 1$, а якщо x_t - процес, стаціонарний щодо лінійного тренда (або просто стаціонарний), то тоді $(VR)_k \rightarrow 0$ при $k \rightarrow \infty$.

При роботі з реальними даними дисперсії замінюються їхніми оцінками, і отримане відношення множиться ще на $T / (T - k + 1)$ для досягнення незміщеності отриманої оцінки для $(VR)_k$. Потім будується графік значень отриманих оцінок для $(VR)_k$ при різних $k = 1, \dots, K$ і по поводженню цього графіка робляться висновки про приналежність ряду класу TS або DS, маючи на увазі розходження в поводженні цього графіка для цих двох класів часових рядів.

Інший варіант роботи з реальними даними складається у використанні рівносильного подання статистики відносин дисперсій :

$$(VR)_k = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \frac{j}{k+1} r_j,$$

де r_j – значення автокореляційної функції ряду різниць $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$.

2.1.6.3 Корекція сезонності

У розглянутих вище процедурах ніяк не зачіпалося питання про корекцію сезонного поведіння ряду. Зрозуміло, дані, що надходять у розпорядження дослідника, уже могли бути піддані сезонній корекції. Більше того, у багатьох країнах сирі (не скоректовані на сезонність) дані просто недоступні. У той же час, при аналізі даних, із сезонним згладжуванням з використанням фільтрів або з використанням специфічних методик, істотно більше шансів класифікувати досліджуваний ряд як DS (див., наприклад, [Ghysels, Perron (1993)]), ніж при аналізі сирих даних. Тому деякі автори рекомендують по можливості взагалі уникати використання сезонно-згладжених даних ([Dayidson, MacKinnon (1993)]). Більше кращим є використання сирих даних і усунення з них сезонності шляхом оцінювання регресії сирого ряду на сезонні фіктивні (dummy) змінні $D_1, \dots, D_{12}$ (якщо дані місячні) або $D_1, \dots, D_4$ (якщо дані квартальні). Залишки від оціненої регресії утворюють очищений ряд, до якого можна застосовувати викладені вище методи. Теоретичне виправдання такого підходу при застосуванні критерію Дікі-Фуллера дано в роботі [Dickey, Bell, Miller (1986)], де показано, що асимптотичний розподіл статистики t не змінюється при виключенні з ряду детермінованих сезонних компонентів.

2.1.6.4 Процедура Дікі-Пантулі

Для ситуацій, коли передбачувана модель авторегресії для аналізованого ряду може мати порядок p вище першого, у роботі [Dickey, Pantula (1987)] запропонована процедура послідовної перевірки гіпотез про кількість одиничних коренів характеристичного рівняння, побудована за принципом "від загального до часткового". Спочатку перевіряється гіпотеза про те, що всі p корені характеристичного багаточлена одиничні; при її відкиданні перевіряється гіпотеза про наявність $p - 1$ одиничних коренів і т.д.

2.1.6.5 Довжина ряду й потужність критерію

Варто мати на увазі, що потужність критеріїв одиничного кореня залежить, у першу чергу, від фактичної довжини ряду в часі, а не від частоти, з якої виробляються спостереження. Відповідно, маючи значення ряду за десятилітній період, ми не одержуємо виграшу в потужності, аналізуючи місячні дані, а не квартальні або річні. Результати досліджень у цьому напрямку можна знайти, наприклад, у статтях [Shiller, Perron (1985)] і [Perron (1989b)].

2.2 Проблема аналізу часових рядів

Під час аналізу часових рядів виникає множина проблем, зв'язаних з поведінкою часових рядів та їх основних характеристик. Це питання і буде розглянуто у даному підрозділі.

2.2.1 Стаціонарні часові ряди і їхні основні характеристики

Пошук моделі, що адекватно описує поведінку випадкових залишків аналізованого часового ряду x_t , роблять, як правило, у рамках класу стаціонарних часових рядів.

Визначення 1: Ряд x_t , називається строго стаціонарним (або стаціонарним в вузькому змісті), якщо спільний розподіл ймовірностей m спостережень $\{x_{t_i}\}_{i=1}^m$ таке ж, як і для m спостережень $\{x_{t_i+\tau}\}_{i=1}^m$, при будь-яких τ і $t_1, \dots, t_m$.

Інакше кажучи, властивості строго стаціонарного часового ряду не міняються при зміні початку відліку часу. Зокрема, при $m = 1$ із припущення про строгу стаціонарність часового ряду x_t , треба, що закон розподілу

ймовірностей випадкової величини x_t , не залежить від t , а виходить, не залежать від t і всі його основні числові характеристики, у тому числі: середнє значення $Ex_t = \mu$ і дисперсія $Dx_t = \sigma^2$.

Очевидно, значення μ визначає постійний рівень, щодо якого коливається аналізований часовий ряд x_t , а постійна величина σ характеризує розмах цих коливань. Оскільки закон розподілу ймовірностей випадкової величини x , однаковий для всіх t , то він сам і його основні числові характеристики можуть бути оцінені за спостереженнями $x_1, \dots, x_T$. Зокрема:

$$\begin{aligned}\hat{\mu} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \quad \text{- оцінка середнього значення,} \\ \hat{\sigma}^2 &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 \quad \text{- оцінка дисперсії.}\end{aligned} \quad (2.1)$$

Значення автоковаріаційної функції $\gamma(\tau)$ статистично оцінюються за наявними спостереженнями часового ряду по формулі:

$$\gamma(\tau) = \frac{1}{T-\tau} \sum_{t=1}^{T-\tau} (x_t - \hat{\mu})(x_{t+\tau} - \hat{\mu}),$$

де $\tau = 1, \dots, T-1$, а $\hat{\mu}$ визначено по формулі 1.3.1.1

Очевидно, значення автоковаріаційної функції при $\tau = 0$ є дисперсією часового ряду, і, відповідно,

$$\hat{\gamma}(0) = \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2. \quad (2.2)$$

Автоковаріаційна функція $r(\tau)$. Одна з головних відмінностей послідовності спостережень, що утворюють часовий ряд, від випадкової вибірки полягає в тім, що члени часового ряду є, загалом кажучи, статистично взаємозалежними. Ступінь тісноти статистичного зв'язку між двома випадковими величинами може бути обмірювана парним коефіцієнтом кореляції. Оскільки в нашому випадку коефіцієнт вимірює кореляцію, що існує між членами того самого часового ряду, його прийнято називати коефіцієнтом автокореляції. При аналізі зміни величини $r(\tau)$ залежно від

значення τ прийнято говорити про графік автокореляційної функції $r(\tau)$. Графік автокореляційної функції іноді називають корелограмою. Автокореляційна функція (на відміну від автоковаріаційної) безрозмірна, тобто не залежить від масштабу виміру аналізованого часового ряду. Її значення, по визначенню, можуть коливатися від -1 до +1. Крім того, зі стаціонарності треба, щоб $r(\tau) = r(-\tau)$, так що при аналізі поведінки автокореляційних функцій обмежуються розглядом тільки позитивних значень τ .

Вибірковий аналог автокореляційної функції визначається формулою

$$\hat{r}(\tau) = \frac{\frac{1}{T-\tau} \sum_{t=1}^{T-\tau} (x_t - \bar{\mu})(x_{t+\tau} - \bar{\mu})}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{\mu})^2} = \frac{\hat{\gamma}(\tau)}{\hat{\gamma}(0)}, \tau = 1, \dots, T-1. \quad (2.3)$$

Існують загальні характерні риси, що відрізняють поведінку автокореляційної функції стаціонарного часового ряду. Інакше кажучи, можна описати загальною схематичний вид корелограми стаціонарного часового ряду. Це обумовлено наступним загальним міркуванням: очевидно, чим більше рознесені в часі члени часового ряду x_t і $x_{t+\tau}$, тим слабкіше взаємозв'язок цих членів і, відповідно, тим менше повинне бути по абсолютній величині значення $r(\tau)$. При цьому в ряді випадків існує таке граничне значення r_0 , починаючи з якого всі значення будуть тотожно дорівнюють нулю.

Часткова автокореляційна функція $r_{\text{прив}}(\tau)$. За допомогою цієї функції реалізується ідея виміру автокореляції, що існує між розділеними τ тактами часу членами часового ряду і при усунутому опосередкованому впливі на цю взаємозалежність всіх проміжних членів цього часового ряду. Часткова автокореляція 1-го порядку може бути підрахована з використанням співвідношення:

$$r_{\text{прив}}(2) = r(x_t, x_{t+2}; x_{t+1} = \mu) = \frac{r(2) - r^2(1)}{1 - r^2(1)},$$

де μ – середнє значення аналізованого стаціонарного процесу.

Часткові автокореляції більш високих порядків можуть бути підраховані аналогічним чином по елементах загальної кореляційної матриці $R = \|r_{ij}\|$, в якій $r_y = r(x_i, x_j) = r(|i - j|)$, де $i, j = 1, \dots, T$ і $r(0) = 1$.

Так, наприклад, часткова автокореляція 2-го порядку визначається по формулі:

$$r_{\text{прив}}(3) = r(x_t, x_{t+3}; x_{t+1} = x_{t+2} = \mu) = \frac{r(1) - r(2)r(1)}{\sqrt{(1 - r^2(2))(1 - r^2(1))}}. \quad (2.4)$$

Емпіричні (вибіркові) версії автокорреляційних функцій знаходять за допомогою тих же співвідношень (2.3), (2.4) при заміні теоретичних значень автокореляцій $r(\tau)$ їхніми статистичними оцінками $\hat{r}(\tau)$.

Отримані в такий спосіб часткові автокореляції $r_{\text{прив}}(1)$, $r_{\text{прив}}(2)$, ... можна нанести на графік, у якому роль абсциси виконує величина зміщення τ . Знання автокорреляційних функцій $r(\tau)$ і $r_{\text{прив}}(\tau)$ надає суттєву допомогу в вирішенні задачі підбору й ідентифікації моделі аналізованого часового ряду.

Спектральна щільність стаціонарного часового ряду $p(\omega)$ визначається через його автокорреляційну функцію співвідношенням

$$p(\omega) = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} r(\tau) e^{i\tau\omega},$$

де $i = \sqrt{-1}$. Так як $r(\tau) = r(-\tau)$, спектральна щільність може бути записана у вигляді:

$$p(\omega) = 1 + 2 \sum_{\tau=1}^{\infty} r(\tau) \cos(\tau\omega).$$

Отже, функція $p(\omega)$ є гармонійною з періодом 2π . Графік спектральної щільності симетричний відносно $\omega = \pi$. Тому при аналізі поведінки $p(\omega)$ обмежуються значеннями $0 \leq \omega \leq \pi$. Спектральна щільність приймає тільки ненегативні значення.

Використання властивостей цієї функції в прикладному аналізі часових рядів визначається як «спектральний аналіз часових рядів». Досить повний

опис цього підходу наведено, наприклад, в [Дженкінс, Ваті (1971, 1972)] і [Ллойд, Ледерман (1990)]. Стосовно до статистичного аналізу рядів динаміки цей підхід не одержав широкого поширення, тому що емпіричний аналіз спектральної щільності вимагає або досить довгих стаціонарних часових рядів, або декількох траєкторій аналізованого часового ряду (і та й інша ситуація досить рідкі в практиці статистичного аналізу рядів динаміки).

Визначення 2: Ряд називається слабо стаціонарним (або стаціонарним у широкому змісті), якщо його середнє значення, дисперсія й коваріація не залежать від t .

2.2.2 Невипадкові складові часового ряду й методи згладжування

Істотну роль у вирішенні задач виявлення й оцінювання трендової, сезонної й циклічної компонент у розкладанні грає початковий етап аналізу, на якому:

– виявляється сам факт наявності/відсутності невинпадкової (і залежної від часу t) складової в розкладанні; по суті, мова йде про статистичну перевірку гіпотези

$$H_0: Ex_t = \mu = const \quad (2.5)$$

(включаючи твердження про взаємну статистичну незалежність членів досліджуваного часового ряду) при різних варіантах конкретизації альтернативних гіпотез типу

$$H_A: Ex_t \neq const;$$

– будується оцінка (апроксимація) для невідомої інтегральної невинпадкової складової $f(t) = \chi_1 f_{\varphi}(t) + \chi_2(t) + \chi_3 \psi(t)$, тобто вирішується задача згладжування (елімінування випадкових залишків ε_t) аналізованого часового ряду x_t .

2.2.3 Перевірка гіпотези про незмінність середнього значення часового ряду

Критерій серій, заснований на медіані. Розташуємо члени аналізованого часового ряду в порядку зростання, тобто утворимо за спостереженнями варіаційний ряд:

$$X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(T)}.$$

Визначимо вибірккову медіану по формулі:

$$x_{med}^T = x_{\frac{T+1}{2}}, \text{ якщо } T \text{ непарне,}$$

$$x_{med}^T = \frac{1}{2} x_{\frac{T+1}{2}} + x_{\frac{T}{2}}, \text{ якщо } T \text{ парне.}$$

Після цього ми утворимо «серії» із плюсів і мінусів, на статистичному аналізі яких заснована процедура перевірки гіпотези (2.5). По вихідному часовому ряді, побудуємо послідовність із плюсів і мінусів наступним чином: замість x_t , ставиться «+», якщо $x_t > x_{med}^T$ і «-», якщо $x_t < x_{med}^T$ (члени часового ряду, рівні x_{med}^T , в отриманій в такий спосіб послідовності плюсів і мінусів не враховуються).

Утворена послідовність плюсів і мінусів характеризується загальним числом серій $v(T)$ і довжиною самої довгої серії $\tau(T)$. При цьому під «серією» розуміється послідовність підряд, що йдуть плюсів, і підряд, що йдуть мінусів. Якщо досліджуваний ряд складається зі статистично незалежних спостережень, що випадково варіюють біля деякого постійного рівня (тобто справедлива гіпотеза (2.5)), то чергування «+» і «-» у побудованій послідовності повинне бути випадковим, тобто ця послідовність не повинна містити занадто довгих серій підряд «+» або «-», і, відповідно, загальне число серій не повинне бути занадто малим. Так що в даному критерії доцільно розглядати одночасно пару критичних статистик $(v(T); \tau(T))$.

Справедливий наступний наближений статистичний вигляд критерію перевірки гіпотези H_0 , вираженої співвідношенням (2.5): якщо хоча б одне з

$$\nu(T) > \frac{1}{2}(T + 2 - 1,96\sqrt{T - 1}), \quad \tau(T) < 1,43\ln(T + 1) \quad \text{виявиться}$$

нерівностей порушеним, то гіпотеза (2.5) відкидається з імовірністю помилки α , такої, що $0,05 < \alpha < 0,0975$ і, тим самим, підтверджується наявність залежної від часу не випадкової компоненти в розкладанні.

Критерій «висхідних» і «спадних» серій. Цей критерій встановлює поступовий зсув середнього значення в досліджуваному розподілі не тільки монотонного, але й більше загального, наприклад, періодичного характеру.

Так, як і в попередньому критерії, досліджується послідовність знаків плюсів і мінусів, однак правило утворення цієї послідовності в даному критерії інше. Тут на i -ом місці допоміжної послідовності ставиться «+», якщо $x_{i+1} > 0$, і «-», якщо $x_{i+1} - x_i < 0$ (якщо два або кілька наступних один за одним спостережень рівні між собою, то приймається в увагу тільки одне з них). Послідовність, де підряд ідуть «+» (висхідна серія) буде відповідати зростанню результатів спостереження, а послідовність «-» (спадна серія) - їхньому убуттю. Критерій, заснований на такому ж міркуванні, що й попередній: якщо вибірка випадкова, то в утвореній послідовності знаків загальне число серій не може бути занадто малим, а їхня довжина - занадто великою.

При рівні значимості $0,05 < \alpha < 0,0975$ критерій має вид:

$$\nu(T) > \frac{2T - 1}{3} - 1,96\sqrt{\frac{16T - 29}{90}}, \quad \tau(T) < \tau_0(T), \quad (2.6)$$

де величина $\tau_0(T)$ визначається в такий спосіб (таблиця 2.1):

Таблиця 2.1– Визначення величини $\tau_0(T)$

T	$T \leq 26$	$26 \leq T \leq 153$	$153 \leq T \leq 1170$
$\tau_0(T)$	$\tau_0 = 5$	$\tau_0 = 6$	$\tau_0 = 7$

Якщо хоча б одне з нерівностей (2.6) є порушеним, то гіпотезу (2.5) необхідно відкинути.

Критерій квадратів послідовних різниць (критерій Аббе). Якщо є підстави думати, що випадковий розкид спостережень щодо своїх середніх значень підпорядковується нормальному закону розподілу ймовірностей, то для з'ясування питання про можливий систематичний зсув середнього в ході вибіркового обстеження доцільно скористатися критерієм Аббе, що є в цьому випадку могутнішим.

Для перевірки гіпотези за допомогою даного критерію підраховують

величину $\gamma(T) = \frac{q^2(T)}{s'^2(T)}$, де $q^2(T) = \frac{1}{2(T-1)} \sum_{i=1}^{T-1} (x_{i+1} - x_i)^2$; $s'^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T (x_i - \bar{x})^2$,

$\bar{x} = \bar{x}(T) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T x_i$. Якщо $\gamma(T) \leq \gamma_\alpha^{min}(T)$, то гіпотеза (2.5) відкидається. При цьому

величина $\gamma_\alpha^{min}(T)$ для $T > 60$ підраховується як $\gamma_\alpha^{min}(T) = 1 + \frac{u_\alpha}{\sqrt{T + 0.5(1 + u_\alpha^2)}}$, де u_α

– α -квантиль нормованого нормального розподілу. Величини $\gamma_\alpha^{min}(T)$, при $T \ll 60$ для трьох найбільш уживаних значень рівня значимості наведені у книзі [Смирнов (1965)].

2.2.4 Методи згладжування часового ряду (виділення не випадкової компоненти)

Методи виділення не випадкової компоненти в траєкторії, що відбиває поведінку часового ряду, підрозділяються на два типи.

Методи першого типу (аналітичні) засновані на допущенні, що відомо загальний вид не випадкової компоненти в розкладанні

$$f(t) = \chi_1 f_{\text{np}}(t) + \chi_2(t) + \chi_3 \psi(t). \quad (2.7)$$

Наприклад, якщо відомо, що не випадкова компонента часового ряду описується лінійною функцією часу $f(t) = \theta_0 + \theta_1 t$, де θ_0 та θ_1 – деякі невідомі параметри моделі, то задача її виділення (задача елімінування випадкових залишків або задача згладжування часового ряду) зводиться до задачі побудови гарних оцінок θ_1 і θ_0 для параметрів моделі.

Методи другого типу (алгоритмічні) не зв'язані обмежувальним допущенням про те, що загальний аналітичний вид шуканої функції (2.7) відомий дослідникові. У цьому змісті вони є більше гнучкими, більше привабливими. Однак «на виході» задачі вони пропонують дослідникові лише алгоритм розрахунку оцінки $f(t)$ для шуканої функції $f(t)$ у кожній наперед заданій крапці t і не претендують на аналітичне подання функції (2.7).

Аналітичні методи виділення (оцінки) не випадкової складової часового ряду. Ці методи реалізуються в рамках моделей регресії, у яких у ролі залежної змінної виступає змінна x_t , а в ролі єдиної пояснюючої змінної – час t . Таким чином, розглядається модель регресії виду

$$x_t = f(t, \theta) + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T,$$

в якій загальний вигляд функції $f(t, \theta)$ відомий, але невідомі значення параметрів $\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_m)$. Оцінки параметрів будуються за спостереженнями $\{t, x_t\}_{t=1}^T$. Вибір методу оцінювання залежить від гіпотетичного виду функції $f(t, \theta)$ і стохастичної природи випадкових регресійних залишків ε_t .

Алгоритмічні методи виділення не випадкової компоненти часового ряду (методи ковзного середнього). В основі цих методів елімінування випадкові флуктуації в поводженні аналізованого часового ряду лежить проста ідея: якщо «індивідуальний» розкид значень члена часового ряду x_t , біля свого

середнього (згладженого) значення α характеризується дисперсією σ^2 , то розкид середнього з N членів часового ряду $(x_1 + x_2 + \dots + x_T)/N$ біля того ж значення α буде характеризуватися набагато меншою величиною дисперсії, а саме дисперсією, рівної σ^2/N . А зменшення міри випадкового розкиду (дисперсії) і означає саме згладжування відповідної траєкторії. Тому вибирають деяку непарну «довжину усереднення» $N = 2m + 1$, обмірювану в числі підряд членів аналізованого часового ряду. А потім згладжене значення $\hat{f}(t)$ часового ряду x_t обчислюють за значеннями $x_{t-m}, x_{t-m+1}, \dots, x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+m}$ по формулі

$$\hat{f}(t) = \sum_{k=-m}^m w_k x_{t+k}, t = m+1, m+2, \dots, T-m, \quad (2.8)$$

де $w_k (k = -m, -m+1, \dots, m)$ - деякі позитивні «вагові» коефіцієнти, в сумі рівні одиниці, тобто $w_k > 0$ і $\sum_{k=-m}^m w_k = 1$. Оскільки, змінюючи t від $m+1$ до $T-m$, ми як би «сковзаємо» по осі часу, то й методи, засновані на формулі (2.8), прийнято називати методами ковзної середньої (МКС).

У результаті ми знайдемо оцінки для згладжених значень $\hat{f}(t)$ аналізованого часового ряду при всіх t , крім $t = 1, \dots, m$ і $t = T, \dots, T-m+1$.

Підбір найкращого (у змісті критерію МНК) апроксимуючого полінома до траєкторії аналізованого часового ряду приводить до формули виду (2.8), причому результат не залежить від того, для якого саме з «ковзних» тимчасових інтервалів був здійснений цей підбір.

Метод експоненційно зваженого ковзного середнього (метод Брауна [Brown (1963)]). Відповідно до цього методу оцінка згладженого значення $\hat{f}(t)$ у крапці t визначається як рішення оптимізаційної задачі виду

$$Q(f) = \sum_{k=0}^{t-1} \lambda^k (x_{t-k} - f)^2 \rightarrow \min, \quad (2.9)$$

де $0 < \lambda < 1$. Отже, ваги λ^k у критерії $Q(f)$ узагальненого («зваженого») МНК зменшуються експоненційно в міру видалення спостережень x_{t-k} у минуле.

Рішення оптимізаційної задачі (2.9) дає:

$$\hat{f}(t) = \frac{1}{1} \frac{\lambda}{\lambda^t} \sum_{k=0}^{t-1} \lambda^k x_{t-k}. \quad (2.10)$$

На відміну від звичайного методу ковзного середнього (МКС) тут сковає тільки правий кінець інтервалу усереднення й, крім того, ваги експоненційно зменшуються в міру видалення в минуле. Формула (2.10) дає оцінку згладженого значення часового ряду не в середній, а в правій кінцевій крапці інтервалу усереднення.

2.2.5 Підбір порядку апроксимуючого полінома за допомогою методу послідовних різниць

Реалізація алгоритмічних методів виділення невинпадкової компоненти часового ряду пов'язана з необхідністю підбора порядку p локально-апроксимуючого полінома. Ця ж задача виникає й при реалізації аналітичних методів виділення невинпадкової компоненти. При рішенні цієї задачі широко використовується так званий метод послідовних різниць членів аналізованого часового ряду, що заснований на наступному математичному факті: якщо аналізований часовий ряд x_t , містить у якості своєї невинпадкової компоненти алгебраїчний поліном $f(t) = \theta_0 + \theta_1 t + \theta_p t^p$ порядку p , то перехід до послідовних різниць порядку $p + 1$, виключає невинпадову компоненту, залишаючи елементи, що виражаються тільки через залишковий випадковий компонент ε_t .

Обговоримо спосіб підбора порядку p полінома, що представляє собою невинпадову компоненту $f(t)$ у розкладанні аналізованого часового ряду x_t . Помітимо, насамперед, що якщо ми знаємо, що середнє значення спостережуваної випадкової величини ξ дорівнює нулю ($E\xi \neq 0$), то вибірконим аналогом її дисперсії є величина $\hat{\mu}(T) = \sum_{i=1}^T \frac{\xi_i^2}{T}$, де $\xi_i, i = 1, 2, \dots, T$ –

спостереження цієї випадкової величини. Якщо ж $E\zeta^2 \neq 0$, то вибіркоким аналізом дисперсії буде статистика $\sum_{i=1}^T \frac{\zeta_i^2}{T}$, так що величина $\hat{\mu}(T)$ буде давати в цьому випадку завищені оцінки для $D\zeta$. Вертаючись до послідовного переходу до різниць $\Delta^k x_t, k=1,2,\dots,p+1$, відзначимо, що при всіх до $k < p+1$ середні значення цих різниць будуть відмінні від нуля, тому що будуть виражатися не тільки через залишки ε_t , але й через коефіцієнти $\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p$ і ступеня t . І тільки для $k \geq p+1$ можна затверджувати, що:

$$E(\Delta^k x_t) = 0 \text{ і } \sigma^2 = D(\Delta^k x_t) / C_{2(p+1)}^{p+1}.$$

З урахуванням цих зауважень можна сформулювати наступне правило підбора порядку полінома, називане методом послідовних різниць.

Послідовно для $k = 1, 2, \dots$ обчислюємо різниці $\Delta^k x_t (t=1, \dots, T-k)$, а також величини

$$\hat{\sigma}^2(k) = \frac{\frac{1}{T-k} \sum_{t=0}^{T-k} (\Delta^k x_t)^2}{C_{2k}^k}. \quad (2.11)$$

Аналізуємо поведінку величини $\hat{\sigma}^2(k)$ залежно від k . Величина $\hat{\sigma}^2(k)$, як функція до функції k буде демонструвати явну тенденцію до убуття доти, поки k не досягне величини $p+1$. Починаючи із цього моменту величина (2.11) стабілізується, залишаючись (при подальшому збільшенні p) приблизно на одному рівні. Тому значення $k = k_0$, починаючи з якого величина $\hat{\sigma}^2(k)$ стабілізується, і буде давати завищений на одиницю шуканий порядок полінома, що згладжує, тобто $p = k_0 - 1$. Цей метод привабливий своєю простотою, але його практичне застосування вимагає певної обережності. Послідовні значення $\hat{\sigma}^2(k)$ не є незалежними, і часто виявляється тенденція їхнього повільного убуття (а іноді зростання) без видимої збіжності до постійного значення. Крім того, процес переходу до різниць має тенденцію зменшувати відносно значення будь-якого систематичного руху, крім сезонних ефектів з періодом, близьким до часовому інтервалу, так що

збіжність відносини $\hat{\sigma}^2(k)$ не доводить, що ряд спочатку складався з полінома плюс випадкова остача, а тільки те, що він може бути приблизно представлений у такий спосіб. Однак для нас цей метод цінний лише тим, що він дає верхню межу порядку полінома p , що доцільно використовувати для елімінування невинуватеної компоненти.

2.2.6 Моделі стаціонарних часових рядів і їхня ідентифікація

Раніше розглядався клас стаціонарних часових рядів, у рамках якого підбирається модель, придатна для опису поведінки випадкових залишків досліджуваного часового ряду. Тут розглядається набір лінійних параметричних моделей із цього класу й методи їхньої ідентифікації. Таким чином, мова тут іде не про моделювання часових рядів, а про моделювання їхніх випадкових залишків ε_t , що виходять після елімінування з вихідного часового ряду x_t , його невинуватеної компоненти (2.9). Отже, на відміну від прогнозу, заснованого на регресійній моделі, що ігнорує значення випадкових залишків, у прогнозі часових рядів істотно використовується взаємозалежність і прогноз самих випадкових залишків.

Уведемо позначення. Змодельований часовий ряд позначимо ε_t і будемо допускати, що при всіх t його математичне очікування дорівнює нулю, тобто $E\varepsilon_t \equiv 0$. Часові послідовності, що утворюють «білий шум», позначимо δ_t .

Опис і аналіз, розглянутих нижче моделей, формулюється в термінах загального лінійного процесу, який представляється у вигляді зваженої суми поточних й минулих значень білого шуму, а саме:

$$\varepsilon_t = \sum_{k=0}^{\infty} \beta_k \delta_{t-k}, \quad (2.12)$$

де $\beta_0 = 1$ та $\sum_{k=0}^{\infty} \beta_k^2 < \infty$.

Таким чином, білий шум являє собою серію імпульсів, у широкому класі реальних ситуацій генеруючий випадкові залишки досліджуваного часового ряду.

Часовий ряд ε_t можна представити в еквівалентному (2.12) вигляді, при якому він одержується як класична лінійна модель множинної регресії, у якій у якості пояснюючих змінних виступають його власні значення в усі минулі моменти часу:

$$\varepsilon_t = \sum_{k=1}^{\infty} \pi_k \varepsilon_{t-k} + \delta_t. \quad (2.13)$$

При цьому вагові коефіцієнти $\pi_1, \pi_2, \dots$ зв'язані певними умовами, що забезпечують стаціонарність ряду ε_t . Перехід від (2.13) до (2.12) здійснюється за допомогою послідовної підстановки в праву частину (2.13) замість $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$ їхніх виражень, обчислених відповідно до (2.13) для моментів часу $t-1, t-2$ і т.д.

Розглянемо також процес змішаного типу, у якому присутні як авторегресійні члени самого процесу, так і ковзне підсумовування елементів білого шуму:

$$\varepsilon_t = \sum_{k=1}^p \pi_k \varepsilon_{t-k} + \delta_t + \sum_{j=1}^q \beta_j \delta_{t-j}.$$

Будемо мати на увазі, що p і q можуть приймати й нескінченні значення, а також те, що в окремих випадках деякі (або навіть усі) коефіцієнти π або β дорівнюють нулю.

Висновки до розділу 2

1. Проведений огляд та аналіз існуючих моделей породження даних та методів трендового контролю дозволяє:

- обґрунтувати структуру системи контролю та діагностики,
- розробити програмні засоби комп'ютерної реалізації трендових статистик.
- розробити комп'ютерну модель попередньої обробки даних та обрахування відомих трендових статистик.

3 РОЗРОБКА СТРУКТУРИ АСКД ТА ЇХ ПРОГРАМНИХ ЗАСОБІВ

3.1 Проектування технічних засобів діагностування

В найзагальнішому вигляді узагальнена структура АСКД може бути представлена множиною датчиків та блоків обробки сигналів і формування ознак, що по сукупності ознак встановлюють діагностичне рішення. При цьому діагностичні ознаки та їх значення визначаються, як обчислюваним алгоритмом, так і безпосередньо по сигналах з датчиків.

При реалізації допускового контролю і виконання процедур пошуку дефектів структура АСКД може бути представлена блоком комутації і вимірів (БКВ), блоком пам'яті для зберігання і використання інформації (БП), блоком обробки інформації (БО) (де в результаті обробки отриманих з блоку комутації і сигналів, що поступають з блоку пам'яті, формується «діагноз», який фіксується в блоці індикації (БІ) включенням схеми управління в світлову або звукову індикацію (рис. 2.1).

Управління роботою АСКД забезпечує організацію процесу діагностування на різних технічних засобах, що полягає в узгодженні в часі роботи окремих частин АСКД, перемиканні режимів роботи, управлінні потоками діагностичної інформації. Управління може здійснюватись вручну з пульта оператора (ПО) і автоматично по командах блоку управління або за програмою, що зберігається в пам'яті. Кожній окремій перевірці відповідатиме група команд, виконання яких забезпечує утворення необхідних з'єднань в блоці комутації і вимірів, необхідне налаштування блоку генерування тестів, завдання діапазонів вимірювальних схем і допусків схем порівняння.

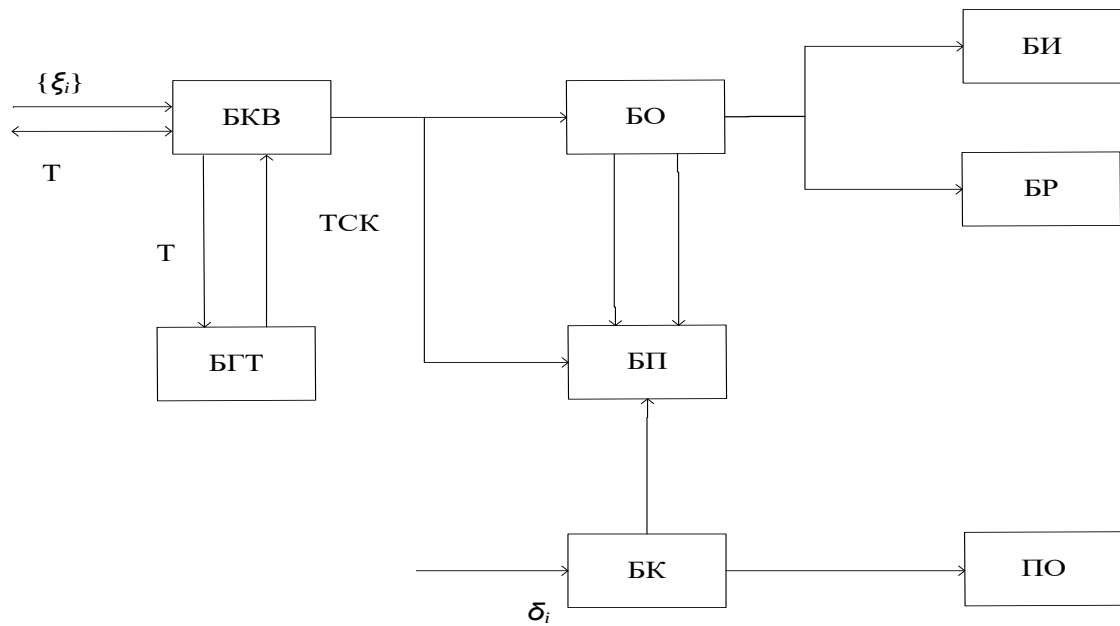


Рисунок 2.1 – Структурна схема технічних засобів діагностування:

БКВ – блок комутації та вимірювання; БП – блок пам’яті та зберігання інформації; БО – блок обробки інформації; БІ – блок індикації; БГТ – блок генерування тестових сигналів; БК – блок керування; БР – блок реєстрації; ПО – пульт оператора.

При тестовому діагностуванні вмикається блок генерування тестових сигналів (БГТ) і, якщо необхідно, комутатор тестів, а також блок управління (БУ), що видає команди для реалізації програми діагностування, а також блок реєстрації (БР).

Процес проектування АСКД можна підрозділити на декілька етапів, які необхідно виконати, щоб знайти шлях від первинної ідеї до перетворення на практиці кінцевого результату. Кожен з етапів відображає властивості і характеристики структури АСКД з відповідною мірою деталізації і залежить від вирішуваних завдань.

На першому етапі формуються вимоги і завдання, що визначають принципи побудови АСКД. Визначається вигляд діагностичної моделі (ДМ), структура АСКД, вигляд оброблюваної інформації і число каналів. При проектуванні АСКД використовуються визначені при процесі аналізу

діагностичних моделей допуски на діагностичні параметри у вигляді умов працездатності:

$$|\xi_i - \xi_{ni}| \leq \Delta; \quad i = 1, \dots, n, \quad (3.1)$$

де n – кількість, а ξ_i и ξ_{ni} – поточні і номінальні значення оцінюваних параметрів, а також допуски на характеристики:

$$|y_{ni}(x) - y_i(x)| \leq \delta_i; \quad i = 1, \dots, m, \quad (3.2)$$

де m – кількість точок, в яких оцінюється характеристика $y(x)$, а $y_i(x)$ та $y_{ni}(x)$ – поточне і номінальне значення характеристики в i -й точці. Ці дані впливають на обрану погрішність вимірів, що реалізуються контрольно-вимірювальним трактом АСКД.

На другому етапі розробляється алгоритм процесу діагностування. Методи вирішення завдань діагностування, що рекомендуються на першому етапі, впливають на формування алгоритмів процесу діагностування і визначають структуру алгоритмів функціонування АСКД.

Наявність алгоритмів діагностування, отриманих в результаті аналізу діагностичної моделі, методів діагностування визначає необхідність внесення до процедури проектування АСКД розробку алгоритмів процесу діагностування. При цьому ставиться завдання об'єднання алгоритмів діагностування з сукупністю операцій, що реалізуються в процесі діагностування.

На третьому етапі будується структура АСКД, оптимальна відносно вибраного критерію якості (час, безвідмовність, об'єм і т. д.), яка ґрунтується на отриманому алгоритмі процесу діагностування і обґрунтованої міри автоматизації.

Для отриманої структури АСКД, що включає набір елементів $Y = \{y_{ij}\}; i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, m$, где i – номер елемента АСКД, j – номер модифікації елемента (на транзисторах, інтегральних мікросхемах і т. д.), поважно визначити функціональні елементи, на яких будуть розроблені принципові

схеми окремих блоків АСКД, оскільки правильно вибрана елементна база визначає якість АСКД в цілому. При цьому потрібно забезпечити задане значення критерію якості K . Оптимізаційне завдання може бути сформульована таким чином: знайти $\min d [K(X, Y) - K_{mp}]$. У загальному вигляді кількість Y загальному вигляді кількісною оцінкою якості АСКД є значення критерію якості K , що є деякою функцією $K = F(Y, X)$ показників технічних засобів і об'єкту X і Y . Часто як показники $y_j \in Y$, які характеризують ОД, використовуються число параметрів, число елементів, число виходів, надійність, надмірність, тип об'єкту, можливість тестової дії і так далі. Технічні засоби діагностування характеризуються показниками $x_i \in X$: достовірність, вартість, час діагностування, об'єм пам'яті і так далі.

Залежно від вирішуваних завдань діагностування з множини Y та X обираються показники, специфічні для даного об'єкту і вигляду АСКД. Елементи множин X та Y утворюють $(n + m)$ -мірний простір можливих варіантів АСКД, відповідних можливим $(n + m)$ постановкам завдань на проектування АСКД. Кожному варіанту АСКД з простору можливих проектів відповідає $(n + m)$ -мірний вектор показників, який кількісно характеризує проєктовані АСКД.

У загальному випадку оптимальному проектуванню підлягає структура, що описується вектором показників X з обмеженнями $\psi(x_i) > 0$ і рівняннями зв'язку $K = F(X, Y)$. При такому опису шуканим є набір показників, що задовольняють ряду умов, які визначаються завданням оптимізації K_{mp} і K_{op} , тобто розробка проекту, що задовольняє заданим вимогам. Оптимальним проектом АСКД вважається допустимий вектор показників X , що доставляє екстремум цільової функції.

Завдання проектування АСКД після завдання цільовій функції може бути формалізована, і процес відшукування оптимального варіанту полягатиме в рішенні задачі математичного програмування відомими методами. Цільова функція, математичне формулювання завдання і метод оптимізації мають бути загальними для широкого класу АСКД.

Алгоритми процесу діагностування розробляються на основі алгоритмів діагностування, отримуваних при аналізі ОД з врахуванням вимог, сформульованих при вирішенні завдань організації системи діагностування. При побудові цих алгоритмів керуються базовими алгоритмами вирішення завдань діагностування. Базові алгоритми є узагальненою послідовністю дій, характерною для вирішення конкретного завдання діагностування. При побудові схем базових алгоритмів використовують оператори дії і логічних умов.

При побудові схем базових алгоритмів використовують оператори дії і логічних умов: $A = (a_1, \dots, a_i, \dots, a_n)$, a_i – оператори дії для визначення працездатності $i = 1, \dots, n$; $B = (b_1, \dots, b_i, \dots, b_m)$, b_i – оператори дії при пошуку дефектів, $i = 1, \dots, m$; $C = (c_1, \dots, c_i, \dots, c_s)$, c_i – оператори дії при прогнозуванні стану, $i = 1, \dots, s$. Оператори логічних умов вказують на необхідність виконання або відміни яких або дій.

Оператори логічних умов можуть набувати значень 0 або 1, що відповідає відповідям «ні» і «так» в логічній умові при визначенні структури алгоритму. При представленні базового алгоритму графом-схемами $(A \cup \Omega, V)$, $(B \cup \Omega, V)$ або $(C \cup \Omega, V)$ об'єднання множини $A \cup \Omega, B \cup \Omega, C \cup \Omega$ є множина вершин, а V – множина гілок. Кожна з множин мають свою нумерацію. Значення операторів ω_i записуються поряд з гілкою, що виходить з вершини.

Для побудови базового алгоритму пошуку виниклого дефекту виявляються необхідними 21 оператор дії і 11 операторів логічних умов. Використовуючи базовий алгоритм, можна будувати часткові алгоритми при пошуку дефектів в різних об'єктах і умовах. Так, якщо при тестовому діагностуванні здійснюється безумовний алгоритм пошуку з оцінкою діагностичних параметрів шляхом порівняння з еталонними значеннями в цифровій формі і реєстрації отриманих результатів, то в алгоритм необхідно включити 14 операторів дії: $B = (b_0, b_1, b_2, b_3, b_4, b_6, b_9, b_{10}, b_{14}, b_{15}, b_{16}, b_{18}, b_{20}, b_{21})$.

При цьому оператори логічних умов повинні мати наступні значення: $\omega_1 = 1$, $\omega_2 = \omega_3 = \omega_4 = \omega_5 = \omega_6 = \omega_7 = \omega_8 = 0$, $\omega_{10} = 0, 1$.

При об'єднанні різних операторів дій, необхідно використовувати логічну умову «або», що позначає можливість використання оператора залежно від логічної умови.

Питання удосконалення АСКД, зокрема бортових АСКД, детально розглянуті у роботах [26-36].

3.2 Розробка програмних засобів у додатку Simulink середовища MATLAB для діагностування стану суднових технічних об'єктів методами трендового контролю

Додаток Simulink дозволяє здійснювати дослідження (моделювання) складних динамічних систем. Введення параметрів систем виробляється в інтерактивному режимі, шляхом графічної збірки схеми з'єднань елементарних блоків, внаслідок чого виходить модель досліджуваної системи. Блоки, що включаються в створювану модель, можуть бути зв'язані один з одним як за інформацією, так і по управлінню. Тип зв'язку залежить від типу блоку і логіки роботи моделі.

За допомогою Simulink автоматизується найбільш трудомісткий етап імітаційного моделювання – складання і вирішення складних систем алгебраїчних і диференціальних рівнянь, що описують задану схему (модель).

Використовуючи бібліотеку блоків Simulink, що є набором візуальних об'єктів, можна збирати довільні схеми. З окремих блоків можна отримувати необхідне число копій, які у свою чергу можна індивідуально побудовувати. При цьому налаштуванню підлягають як внутрішні параметри блоків, так і зовнішні.

У Simulink реалізований механізм підсистем. З його допомогою будь-яка складна система представляється у вигляді сукупності підсистем

(субмоделей). У середині підсистем першого рівня, у свою чергу, можуть розташовуватися підсистеми другого рівня і так далі.

Структуру програмних засобів для діагностування стану суднових технічних об'єктів методами трендового контролю у візуально-орієнтованому середовищі Simulink ілюструє рисунок 3.2. Програмний засіб утворюють низка підсистем, що виконують необхідні для діагностування функції та реалізують пропоновані алгоритми трендового контролю. По-перше, підсистема попередньої обробки та нормування, що виконує функції вибору даних у вигляді числового масиву відліків часового ряду, його центрування відносно середнього значення (вибіркового математичного очікування), та нормування відносно вибіркового середньоквадратичного значення.

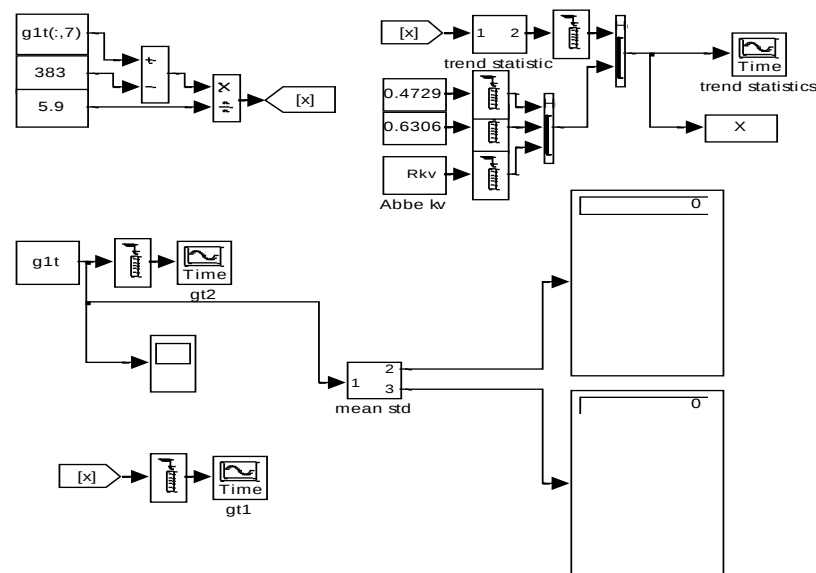


Рисунок 2.2 - Програмний засіб для діагностування стану суднових технічних об'єктів методами трендового контролю

Схема програмної реалізації вказаної підсистеми наведена на рис. 3.3. Вихідні дані одержуються шляхом читання файлу з розширенням .mat з робочого простору середовища MATLAB за допомогою блока Signal From Workspace, вибіркове середнє та середньоквадратичне формуються окремою програмою та відображаються блоками типу DSP Constant Simulink.

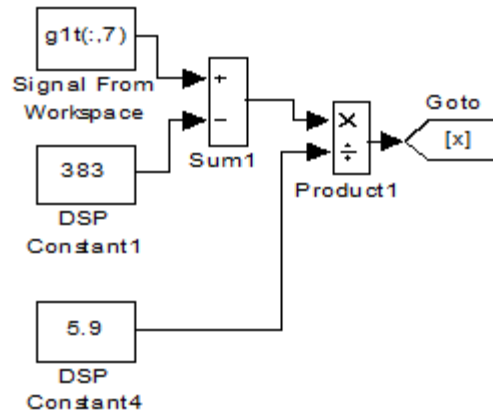


Рисунок 3.3 – Підсистема читання вхідних даних и нормування.

Основною підсистемою програмного засобу є підсистема розрахунку трендових статистик, яка зображена на рис. 3.4. Власне трендові статистики реалізовані у підсистемі trend statistic, а інші блоки мають допоміжну роль. Зокрема, в блоках типу DSP Constant завдаються наперед розраховані критичні рівні (квантилі) для нормалізованих трендових статистик із числом ступенів свободи, яке відповідає розміру вибірки, в даному прикладі 21 відлік. Підсистема Abbe kv формує ковзне поточне значення такого критичного рівня, яке залежить від поточного накопиченого числа відліків. Блоки Buffer формують числові масиви, блок Signal To Workspace служить для збереження одержаних даних, інші блоки необхідні для передачі даних, їх об'єднання та візуалізації.

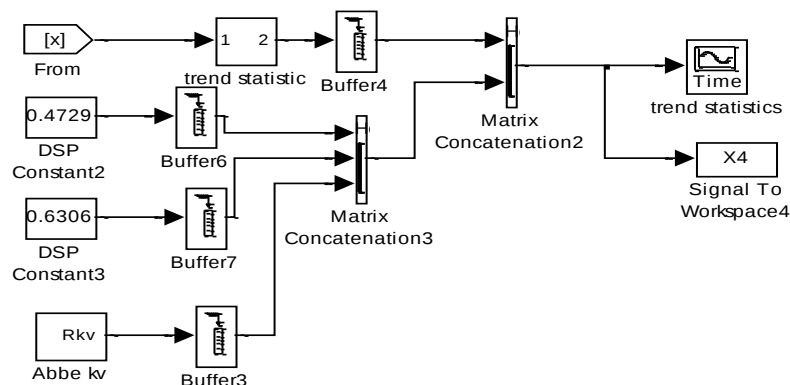


Рисунок 3.4 – Підсистема розрахунку трендових статистик і квантилей.

Підсистема розрахунку моментів та візуалізації представлена на рис. 3.5 і містить блок читання обробляемого масиву даних з робочого простору Signal From Workspace 1, вкладену підсистему mean std для оцінки вибірових моментів, необхідних для забезпечення алгоритму попередньої обробки даних та їх нормування. Інші блоки підсистеми служать для контролю виконуваних розрахунків і відображення.

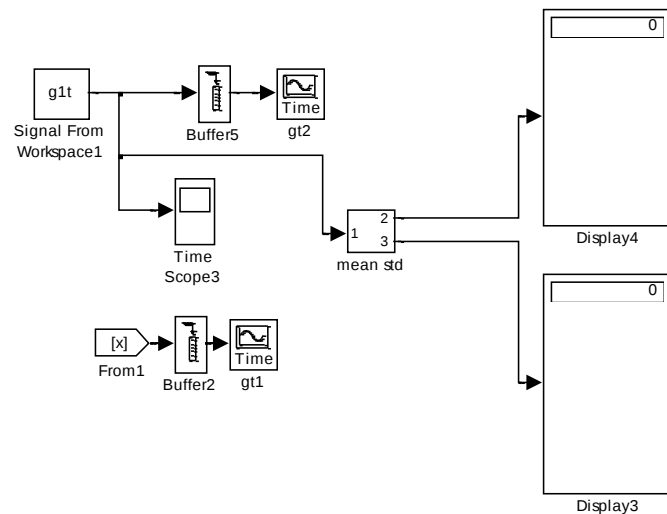


Рисунок 3.5 – Підсистема розрахунку моментів та візуалізації

Головною підсистемою спроектованого програмного виробу є підсистема розрахунку трендових статистик, що представлена на рис. 3.6. Вказана підсистема містить програмні блоки розрахунку основних застосовуваних в прикладних застосуваннях трендових статистик, зокрема критеріїв Аббе, кумулятивних сум, приростів перших різниць, відношення дисперсій Кохрейна-Фішера, що викладені в другому розділі дипломної роботи, та їх модифікацій. Поєднання таких програмних блоків зумовлено апріорною невизначеністю щодо статистичних моделей породження даних у загальному випадку, що диктує необхідність тестування групи трендових

статистик на реальних даних для відбору з них найбільш ефективних. Допоміжними блоками в підсистемі є блоки масштабування типу Gain та формування модулю, об'єднання масивів і візуалізації.

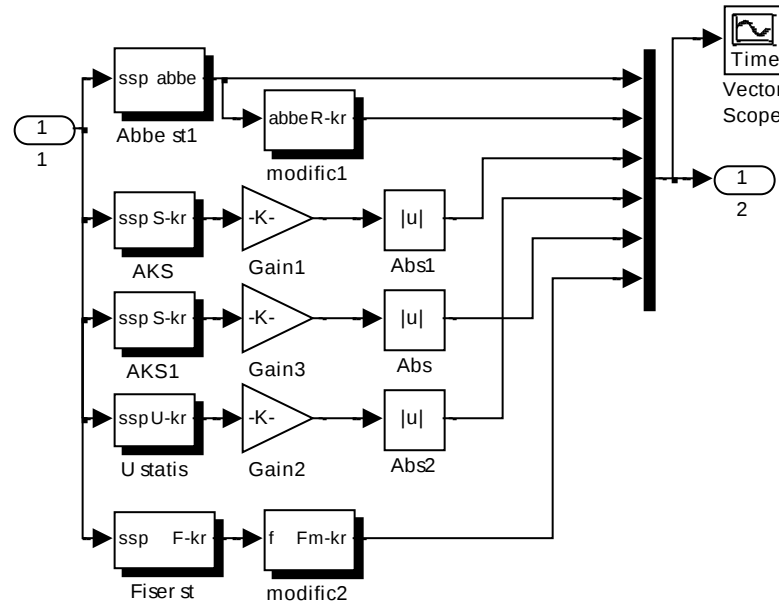


Рисунок 3.6 – Підсистема розрахунку трендових статистик

Наступні рис. 3.7 – рис. 3.12 розкривають вкладені підсистеми основної підсистеми trend statistic, і в точності реалізують програмними засобами Simulink наведені під схемами формули їх обрахування.

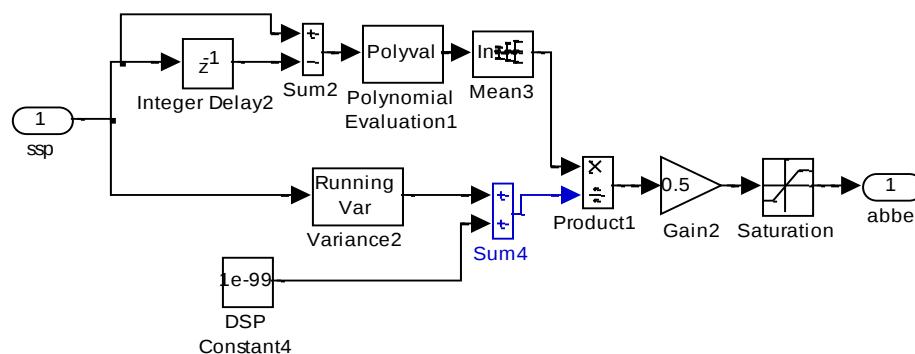


Рисунок 3.7 – Підсистема розрахунку трендової статистики Хальда-Аббе

Критерій Хальда- Аббе:

$$r = \frac{1}{2(N-1)\hat{D}_y} \sum_{k=1}^N \Delta y_k^2 > r_{kp}(N, \alpha) \quad (3.3)$$

де $\Delta y_k = (y_{k+1} - y_k)$ - перша послідовна різниця елементів часового ряду,

$\hat{D}_y$ - вибіркова дисперсія, α - рівень значимості.

У підсистемі застосовано блок часового зсуву на один відлік Integer Delay, та передбачено засоби виключення ділення на нульове значення на першому кроці.

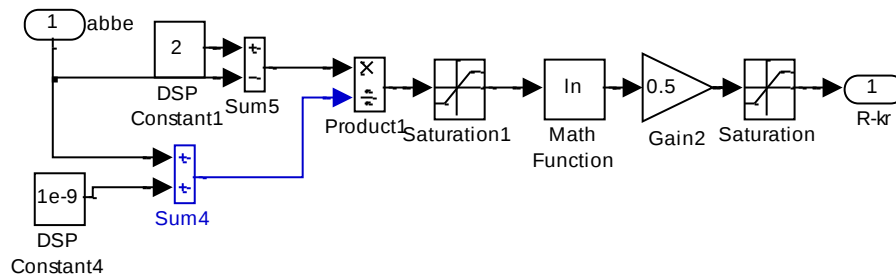


Рисунок 2.8 – Підсистема розрахунку трендової статистики модифікованого r' -критерію

Модифікований r' -критерій:

$$r' = \frac{1}{2} \ln[(2-r)/r] \quad (3.4)$$

Модифікований r' -критерій застосовується з огляду на практичну незручність критерію Аббе та нормалізацію статистики починаючи з десятка відліків, що спрощує обрахування критичних рівнів.

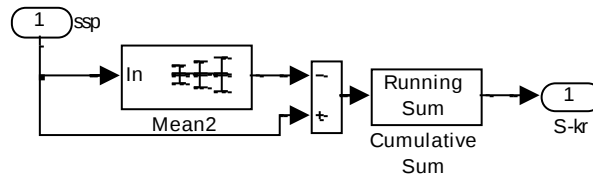


Рисунок 2.9 – Підсистема розрахунку трендової статистики інтегрального S – критерію

Інтегральний S – критерій

$$S_N = \sum_{k=1}^N \left(y_k - \frac{1}{k} \sum_{n=1}^k y_n \right) > S_{kp}(N, \alpha) \quad (3.5)$$

Інтегральний S – критерій є звичайним критерієм кумулятивних сум, який має теоретичне обґрунтування для статистичної моделі породжування даних у вигляді вибірки із генеральної сукупності нормально розподілених незалежних випадкових величин, для якої його потужність максимальна.

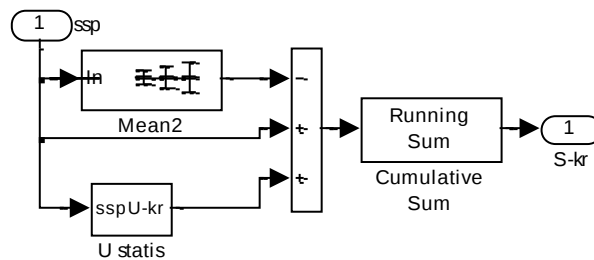


Рисунок 3.10 – Підсистема розрахунку трендової статистики інтегрального модифікованого S – критерію

Модифікований S' -критерій, що враховує зміну параметрів по напрацюванню полягає в наступному.

Вибіркове середнє в (3.4) замінюється оцінкою лінійної регресії

$$\hat{m}_y = a(\tau - \bar{\tau}) + b, \quad (3.6)$$

де коефіцієнти регресії уточнюються для кожного нового значення часу

$$b_k = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k y_j$$

$$a_k = \frac{\sum_{j=1}^k y_j (\tau_j - \bar{\tau}_j)}{\sum_{j=1}^k (\tau_j - \bar{\tau}_j)^2}.$$

Модифікований S' -критерій ґрунтується на статистичній моделі породжування даних у вигляді сукупності незалежно розподілених випадкових величин та лінійного тренду, як це зазначено в другому розділі роботи. Лінійний тренд обрано у вигляді статистичної моделі лінійної регресії.

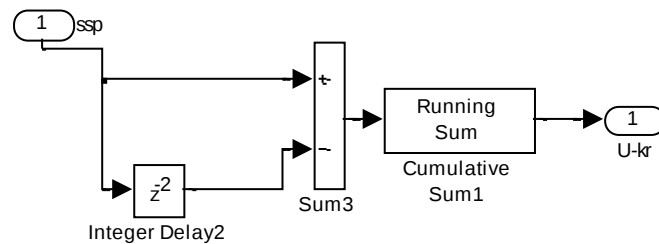


Рисунок 3.11 – Підсистема обчислення трендової статистики інтегрального критерію приростів

Інтегральний критерій приростів

$$I_k = \sum_{k=1}^N (y_k - y_{k-i}) \quad (3.7)$$

де $I_{10} = y_{11} - m_y$, $m_y = 0,1 \sum_{i=1}^{10} y_i$

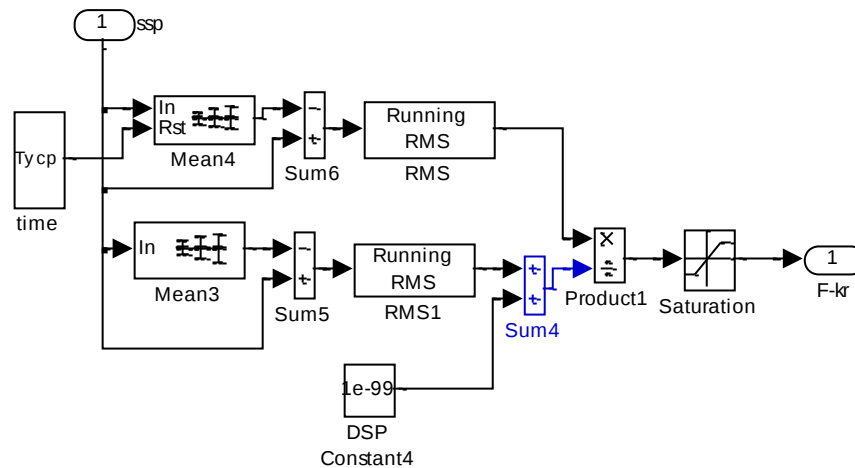


Рисунок 3.12 – Підсистема обчислення трендової статистики Φ - критерію

Φ -критерій :

$$F = \left[\sum_{k=1}^N (y_k - m_N)^2 \right]^{-1} \sum_{k=1}^N (y_k - \hat{m}_k)^2 \quad (3.8)$$

Φ -критерій є критерієм відношення дисперсій, що, з одної сторони пов'язує його з обґрунтованим у другому розділі критерієм Кохрейна перевірки стаціонарності вибраної статистичної моделі породжування даних, а з другої сторони, є критерієм рівності вибірових середніх для статистичної моделі породжування даних у вигляді сукупності нормальних незалежно розподілених випадкових величин.

Розроблений програмний виріб складається із трьох програмних частин: бази даних із файлів з розширенням .mat, програмного блоку попередньої обробки даних та розрахунку трендових статистик у вигляді файлу-моделі з розширенням .mdl.. Скрипт-файл вибирає дані вибірок з бази в робочому просторі, обраховує статистичні характеристики вибірок, відкриває та запускає файл розрахунку значень трендових статистик, формує масиви результатів розрахунків та виконує їх візуалізацію

Висновки до розділу 3

1. Обґрунтована та запропонована структура системи контролю та діагностики.

2. Розроблені програмні засоби комп'ютерної реалізації трендових статистик та комп'ютерна модель попередньої обробки даних та обрахування відомих трендових статистик дозволяють отримати діагностичні висновки щодо технічного стану ДГУ на основі проведення комп'ютерних експериментів із застосуванням експериментальних даних.

4 КОМП'ЮТЕРНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ТРЕНДОВИХ СТАТИСТИК ТЕМПЕРАТУРНОГО РЕЖИМУ СУДНОВОЇ ДИЗЕЛЬ-ГЕНЕРАТОРНОЇ УСТАНОВКИ

4.1 Характеристики обладнання, що використовувалось для проведення експерименту

Моніторинг параметрів, за якими визначається технічний стан ДГУ, (що характеризують роботу саме дизельних двигунів) здійснюється загальною автоматичною системою моніторингу та контролю Kongsberg K-Chief 600 (рис. 4.1), що встановлена в центральному пункті управління.

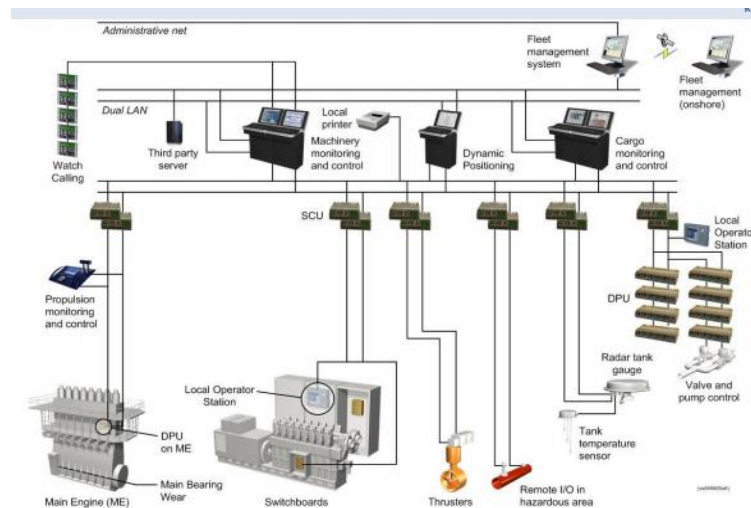


Рисунок 4.1 – Топологія системи K-Chief 600

Системою K-Chief 600 контролювалися наступні параметри: температура вихідних газів циліндрів 1-7, вхідна температура повітря у турбонагнітач, вихідна температура теплового контуру прісної води охолодження, вихідна температура змащувального масла, вхідний тиск змащувального масла, вихідна температура палива та температура морської води. Такі показники, як температура повітря та температура в машинному відділенні вимірювались за допомогою термометрів, розташованих у відповідних місцях.

Для вимірювання температур використовуються термометри опору з датчиками типу Pt100. Датчик Pt 100 представляє із себе терморезистор, виконаний із платини. Опір температурного датчика PT100 змінюється прямо пропорційно його температурі і становить 100 Ом при 0°C. Вимірювальні резистори, які використовувалися в термометрах, можуть бути дротяними резисторами (W = Wire-Wound) або тонкоплівковими резисторами (F = Thin-Film). Обидві версії вимірювального резистора (дротова/тонкоплівкова) розрізняються можливими похибками при різних температурах експлуатації. В проведеному експерименті при вимірюванні температури використовувалися дротяні резистори.

Дані бралися з суднових дизель-генераторних установок, враховуючи різні їх режими роботи (ходовий, маневровий, стоянка та аварійний).

4.2 Результати діагностування технічного стану суднової ДГУ

Об'єктом дослідження є процес діагностування технічного стану дизельного генератору за часовими рядами вимірів температурного режиму кожного з сьомі його циліндрів за даними датчиків вимірювальної системи та за допомогою спроектованого програмного виробу трендового контролю.

Предметом та задачами дослідження є тестування трендових статистик що до апріорної невизначеності статистичної моделі породжування даних з метою виявлення найбільш ефективних та вірогідних, а також встановлення діагностичних висновків по результатам трендового контролю.

Невизначеність статистичної моделі породжування даних при вирішенні конкретних задач трендового контролю диктує необхідність тестування всіх запропонованих в другому розділі трендових статистик.

При невідповідності трендової статистики статистичній моделі породжування даних зменшується потужність критерію, або ростуть вірогідності помилок першого та другого роду, як це було зазначено у першому розділі роботи.

Вихідні дані для вирішення поставлених задач та результати трендової обробки баз даних реєстрації технічного стану першої ДГУ по температурному параметру по циліндрам 1...8, ця вибірка і буде вихідними даними для діагностування.

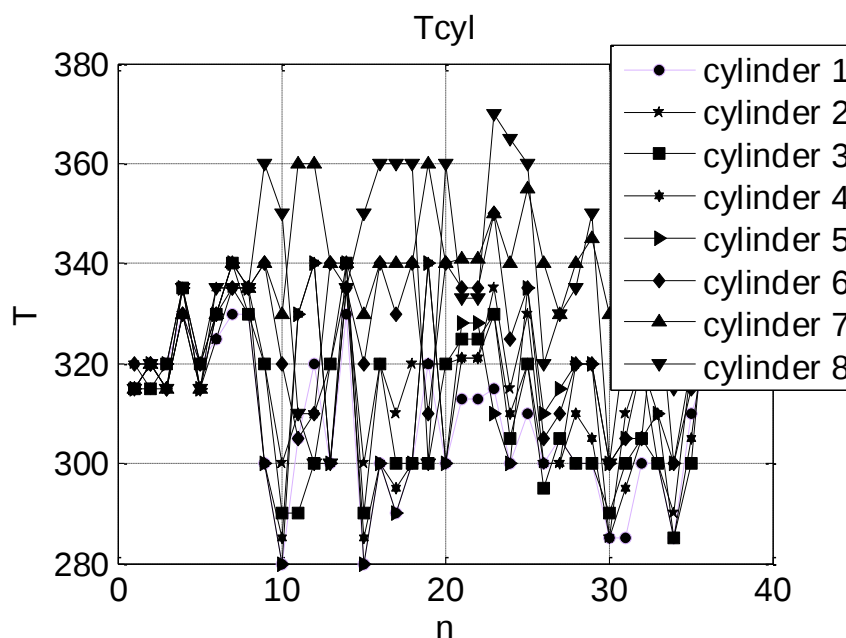


Рисунок 4.2 – Вибірка по циліндрам 1...8

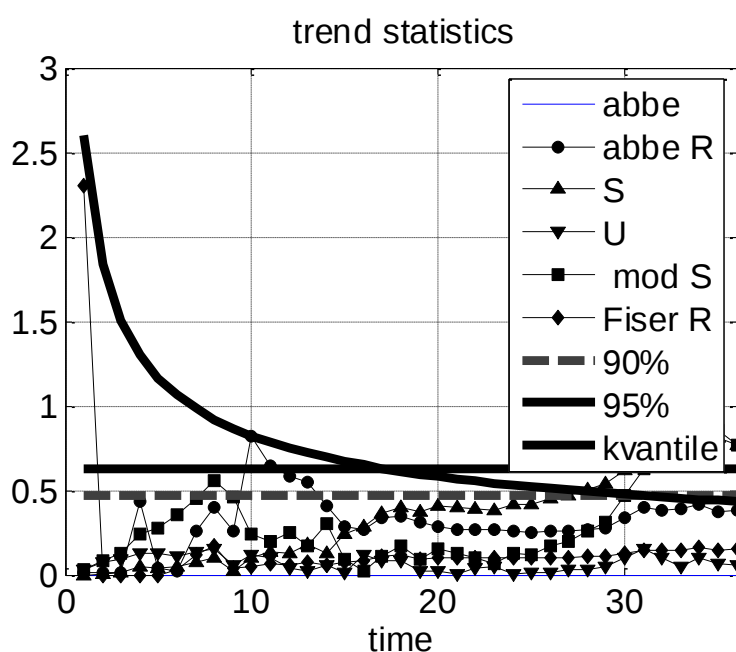


Рисунок 4.3 – Трендові статистики по циліндру 1

На рис.4.3 зображені розраховані за допомогою розробленого програмного виробу результати розрахунку трендових статистик вибірки по циліндру 1. З огляду на показники трендових статистик можливо зробити висновок, що по всім критеріям не має місце хибних викидів, не перевищуються критичні рівні, що дозволяє зробити висновок про придатність всіх тестованих критеріїв та діагностичний висновок: стан циліндру задовільний.

На рис.4.4. зображені результати розрахунку трендових статистик вибірки по циліндру 2.

По розрахованим значенням трендових статистик можливо зробити висновок, що по всім критеріям не має місце хибних викидів, наявність в вибірці тренду знаходиться на 90% рівні довірчої вірогідності за статистикою кумулятивних сум.

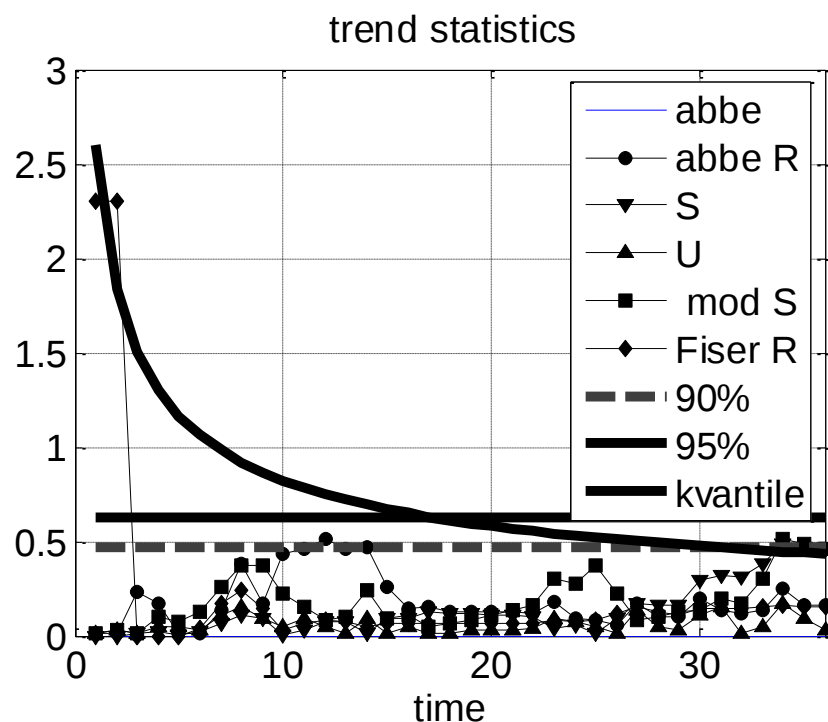


Рисунок 4.4 – Трендові статистики вибірки по циліндру 2

На рис.4.5. зображені результати розрахунку трендових статистик вибірки по циліндру 3.

По розрахованим значенням трендових статистик можливо зробити висновок, що по всім критеріям не має місце хибних викидів, наявність в вибірці тренду знаходиться на 95% рівні довірчої вірогідності за статистикою модифікованого критерію Аббе.

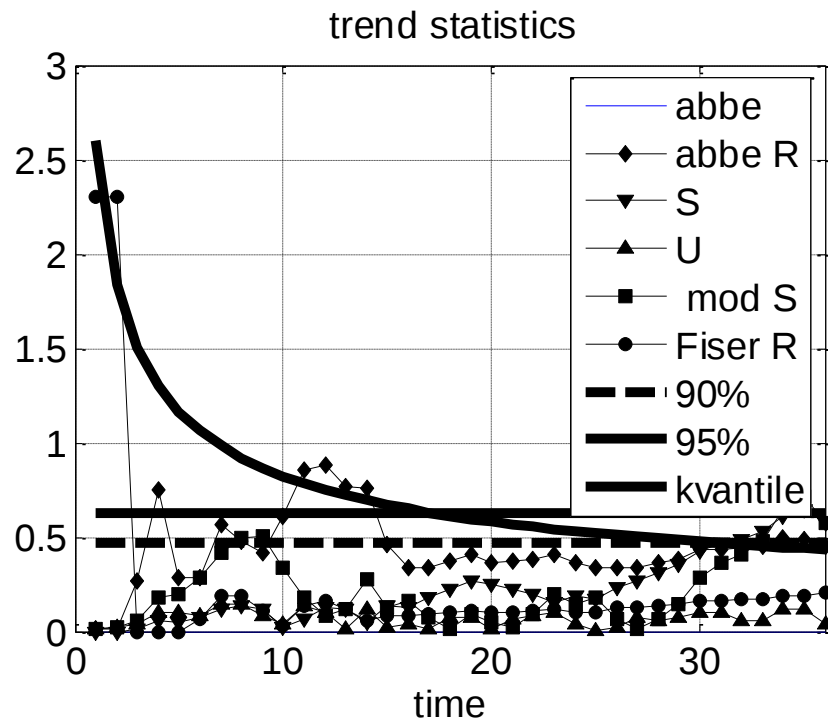


Рисунок 4.5 – Трендові статистики вибірки по циліндру 3

На рис.4.6. зображені результати розрахунку трендових статистик вибірки по циліндру 4.

Результат тестування та діагностичний висновок мають аналогічний вигляд.

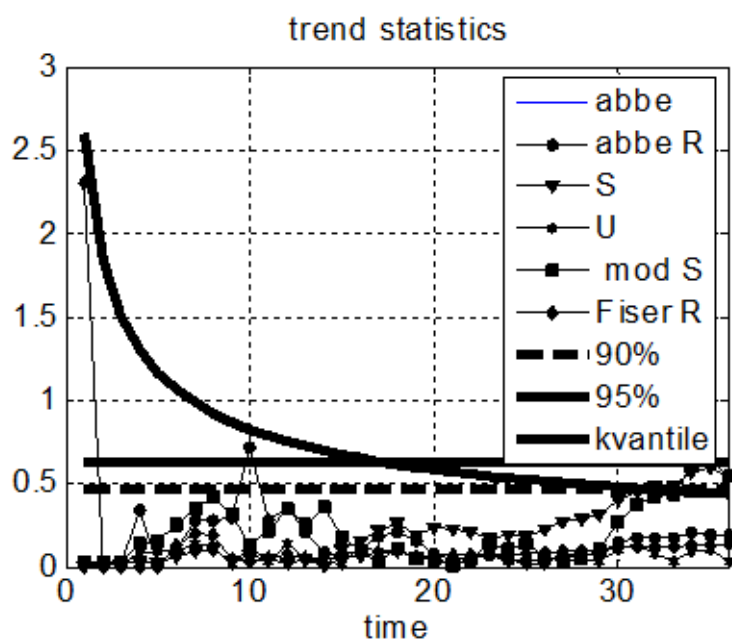


Рисунок 4.6 – Трендові статистики вибірки по циліндру 4

На рис 4.7 зображені результати розрахунку трендових статистик вибірки по циліндру 5. По значенням трендової статистики можливо побачити, що тренд знаходиться на 95% рівні довірчої вірогідності за статистикою модифікованого критерію Аббе починаючи з десятого відліку, та має місце викид по статистиці кумулятивних сум.

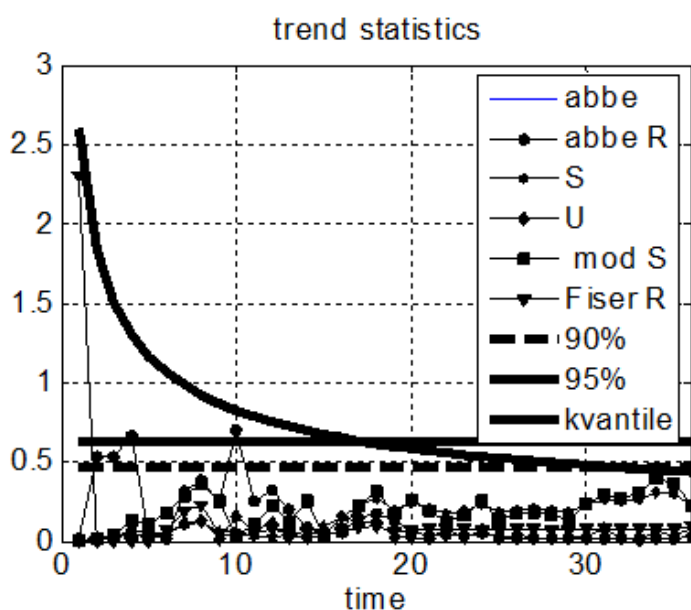


Рисунок 4.7 – Трендові статистики вибірки по циліндру 5

На рис.4.8 зображені результати розрахунку трендових статистик першої тижневої вибірки по циліндру 6. З огляду на показники трендових статистик можливо зробити висновок, що стан циліндру задовільний.

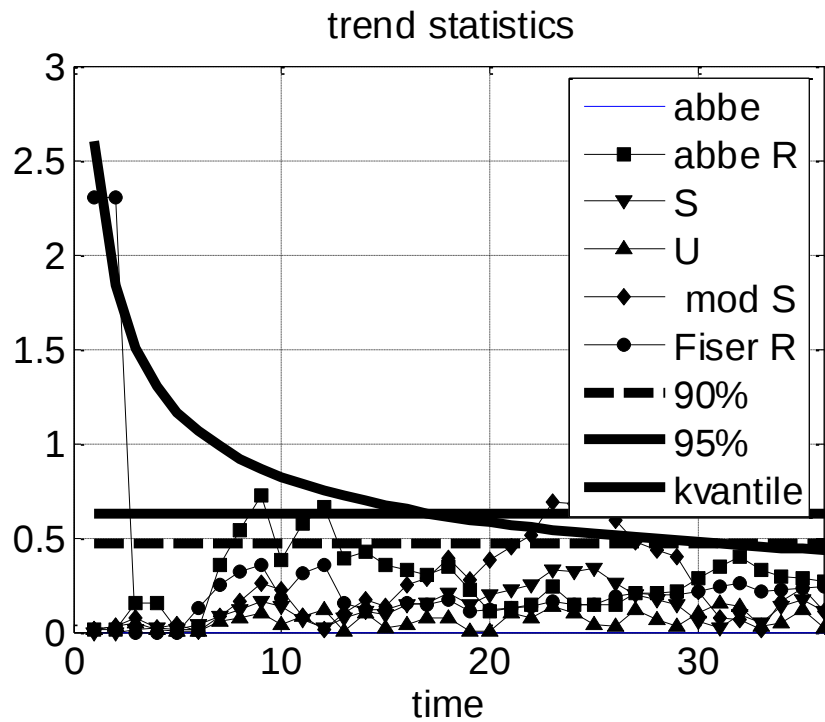


Рисунок 4.8 – Трендові статистики вибірки по циліндру 6

На рис. 4.9 зображені результати розрахунку трендових статистик вибірки по циліндру 7. По значенням трендової статистики можливо побачити, що тренд виходить за рівень 95% довірчої вірогідності за декількома статистиками.

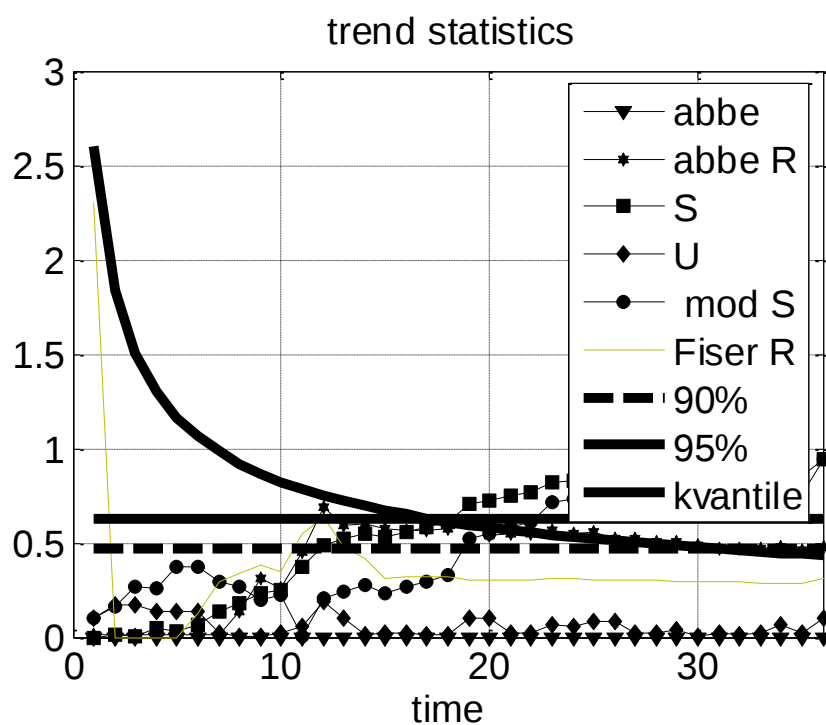


Рисунок 4.9 – Трендові статистики вибірки по циліндру 7

На рис. 4.10 зображені результати розрахунку трендових статистик вибірки по циліндру 8. По значенням трендової статистики можливо побачити, що тренд виходить за рівень 95% довірчої вірогідності за декількома статистиками, зокрема Аббе.

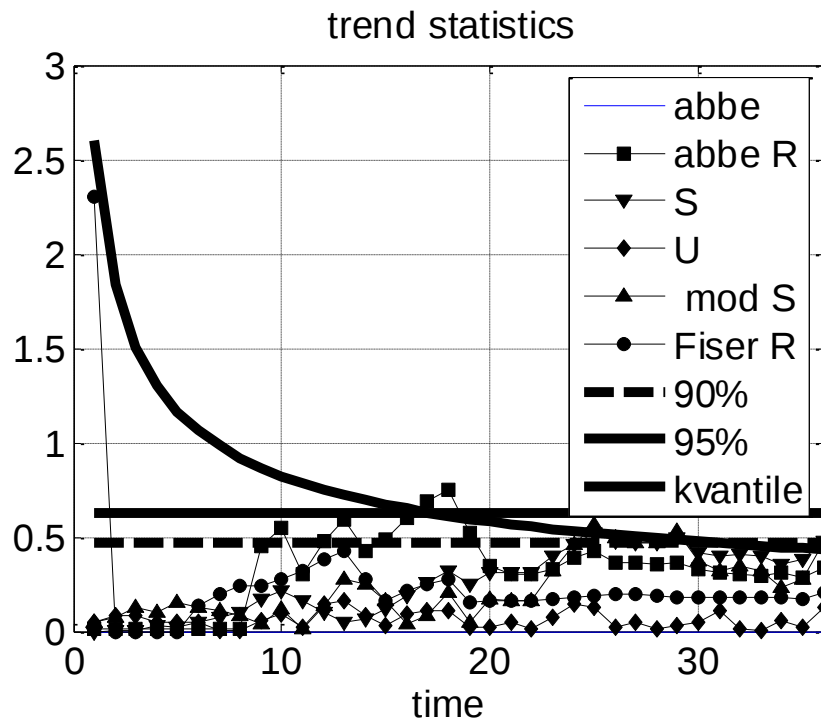


Рисунок 4.10 – Трендові статистики вибірки по циліндру 8.

Загальний опис результатів тестування трендових статистик та діагностичних висновків має наступний вигляд.

Зважаючи на висновки, зроблені після детального аналізу результатів розрахунку трендових статистик по кожному з циліндрів ДГУ можемо вказати на наступне:

- по-перше, з огляду на невизначеність статистичної моделі породжування даних різні трендові критерії мають різну потужність та вірогідність хибних результатів, зокрема критерій Фішера має найменшу потужність, а критерії кумулятивних сум та приростів дають похибки, найбільш ефективними є критерії з урахуванням напрацювання та модифікований Аббе, які можуть бути рекомендовані до застосування;

- по-друге, результати трендового контролю дають можливість проаналізувати зміну технічного стану дизельного генератору за двотижневу вибірку:

1-й циліндр: По всіх критеріям не має місце хибних викидів, не перевищуються критичні рівні, що дозволяє зробити висновок про придатність всіх тестованих критеріїв та діагностичний висновок: стан циліндру задовільний.

2-й циліндр: По розрахованим значенням трендових статистик можливо зробити висновок, що по всіх критеріям не має місце хибних викидів, наявність в вибірці тренду знаходиться на 90% рівні довірчої вірогідності за статистикою кумулятивних сум;

3-й циліндр: По розрахованим значенням трендових статистик можливо зробити висновок, що по всіх критеріям не має місце хибних викидів, наявність в вибірці тренду знаходиться на 95% рівні довірчої вірогідності за статистикою модифікованого критерію Аббе.;

4-й циліндр: Показники тренду знаходяться на 90 % рівні довірчої вірогідності за статистикою Аббе по вибірці;

5-й циліндр: По значенням трендової статистики можливо побачити, що тренд знаходиться на 95% рівні довірчої вірогідності за статистикою модифікованого критерію Аббе починаючи з десятого відліку, та має місце викид по статистиці кумулятивних сум.;

6-й циліндр: Показники знаходяться у нормі по вибірці;;

7-й: По значенням трендової статистики можливо побачити, що тренд виходить за рівень 95% довірчої вірогідності за декількома статистиками, зокрема Аббе.

8-й: По значенням трендової статистики можливо побачити, що тренд виходить за рівень 95% довірчої вірогідності за декількома статистиками, зокрема Аббе.

Після проведення аналізу робимо висновок, що згідно показникам трендових статистик за двотижневу вибірку необхідно приділити увагу до 7-го циліндру та встановити його придатність до продовження експлуатації інструментальними засобами діагностування.

Висновки до розділу 4

1. Отримані експериментальні дані часових рядів вимірів температурного режиму кожного з восьми циліндрів ДГУ було застосовано в якості вхідних даних при комп'ютерному моделюванні трендових статистик першої та другої тижневої вибірок, що дозволило зробити висновки щодо технічного стану кожного циліндру ДГУ.

2. Згідно отриманим в результаті комп'ютерного моделювання показникам трендових статистик необхідно приділити увагу до 7-го та 8-го циліндрів та встановити їх придатність до продовження експлуатації інструментальними засобами діагностування.

ВИСНОВКИ

Під час виконання дипломної роботи була досягнута мета дослідження, яка спрямована на вдосконалення суднових автоматизованих систем контролю і діагностики шляхом використання передових інформаційних технологій на основі побудови адекватних моделей та алгоритмів трендового контролю параметрів ДГУ в процесі їх тривалої експлуатації.

На основі використання існуючих методів трендового контролю отримані результати, які в сукупності вирішують важливе науково-технічне завдання підвищення достовірності діагностування технічного стану суднових дизель-генераторних установок шляхом використання інженерно-технічних рішень, які полягають у розробці та використанні комп'ютерної моделі, що дає змогу індивідуалізувати діагностування для кожної установки.

Отримані наукові і практичні результати роботи, які полягають в наступному:

1. На основі огляду літературних джерел виявлено основні особливості процесу діагностування стану дизель-генераторних установок у складі суднових електроенергетичних систем. Отримані результати вказують на досить високий рівень помилок першого роду, що свідчить про необхідність підвищення достовірності діагностичних висновків.

2. На основі проведеного порівняльного аналізу існуючих моделей породження даних та методів трендового контролю та обґрунтованої структури системи контролю та діагностики було розроблено програмні засоби комп'ютерної реалізації трендових статистик та комп'ютерна модель попередньої обробки даних і обрахування відомих трендових статистик. Це дозволило провести комп'ютерне моделювання із застосуванням експериментальних даних.

3. Отримані експериментальні дані часових рядів вимірів температурного режиму кожного з восьми циліндрів ДГУ було застосовано в якості вхідних даних при комп'ютерному моделюванні трендових статистик

вибірок експериментальних даних, що дозволило зробити висновки щодо технічного стану кожного циліндру ДГУ.

4. Згідно отриманим в результаті комп'ютерного моделювання показникам трендових статистик необхідно приділити увагу до 7-го та 8-го циліндрів та встановити їх придатність до продовження експлуатації інструментальними засобами діагностування.

5. Загальні рекомендації за результатами виконаної дипломної роботи складаються в необхідності детального аналізу досліджуваних даних у вигляді часових рядів для визначення статистичної моделі їх утворювання, що суттєво впливає на ефективність трендових статистик та достовірність діагностичних висновків.

ПЕРЕЛІК ДЖЕРЕЛ ПОСИЛАНЬ

1. Сергиенко Л. И., Миронов В. В. Электроэнергетические системы морских судов: Учебник для мореход, училищ. — М.: Транспорт, 1991. — 264 с.
2. Богомолов В.С. Судовые электроэнергетические системы и их эксплуатация: - М.: Мир, 2006. — 320 с.
3. С. А. Калкаманов, А. В. Коваленко, В. М. Шавкун Конспект лекцій з дисциплін «технічна діагностика електромеханічних систем», «діагностування рухомого складу електричного транспорту» – Х.: ХНУМГ, 2014. – 152 с.
4. Електронний ресурс: ДСТУ 2389-94 Технічне діагностування та контроль технічного стану. Терміни та визначення <https://www.twirpx.com/file/2414014/>
5. Електронний ресурс: ДСТУ 2860-94. Надійність техніки. Терміни та визначення (2273) https://dnaop.com/html/2273/doc-%D0%94%D0%A1%D0%A2%D0%A3_2860-94
6. Kongsberg Norcontrol marine automation systems. – Norway, 2005. – 140 p.
7. The MotorShip, insight for marine technology professionals [Электронный ресурс]: журнал. – Режим доступа: <http://www.motorship.com/news101/industry-news/simulator-for-dual-fuel-d-e-lng-ships>. – 12.12.2011
8. Варбанец Р.А. Системы компьютерной диагностики судовых дизелей / Р.А. Варбанец. – Судостроительство. – Одесса, 2004. – С. 24– 27
9. Wartsila 2 stroke engines Manual “Operator flexView”. – Switzerland, 2008. – P. 152.
10. Wartsila RT-flex82C Operating manual “Marine”. – 2009. – Rev 2.3.1. – P. 42.
11. Дмитриев М.Н. Совершенствование методов технического

- обслуживания и ремонта судовых дизель-генераторов; Судовые энергетические установки: научно-технический сборник. Вып. 15. – Одесса: ОНМА, 2006. – 17-25 с.
12. Демиров В.В., Гвоздева И.М. Проблемы усовершенствования систем управления и диагностики судовых дизель-генераторных установок. Двигатели внутреннего сгорания, 2017. №2. С.52-57
 13. Мармоза А.Т. Теорія статистики [текст] підручник / А.Т.Мармоза – 2-ге вид. перероб. Та доп. – К.: «Центр учбової літератури», 2013
 14. Яковлев В.Б. Статистика. Расчеты в Microsoft Excel: учеб. пособие / В.Б. Яковлев. – М.: Колос, 2005. – 352с.МСХ.
 15. Крилов О.М. Лекції про наближених обчисленнях. - М.: Держвидав, 1954. – 235.
 16. Литвин О.М. Інтерлінація функцій та Деякі її застосування. - Харків,: Основа, 2002. – 437.
 17. Литвин О.М.Одне узагальнення поняття тренду для неперіодичних функцій двох змінних / Литвин О.М., Удовиченко В.М. // Праці 7-ї Всеукр. міжнарод. конф. "Оброблення сигналів і зображень та розпознавання образів", 11-15.10.2004 .- Київ. - С. 293 - 296.
 18. Айвазян С.А. Прикладна статистика.Основи моделювання і первинна обробка даних / Айвазян С.А., Енюков І.С., Мешалкин Л.Д. // - М.: Фінанси і статистика,1983р. - 422 с.
 19. Єпіфанов С.В. Синтез систем управління і діагностування газотурбінних двигунів / Єпіфанов С.В., Кузнецов В.І., Богаєнко І.І. та ін // - К.: Техніка, 1998. - 312 с.
 20. Браверман Е.М. Структурні методи обробки емпіричних даних / Браверман Е.М., Мучник І.Б. // М.: Наука, 1983. - 464 с.
 21. Лоусон Ч. Чисельне рішення задач методу найменших квадратів / Лоусон Ч., Хенсон Р. // - М.: Наука, 1986. - 232 с.
 22. Мартін Р.Д. Стійкий авторегресійний аналіз часових рядів // Стійкі

- статистичні методи оцінки даних. Під ред. Н.Г. Волкова. - М.: Машинобудування, 1984. - С.121 - 146.
- 23.Марпл С.Л. Цифровий спектральний аналіз та його застосування. - М.: Світ, 1990. - 584 с.
- 24.Dickey DA Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. / Dickey DA, Fuller WA // Econometric. 49. - P. 1057 - 1072.
25. Said E. Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order. / Said E., Dickey DA // Biometrika, 71. - P. 599 - 607.
- 26.Myrhorod, V. New Trend Criteria for Monitoring the Conditions of Technical Objects/ V. Myrhorod, I. Hvozdeva, Y. Derenkh //11th International Conference for Promoting the Application of Mathematics in Technical and Natural Sciences - AMiTaNS'19, AIP Conference Book of Abstracts; 2019, p. 32
- 27.Гвоздева И.М.Оценка элементов пространства диагностических признаков технического состояния судовых дизель-генераторных агрегатов / И.М. Гвоздева , М.А. Якименко, В.В. Демиров, В.Ф. Миргород, Е. В. Деренг// Матеріали XX Міжнародної конференції з математичного моделювання (МКММ-2019) [Збірка тез (16-20 вересня 2019 р., м. Херсон)]. – Херсон: ХНТУ, 2019. – С.38.
- 28.Гвоздева І.М. Оцінка елементів простору діагностичних ознак технічного стану суднових дизель-генераторних агрегатів / І.М. Гвоздева, М.А. Якименко, В.В. Демиров, В.Ф. Миргород, Є. В. Деренг // Вісник Херсонського національного технічного університету . – Херсон. – 2019.– Вип. 2(69).– Частина 2. – С. 39-46.
- 29.I.Hvozdeva, V. Myrhorod, V.Budashko and V.Shevchenko “Problems of Improving the Diagnostic Systems of Marine Diesel Generator Sets”, 2020 IEEE 15th International Conference in Advanced Trends in Radio electronics, Telecommunications and Computer Engineering (TCSET), Lviv-Slavske, Ukraine, 2020, pp. 350-354. DOI: 10.1109/TCSET49122.2020.235453 (Публикация входит в Scopus)

30. Миргород В.Ф. Оцінка потужності критеріїв тренду / В.Ф. Миргород, І.М. Гвоздева, // *Авіаційно-космічна техніка і технологія* – № 7(167) – 2020. – С.129-136, DOI: 10.32620/aktt.2020.7.18
31. Myrhorod, V. Investigation on the power of some parametric criteria for trend detection in time series / V. Myrhorod, I. Hvozdeva, Y. Derenh/ 12th International Conference for Promoting the Application of Mathematics in Technical and Natural Sciences - AMiTaNS'20, AIP Conference Proceedings; AIP 2302 , 060008-1 - 060008-11 (2020); <https://doi.org/10.1063/5.0034794> (Публикация входит в Scopus)
32. Гвоздева, И.М. Миргород, В.Ф. Демиров, А.А. Математическая модель температурного режима судовых дизель-генераторных установок на основе радиально-базисной нейронной сети [Текст] / И.М. Гвоздева, В.Ф. Миргород, А.А. Демиров // *Матеріали Х міжнародної науково-технічної конференції «Суднова електроінженерія, електроніка і автоматика»*, 24.11.2020 - 25.11.2020. – Одеса: НУ «ОМА», 2020. – С.124-128 DOI:10.31653/2706-7874.SEEEA-2020.11.1-245
33. Миргород, В.Ф. Оценка мощности некоторых непараметрических критериев тренда / В.Ф. Миргород, И.М. Гвоздева // *Прикладні питання математичного моделювання*. – Херсон. – 2020.– Т. 3.– № 2.1 – С. 184-196. doi.org/10.32782/KNTU2618-0340/2020.3.2-1.17
34. Myrhorod, V. Multi-parameter Diagnostic Model of the Technical Conditions Changes of Ship Diesel Generator Sets [Text] / V. Myrhorod, I. Hvozdeva, V. Budashko // 2020 IEEE Problems of Automated Electrodrive. Theory and Practice (PAEP), Kremenchuk, 21-25 Sept. 2020, Ukraine: IEEE. Pp. 1-5. DOI: 10.1109/PAEP49887.2020.9240905.
35. Myrhorod, V. One Method of Trend Analysis of Technical Objects Conditions in their Long Term Operation/ V. Myrhorod, I. Hvozdeva,/ 13th International Conference for Promoting the Application of Mathematics in Technical and Natural Sciences - AMiTaNS'21, AIP Conference Proceedings 2522, 040002 (2022); <https://doi.org/10.1063/5.0101097>

(Публикация входит в Scopus)

- 36.Гвоздева, И.М. Идентификация математической модели температурного режима судовых дизель-генераторных установок на основе генетических алгоритмов [Текст] / И.М. Гвоздева, В.Ф. Миргород, С.В. Колесник, С.В. Корольчук // Матеріали ХІ міжнародної науково-технічної конференції «Суднова електроінженерія, електроніка і автоматика», 23.11.2021 - 24.11.2021. – Одеса: НУ «ОМА», 2021. – С.103-108. ISSN 2706-7874 (print). DOI:10.31653/2706-7874.SEEEA-2021.11.1-238