

Державний університет інфраструктури та технологій
Міністерство освіти і науки України
Державний університет інфраструктури та технологій
Міністерство освіти і науки України

Кваліфікаційна наукова
праця на правах рукопису

ШТРИБЕЦЬ ВАЛЕРІЙ ВАЛЕРІЙОВИЧ

УДК 519.873: 621.389

ДИСЕРТАЦІЯ

**МЕТОДИ ТА МОДЕЛІ ПІДВИЩЕННЯ ДОСТОВІРНОСТІ
ДІАГНОСТИЧНОГО КОНТРОЛЮ ДВИГУНІВ
ЗАСОБІВ ВОДНОГО ТРАНСПОРТУ**

05.22.20 «Експлуатація та ремонт засобів транспорту»
«05 – технічні науки»

Подається на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук

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

В.В. Штрибець

Науковий керівник: Заслужений винахідник України, доктор технічних
наук, професор Богом'я В.І.

Київ – 2020

АНОТАЦІЯ

Штрибець В.В. Методи та моделі підвищення достовірності діагностичного контролю двигунів засобів водного транспорту. – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.

Дисертація на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук (доктора філософії) за спеціальністю 05.22.20 «Експлуатація та ремонт засобів транспорту» («05 – технічні науки»). – Державний університет інфраструктури та технологій, Київ, 2020.

Несправність двигуна (силової установки) засобу водного транспорту може призвести до збільшення витрат палива, зменшення потужності, або навіть виходу з ладу під час маршруту. Все це є причинами додаткових витрат на перевезення вантажів засобами водного транспорту. Крім того, несправність двигуна засобу водного транспорту може бути причиною екологічного забруднення ділянки водної поверхні. Таким чином, для забезпечення оптимальних (планових) витрат на перевезення вантажів за допомогою засобів водного транспорту та з метою уникнення аварійних інцидентів необхідна ефективна система контролю технічного стану двигунів таких засобів.

Отже, науково-технічна задача, яка розв'язується у дисертаційному дослідженні та полягає у *подальшому розвитку методів спектрального аналізу характеристик випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту*, є актуальною.

Перший розділ дисертації присвячений вивченню результатів аналізу методів і засобів контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та дослідженню методів спектрального аналізу характеристик випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів

засобів водного транспорту. Обґрунтовані часткові завдання дослідження та методи їх розв'язання.

Удосконалена математична модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів і запропонований метод аналізу оцінок спектральної щільності потужності характеристик випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту наведені у другому розділі.

Третій розділ присвячений розробленню методів визначення оптимальних характеристик функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Результати проведення дослідження розроблених моделей вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу характеристик випадкових сигналів, зроблені рекомендації щодо використання таких фільтрів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та оцінки ефективності запропонованих наукових результатів дисертації наведені у четвертому розділі.

Наукова новизна отриманих у дисертації результатів полягає в наступному:

- отримала подальший розвиток узагальнена математична модель оптимальної оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, що, на відміну від відомих, побудована на теорії прийняття рішень і дозволяє порівняти різні методи апаратного спектрального аналізу випадкових сигналів і виявити серед них оптимальні, виходячи з максимуму функції правдоподібності;

- отримав подальший розвиток метод оцінки характеристик випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, який, на відміну від відомих, базується на усередненні за часом результату множення вихідного сигналу та його відгуку після

фільтра, та забезпечує мінімум похибки спектрального аналізу при достатньо простому апаратурному виконанні;

– отримав подальший розвиток метод формування оптимальних характеристик спектрального вікна динамічним фільтром, параметри якого перебудовують встановленим чином, який, на відміну від відомих, заснований на оптимальному синтезі алгоритмів перебудови параметрів вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу, та забезпечує оптимальну апроксимацію «ідеального» спектрального вікна для оцінки характеристик випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Практичне значення отриманих у роботі результатів полягає у тому, що розроблені узагальнена математична модель оцінок спектральної щільності потужності, метод множення вимірювання оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів, методи оптимізації функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів і метод оптимального синтезу законів перебудови параметрів динамічних вузько-смугових фільтрів для фільтрових методів спектрального аналізу є основою для створення нового класу фільтрових аналізаторів спектра з більш високою точністю при більш простій апаратурній реалізації, ніж із використанням класичних (стаціонарних) фільтрів. Введення та використання динамічних вузько-смугових фільтрів на основі розроблених методів їх аналізу та синтезу є удосконаленням напрямку в прикладному спектральному аналізі випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Отримані у роботі теоретичні результати можуть бути застосовані при створенні мобільних контрольно-діагностичних комплексів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Це дозволяє підвищити достовірність проведення контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та зменшити витрати на обслуговування засобів водного транспорту під час експлуатації.

Методи дослідження базуються на теорії системного аналізу, теорії контролю технічних систем, теорії обробки вимірювальних сигналів на базі рядів Фур'є та Тейлора, теорії оптимізації функцій, класичній теорії розрахунку амплітудно-частотних характеристик фільтрів, теорії похибок вимірювальних приладів і математичного моделювання.

Результати імітаційного моделювання отриманих результатів показали, що застосування запропонованих методів при діагностичному контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту зменшує час простою транспорту до 30%. Це дозволяє економити кошти до 25% від річних витрат на обслуговування засобів водного транспорту та до 15% коштів при транспортуванні вантажів за рахунок виключення можливих відмов у двигунах при переміщенні за вказаним маршрутом руху. При цьому підвищується достовірність діагностування технічного стану двигунів на (10...36)% залежно від методу діагностичного контролю.

Ключові слова: двигун, засоби водного транспорту, діагностування технічного стану, випадкові сигнали, спектральний аналіз, амплітудно-частотна характеристика.

СПИСОК ОПУБЛІКОВАНИХ ПРАЦЬ ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

1. Наукові праці, в яких опубліковані основні наукові результати дисертації:

1.1. Василенко В.М. Модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів морських навігаційних приладів / В.М. Василенко, О.М. Вечурко, В.В. Штрибець // Наукоємні технології. – 2018. – №4 (40). – С. 487-491.

1.2. Штрибець В.В. Контроль технічного стану двигунів засобів водного транспорту методом спектрального аналізу випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Новітні технології. – 2019. – Вип.1(8). – С. 59-69.

1.3. Дакі О.А. Аналіз методів формування вимірювальних сигналів для контролю систем навігації / О.А. Дакі, А.О. Трофіменко, В.В. Штрибець // Наукоємні технології. – 2019. – № 1(41). – С. 88-94. – DOI: 10.18372/2310-5461.41.13534.

1.4. Інформаційна безпека та інформаційні технології: монографія / За заг. ред. В.С. Пономаренка. – Х.: Вид. Рожко С.Г. – 2019. – 327 с. (п. 1.4 Метод діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для зменшення витрат на перевезення вантажів / Герасимов С.В., Штрибець В.В. – С. 61-76).

1.5. Штрибець В.В., Кондратенко В.В., Абросимов В.В., Апчел В.І., Арванінов М.І. Дослідження фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів двигунів засобів водного транспорту. Новітні технології. 2019. Вип.2(9). С.25–31.

1.6. Штрибець В.В., Трофіменко А.О., Шевченко А.П. Розроблення фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Slovak international scientific journal. Vol.1. No.34, 2019. P.30-38

2. Наукові праці, які засвідчують апробацію матеріалів дисертації:

2.1. Штрибець В.В. Оцінка спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Матеріали дев'ятої міжнародної науково-технічної конференції «Сучасні напрями розвитку інформаційно-комунікаційних технологій та засобів управління», 11-12 квітня 2019 р. – Баку – Харків – Жиліна. – 2019. – С. 65.

2.2. Герасимов С.В. Розробка методу діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для зменшення витрат на перевезення вантажів / С.В. Герасимов, В.В. Штрибець // Матеріали Міжнародної науково-практичної конференції «Інформаційна безпека та інформаційні технології», 24-25 квітня 2019 р. – Х.: ХНЕУ імені Семена Кузнеця, 2019. – С. 3.

2.3. Герасимов С.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок / С.В. Герасимов, В.В. Штрибец // XIV International scientific-technical conference on «Water transport problems», 2-3 May 2019. – Вак1 – 2019. – С. 16.

2.4. Штрибець В.В. Алгоритм процесу оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // International scientific and practical conference «Application of information technologies in the preparation and operation of law enforcement forces», 15 березня 2019 р. – Х.: НАНГУ. – 2019. – С. 27-28.

2.5. Штрибець В.В. Метод оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // 15 Міжнародна наукова конференція Харківського національного університету Повітряних Сил «Новітні технології – для захисту повітряного простору», 10-11 квітня 2019 р. – Х.: ХНУПС. – 2019. – С. 310-311.

2.6. Штрибець В.В. Методи оптимізації форми функції спектрального вікна фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Міжнародна науково-технічна конференція «Перспективи розвитку озброєння та військової техніки сухопутних військ», 16-17 травня 2019 р. – Львів: НАСВ. – 2019. – С. 280.

2.7. Штрибець В.В. Модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів судових навігаційних приладів / В.В. Штрибець // Міжнародна науково-практична конференція «Водний транспорт: сучасний стан та перспективи розвитку», 16-17 травня 2019 р. – К.: ДУІТ, 2019. – С. 393-394.

2.8. Штрибець В.В., Трофименко А.О. Методи спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Всеукраїнська інтернет-конференція студентів, аспірантів та молодих вчених «Технічні науки в Україні: сучасні тенденції

розвитку»: тези доповідей, 20-21 листопада 2019 року. – К.: ДУІТ, 2019.– С.152-155.

3. Наукові праці, які додатково відображають наукові результати дисертації:

3.1. Українець Е.А. Теоретическое обоснование возможности физического моделирования обтекания сложных пространственных надводных частей кораблей в гидродинамических трубах / Е.А. Українець, В.Я. Моисеев, Л.М. Вильдяева, С.Л. Панов, В.А. Степук, В.В. Штрибец // Новітні технології. – 2018. – Вип. 3(7). – С. 61-72.

3.2. Герасимов С.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок / С.В. Герасимов, В.В. Штрибец // Elmi Əsərləri. Proceedings Of Azerbaijan State Marine Academy. – БАКІ-2019. – № 2. – С. 102-106.

ANNOTATION

Stribets V.V. Methods and models for improving the reliability of diagnostic control of water transport engines. - Qualified scientific work on the rights of the manuscript.

Thesis for a Candidate Degree in Engineering (Doctor of Philosophy) in the specialty 05.22.20 "Operation and Repair of Means of Transport" ("05 - Engineering Sciences"). - State University of Infrastructure and Technology, Kyiv, 2019.

A malfunctioning engine (power unit) of a water transport vehicle can lead to increased fuel consumption, reduced power, or even failure during the route. All these are the reasons for the additional costs of transportation of goods by means of water transport. In addition, the malfunction of the water transport engine may cause environmental contamination of the water surface. Thus, in order to ensure optimal (planned) costs for the transportation of goods by means of water transport and in order to avoid accidents, an effective system of control of the technical condition of the engines of such means is required.

Therefore, the scientific and technical problem, which is solved in the dissertation and consists in the further development of methods of spectral analysis of the characteristics of random signals for the diagnostic control of the technical condition of engines of water transport vehicles, is relevant.

The first section of the dissertation is devoted to the study of the results of the analysis of methods and means of monitoring the technical condition of engines of

water transport vehicles and the study of methods of spectral analysis of the characteristics of random signals for the diagnostic control of the technical condition of engines of water transport. Partial research objectives and methods for solving them are justified.

An advanced mathematical model for estimating the power spectral density of random signals and a proposed method for analyzing the spectral density of the power of the characteristics of the random signals for the diagnostic control of the technical condition of engines of water transport are given in the second section.

The third section is devoted to the development of methods for determining the optimal characteristics of the function of the spectral window of narrow-band filters for spectral analysis of random signals while controlling the technical condition of engines of water transport vehicles.

The results of the study of the developed models of narrow-band filters for spectral analysis of the characteristics of random signals, recommendations for the use of such filters for the diagnostic control of the technical condition of engines of water transport vehicles and evaluation of the effectiveness of the proposed scientific results of the thesis are given in the fourth section.

The scientific novelty of the results obtained in the dissertation is as follows:

- further developed a generalized mathematical model of optimal estimation of the spectral density of random signals power to control the technical condition of engines of water transport vehicles, which, unlike the known ones, is built on decision theory and allows to compare different methods of instrumental spectral

analysis of random signals and to identify among them optimal based on the maximum likelihood function;

- further developed a method of estimating the characteristics of random signals to control the technical condition of engines of water transport vehicles, which, unlike the known ones, is based on the averaging of the result of multiplication of the output signal and its response after the filter, and provides a minimum of error of spectral analysis at sufficiently simple equipment performance;

- the method of forming the optimal characteristics of the spectral window by a dynamic filter, the parameters of which are reconstructed in an established manner, which, unlike the known ones, is based on the optimal synthesis of algorithms for tuning the parameters of narrow-band filters for spectral analysis, and provides an optimal approximation of the "ideal" window to evaluate the characteristics of random signals in the control of the technical condition of engines of water transport vehicles.

The practical significance of the results obtained is that a generalized mathematical model of power spectral density estimation, a method of multiplying the measurement of the spectral power density estimation of random signals, methods for optimizing the function of the spectral window of narrow-band filters, and the method of optimal synthesis of the laws of dynamics of filters for spectral analysis methods is the basis for the creation of a new class of spectrum analyzers from more than however high accuracy with a simple hardware implementation than using classical (fixed) filters. The introduction and use of dynamic narrow-band filters based on the developed methods of their analysis and synthesis is an improvement of the direction in applied spectral analysis of random signals for the diagnostic control of the technical condition of engines of water transport vehicles.

The theoretical results obtained can be applied in the creation of mobile control and diagnostic complexes for the diagnostic control of the technical condition of engines of water transport vehicles. This allows to increase the reliability of the control of the technical condition of the engines of water transport vehicles and reduce the cost of maintenance of water transport facilities during operation.

Research methods are based on systems analysis theory, control systems theory, Fourier and Taylor series theory of measurement signals, function optimization theory, classical filter theory of amplitude-frequency characteristics calculation, measurement instrumentation error theory, and modeling errors.

The simulation results of the obtained results showed that the application of the proposed methods in the diagnostic control of the technical condition of engines of water transport vehicles reduces the idle time by up to 30%. This saves up to 25% of the annual costs of servicing the means of water transport and up to 15% of the cost of transporting goods by eliminating possible engine failures when moving along the specified route. This increases the accuracy of diagnosis of the technical condition of the engines by (10... 36)%, depending on the method of diagnostic control.

Keywords: engine, means of water transport, diagnosis of technical condition, random signals, spectral analysis, amplitude-frequency response.

LIST OF BUILDER PUBLICATIONS

1. Scientific works in which the main scientific results of the dissertation are published:

1.1. Vasilenko V.M. Model of estimation of power spectral density of random signals of marine navigation devices / V.M. Vasilenko, O.M. Vechurko, V.V. Stribets // Science-intensive technologies. - 2018. - №4 (40). - P. 487-491.

1.2. Stribets V.V. Control of technical condition of engines of water transport means by the method of spectral analysis of random signals / V.V. Stribets // The latest technologies. 2019 - Issue 1 (8). - pp. 59-69.

1.3. Daki OA Analysis of measurement signal generation methods for controlling navigation systems / O.A. Daki, A.O. Trofimenko, V.V. Stribets // Science-intensive technologies. - 2019. - № 1 (41). - P. 88-94. - DOI: 10.18372 / 2310-5461.41.13534.

1.4. Information security and information technologies: monograph / By the head. ed. V.S. Ponomarenko. - X .: View. Rozhko SG 2019 - 327 p. (Clause 1.4. The method of diagnostic control of the technical condition of engines of water transport vehicles to reduce freight costs / Gerasimov SV, VV Stribets - pp. 61-76).

1.5. Stribets VV, Kondratenko VV, Abrosimov VV, Apchel VI, Arvaninov MI Investigation of filters for spectral analysis of random signals of water transport engines. New technologies. 2019. Type 2 (9). P.25–31.

1.6. Stribets VV, Trofimenko AO, Shevchenko AP Development of filter methods for spectral analysis of random signals to control the technical condition of engines of water transport vehicles. Slovak international scientific journal. Vol.1. No.34, 2019. R.30-38

2. Scientific works, certifying the approbation of the dissertation materials:

2.1. Stribets V.V. Estimation of the power spectral density of random signals / V.V. Stribets // Proceedings of the Ninth International Scientific and Technical Conference "Modern trends in the development of information and communication technologies and management tools", April 11-12, 2019 - Baku - Kharkiv - Zilina. - 2019. - C. 65.

2.2. Gerasimov S.V. Development of a method of diagnostic control of the technical condition of engines of water transport vehicles to reduce the cost of cargo transportation / S.V. Gerasimov, V.V. Stribets // Proceedings of the International Scientific and Practical Conference "Information Security and

Information Technologies", April 24-25, 2019 - X .: Semen Kuznets KhNPU, 2019. - P. 3.

2.3. Gerasimov S.V. Optimization of the Laws of Dynamic Filter Rearrangement for Instrumental Spectral Analysis of the Technical Condition of Naval Motor Installations / S.V. Gerasimov, V.V. Stribets // XIV International scientific-technical conference on "Water transport problems", 2-3 May 2019. - Bakı - 2019. - P. 16.

2.4. Stribets V.V. Algorithm of the process of estimation of the spectral density of the power of random signals / V.V. Stribets // International scientific and practical conference "Application of information technologies in the preparation and operation of law enforcement forces", March 15, 2019 - X .: NANU. - 2019. - C. 27-28.

2.5. Stribets V.V. A method for estimating the power spectral density of random signals / V.V. Stribets // 15 International Scientific Conference of Kharkiv National University of the Air Forces "The newest technologies - for the protection of air space", April 10-11, 2019 - X .: KhNUPS. - 2019. - C. 310-311.

2.6. Stribets V.V. Methods of optimization of the shape of the spectral window function of filters for spectral analysis of random signals / V.V. Stribets // International Scientific and Technical Conference "Prospects for the Development of Weapons and Military Equipment of the Land Forces", May 16-17, 2019 - Lviv: NASV. - 2019. - P. 280.

2.7. Stribets V.V. A model for the estimation of the power spectral density of random signals of ship's navigation aids / V.V. Stribets // International Scientific and Practical Conference "Water Transport: Current Status and Prospects for Development", May 16-17, 2019 - K .: DUIT, 2019. - P. 393-394.

2.8. Stribets V.V., Trofimenko A.O. Methods of spectral analysis of random signals to control the technical condition of engines of water transport vehicles. All-Ukrainian Internet Conference of Students, Graduate Students and Young Scientists "Technical Sciences in Ukraine: Current Trends in Development": Abstracts, November 20-21, 2019. - K .: DUIT, 2019. - P.152-155.

3. Scientific works which additionally reflect the scientific results of the dissertation:

3.1. Ukrainec E.A. Theoretical substantiation of the possibility of physical modeling of the flow of complex spatial surface parts of ships in hydrodynamic pipes / E.A. Ukrainec, V.Ya. Moses, L.M. Vildyaeva, S.L. Panov, V.A. Stepuh, V.V. Stribets // *The latest technologies*. - 2018 - VIP. 3 (7). - pp. 61-72.

3.2. Gerasimov S.V. Optimization of the Laws of Dynamic Filter Rearrangement for Instrumental Spectral Analysis of the Technical Condition of Naval Motor Installations / S.V. Gerasimov, V.V. Extension // *Elmi Əsərləri. Proceedings of Azerbaijan State Marine Academy*. - BAKI-2019. - № 2. - P. 102-106.

ЗМІСТ

Перелік умовних позначень, символів, одиниць, скорочень і термінів ...	19
Вступ	20
Розділ 1 Аналіз методів контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та методів спектрального аналізу випадкових сигналів. Обґрунтування завдань, напрямів і методів дослідження	29
1.1 Особливості експлуатації двигунів засобів водного транспорту	29
1.2 Методи контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту	35
1.2.1 Методи контролю технічного стану головних двигунів засобів водного транспорту	36
1.2.2 Методи контролю технічного стану двигунів системи енергозабезпечення засобів водного транспорту	41
1.3 Засоби контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту	46
1.4 Аналіз методів дослідження оцінок спектральної щільності потужності при спектральному аналізі випадкових сигналів	54
1.5 Обґрунтування часткових завдань і методів удосконалення фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів	59
1.6 Постановка науково-технічної задачі та обґрунтування методів дослідження	65
Висновки по розділу 1	66
Розділ 2 Математична модель і метод аналізу оцінок спектральної щільності потужності випадкових сигналів	68
2.1 Узагальнена математична модель оптимальної оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів	68
2.2 Приведення апаратних методів оцінки спектральної щільності потужності до узагальненої математичної моделі	75
2.2.1 Оцінка спектральної щільності потужності вимірювання часового усереднення квадрата фільтрованої реалізації випадкового сигналу	76

2.2.2	Оцінка спектральної щільності потужності непрямого методу вимірювання на усіченому перетворенні Фур'є	79
2.2.3	Оцінка спектральної щільності потужності методу вимірювання на усередненні коефіцієнтів Фур'є випадкового сигналу по частотах	80
2.2.4	Оцінка спектральної щільності потужності непрямого вимірювання часового усереднення коефіцієнтів Фур'є випадкового сигналу	82
2.2.5	Метод вимірювання оцінки спектральної щільності потужності на основі часового усереднення	84
2.2.6	Порівняння методу множення вимірювання оцінок спектральної щільності потужності з методом безпосередньої фільтрації	85
2.3	Аналіз статистичних характеристик оцінок спектральної щільності потужності випадкових сигналів	90
2.3.1	Аналіз математичного очікування оцінок спектральної щільності потужності апаратних методів	91
2.3.2	Аналіз дисперсії оцінок спектральної щільності потужності апаратних методів спектрального аналізу	94
	Висновки по розділу 2	104
	Розділ 3 Методи оптимізації функції спектрального вікна фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів	106
3.1	Методи оптимізації форми функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів	106
3.1.1	Метод оптимізації функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів за мінімумом середньоквадратичної похибки апроксимації при вимірюванні оцінки спектральної щільності потужності	108
3.1.2	Метод оптимізації функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів за мінімумом впливу бічних пелюсток на точність вимірювання оцінки спектральної щільності потужності.....	111

3.1.3 Порівняльний аналіз методів оптимізації функцій спектрального вікна вузько-смугових фільтрів	114
3.2 Дослідження можливостей реалізації оптимальних функцій спектрального вікна при застосування динамічних фільтрів	125
3.2.1 Математичне очікування оцінок спектральної щільності потужності при використанні динамічних фільтрів	126
3.2.2 Дисперсія оцінок спектральної щільності потужності при використанні динамічних фільтрів	129
Висновки по розділу 3	137
Розділ 4 Дослідження та моделювання фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів	139
4.1 Синтез фільтру для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів	139
4.2 Дослідження синтезованого фільтру для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів	159
Висновки по розділу 4	164
Висновки	165
Список використаних джерел	170
Додатки	184
Додаток А.....	184
Додаток Б	187
Додаток В	190

**ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ, СИМВОЛІВ,
ОДИНИЦЬ, СКОРОЧЕНЬ І ТЕРМІНІВ**

АЧХ	–	амплітудно-частотна характеристика
ВОД	–	високооборотні двигуни
ГД	–	головний двигун
ДВЗ	–	двигун внутрішнього згоряння
ДД		допоміжний двигун
ЕОМ	–	електронно-обчислювальна машина
МОД	–	мало-оборотний дизель
ОНП	–	охолоджувач наддувочного повітря
СЩП	–	оцінка спектральної щільності потужності
ПА	–	паливна апаратура
ПНВТ	–	паливний насос високого тиску
ПКВ	–	кут перекривання клапану
СЕУ	–	суднова енергетична установка
СОД	–	середньо-оборотний дизель
ФСВ	–	функція спектрального вікна
ЦПГ	–	циліндро-поршнева група

ВСТУП

Доставка вантажів за допомогою засобів водного транспорту характеризується своєю універсальністю, надійністю та невисокою ціною. Перевезення за допомогою засобів водного транспорту дозволяє знизити собівартість транспортування вантажу. Даний вид перевезення найбільш ефективний при перевезенні великих обсягів вантажу [15], [22], [24], [30].

Основною проблемою водного транспорту України є значний моральний і фізичний знос транспортних засобів. Переважна більшість суден України експлуатується понад 25 років. Отже, їхній технічний стан іноді не дозволяє перевозити вантажі на велику відстань. Деякі портів країн світу навіть забороняє суднам України вхід на внутрішній рейд [22], [38], [58].

У відповідності до законодавства України потрібно забезпечувати технічний нагляд та судноплавний нагляд за засобами водного транспорту незалежно від форм власності судна і його власника [88], [91], [101].

Головним елементом практично усіх засобів водного транспорту є двигуна установка – сукупність двигуна та додаткового обладнання для забезпечення руху такого засобу [75], [90], [95], [118].

Таким чином, для забезпечення безаварійної експлуатації засобів водного транспорту необхідна відповідна система контролю їх технічного стану, яка дозволить своєчасно виявити можливі збої (несправності) у роботі двигунів і запобігти додатковим витратам під час рейсу.

Обґрунтування вибору теми дослідження. Останнім часом збільшилась частина вантажоперевезень водним транспортом [37], [53], [72]. При цьому застосовуються як відносно невеликі засоби (судна) для транспортування вантажів річковим транспортом, та і засоби водного транспорту для трансатлантичних перевезень. З метою економії витрат на доставку вантажу або для швидкої доставки продуктів харчування необхідно завчасно планувати оптимальний маршрут для зменшення часу рейсу [56]. Але, при цьому слід враховувати й технічний стан засобів водного транспорту, який може значно впливати на вартість перевезення. Так,

наприклад, несправність силової установки (двигуна) засобу водного транспорту може призвести до збільшення витрат палива, зменшення потужності, або навіть виходу з ладу під час маршруту [6], [26], [36], [41], [49], [87]. Враховуючи те, що переважна більшість засобів водного транспорту України (включаючи ті, що знаходяться в оренді інших компаній) має значну витрату ресурсу, актуальним науковим завданням є розробка методу діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для своєчасного усунення можливих несправностей [34], [100], [102]. Це забезпечить оптимальні (планові) витрати на перевезення вантажів за допомогою засобів водного транспорту та дозволить зменшити (а може і, взагалі, уникнути), додаткових (непланових) витрат при цьому.

Основним методом визначення несправності двигунів є метод вібродіагностики. Недоліком такого методу є низька достовірність визначення реального технічного стану двигунів [26], [39], [59], [121].

Одним з поширених методів контролю технічного стану силових установок (двигунів) є виявлення та аналіз поточної концентрації деяких шкідливих речовин в оливі (наприклад, домішок зносу металу). Такий аналіз дозволяє визначити наявність несправностей у двигуні (із-за наявного зношення деталей двигуна), які омиваються оливою. Основними для контролю домішок у оливі є колориметричний, полярографічний, індукційний, спектральний методи [4], [46], [103].

Руйнування деталей вузлів тертя часто починається з викришування або стирання поверхневого шару матеріалу деталей, що під впливом динамічних навантажень в поєднанні з силами тертя. Утворені при цьому продукти зносу потрапляють до оливи двигуна. Так як засоби водного транспорту для перевезення вантажів, навіть без навантаження, мають значну вагу, здійснюють рух зі значним опором навколишнього середовища (вода, підвищена вологість тощо), то силові установки працюють під значним навантаженням. Таким чином, олива двигуна засобів водного транспорту надає інформацію про інтенсивність протікають процесів тертя. Кількість продуктів зношування, що надходять до оливи двигуна, залежить від

швидкості зношування, яка, в свою чергу, обумовлена рівнем навантажень і умовами тертя. Отже, поширеним способом технічної діагностики стану двигунів є метод спектрального аналізу оливи, який полягає у визначенні концентрації в оливі продуктів зносу деталей, що труться, порівнюючи ці концентрації з нормами вмісту продуктів зносу металу, та визначенні ступеня зносу деталей, що труться [4], [11].

Однак, на результати аналізів сильно впливає заміна оливи в ході експлуатації або після ремонту. Однак, при частій заміні оливи концентрація металу виявляється настільки незначною, що проведений аналіз не дозволяє виділити корисну інформацію про аварійний стан двигуна або темпи зносу його деталей. Навіть контрольний огляд фільтра оливи з двигуна при її заміні при технічному обслуговуванні малоефективний, так як розмір зношених часток металу є незначним (до 5 мкм). Кількість продуктів зносу, що надходять в оливу, залежить від швидкості зношування, яка в свою чергу залежить від ступеня пошкодження елемента. Кожному виду зносу відповідає певний вид і склад продуктів [11], [80]. Отже, необхідні методи визначення (діагностування) технічного стану двигунів засобів водного транспорту для попередження можливих аварійних ситуацій під час транспортування вантажів або перевезення пасажирів.

Таким чином, *науково-технічна задача, яка полягає у подальшому розвитку фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, є актуальною.*

Зазвичай при дослідженні характеристик випадкових сигналів використовується два підходи: спектральний, який полягає у вимірюванні оцінок спектральних характеристик (наприклад, спектральної щільності потужності), та часовий, при якому вимірюються оцінки кореляційних функцій [25], [31], [111], [124].

Кожен із зазначених підходів має свої переваги і недоліки, кожному з них віддається перевага при вирішенні тих чи інших конкретних завдань, а при окремих дослідженнях необхідно поєднання цих підходів. Тим більше,

що можливість і доцільність поєднання спектрально-кореляційних методів аналізу випадкових сигналів забезпечується теоремою Вінера-Хинчина [73], [85]. Тому, спектрально-кореляційний аналіз є потужним засобом отримання корисної інформації з експериментальних даних, який дозволяє проводити глибоке кількісну оцінку параметрів випадкових процесів. До найважливіших переваг спектрально-кореляційного аналізу випадкових сигналів слід також віднести універсальність, тобто застосування, як зазначалося вище, в самих різних областях діяльності.

Запропонував використовувати «спектральний підхід» для визначення зміни характеристик технічних систем Харкевич А.А. [35], [111]. Але, так як методи вимірювання характеристик випадкових сигналів є більш складними, ніж методи вимірювання детермінованих (регулярних) сигналів (і процесів) [17], [29], [62], [81], [108], то до сьогоднішнього часу вони не нашли значного розповсюдження. Розвиток сучасної обчислювальної техніки дозволяє апаратурну реалізацію методів вимірювання спектральних характеристик випадкових сигналів у реальному часі. Саме складність апаратурною реалізації методів спектрального аналізу та відсутність необхідної технічної бази довгий час стримували створення і застосування апаратури спектрального аналізу, у тому числі для контролю технічного стану двигунів [7], [66], [81], [105], [107].

Отже, *тема дисертаційної роботи*, присвячена розробці фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, є *актуальною*.

Зв'язок роботи з науковими програмами, темами. Вибраний автором напрямок дослідження тісно пов'язаний з положеннями Морської доктрини України на період до 2035 року, затвердженої постановою Кабінету Міністрів України від 7 жовтня 2009 р. № 13074, та її нової редакції, затвердженої постановою Кабінету Міністрів України від 18 грудня 2018 р.; здійснюється відповідно до Галузевої програми забезпечення безпеки судноплавства на 2014-2018 роки, відповідно до основних напрямів розвитку, визначених у

Транспортній стратегії України на період до 2020 р., затвердженій розпорядженням Кабінету Міністрів України від 20.10.2010 р. № 2174-р.

Дисертаційна робота виконана у інтересах науково-дослідної роботи: «Розробка комплексного показника якості пасажирських круїзних суден змішаного плавання в системі безпересадкових круїзних перевезень між портами Дніпра, Чорного моря та Дунаю» (номер держреєстрації 0116U03946), яка виконувалася у Київській державній академії водного транспорту, у якій автор приймав участь як виконавець.

Мета та завдання дослідження. *Мета дослідження* – підвищення достовірності діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та зменшення витрат на експлуатацію таких засобів.

Для досягнення мети дослідження необхідно розв'язати наступні часткові наукові завдання.

1. Аналіз сучасного стану методів вимірювання оцінок спектральної щільності потужності (СЩП) випадкових сигналів. Вибір і обґрунтування напрямків дослідження та постановка часткових завдань дослідження.

2. Розробка узагальненої математичної моделі оцінок СЩП для апаратних методів спектрального аналізу.

3. Розробка методу множення вимірювання оцінки СЩП випадкових сигналів.

4. Узагальнення та приведення різних методів апаратного спектрального аналізу випадкових сигналів до запропонованої узагальненої математичної моделі оцінок СЩП, порівняльний аналіз методів спектрального аналізу та виявлення серед них оптимальних за критерієм максимуму функції правдоподібності.

5. Отримання аналітичних виразів для математичного очікування та дисперсії оцінок СЩП, які необхідні для оптимізації форми амплітудно-частотної характеристики (АЧХ) вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу.

6. Проведення порівняльного аналізу результатів оптимізації АЧХ за критеріями мінімуму середньоквадратичної похибки апроксимації та мінімуму впливу бічних пелюсток функції спектрального вікна (ФСВ).

7. Проведення моделювання АЧХ динамічного вузько-смугового фільтра для методу множення вимірювання оцінки СЩП для двох окремих законів зміни характеристик фільтра в процесі вимірювання.

Об'єкт дослідження – процеси діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Предмет дослідження – фільтрові методи спектрального аналізу випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Методи дослідження. Методи дослідження базуються на теорії системного аналізу, теорії контролю технічних систем, теорії обробки вимірювальних сигналів на базі рядів Фур'є та Тейлора, теорії оптимізації функцій, класичній теорії розрахунку амплітудно-частотних характеристик фільтрів, теорії похибок вимірювальних приладів і математичного моделювання. Більш детально методи дослідження розглянуто у підр. 1.6.

Наукова новизна отриманих у дисертації результатів.

1. Отримала подальший розвиток узагальнена математична модель оптимальної оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, що, на відміну від відомих, побудована на теорії прийняття рішень і дозволяє порівняти різні методи апаратного спектрального аналізу випадкових сигналів і виявити серед них оптимальні, виходячи з максимуму функції правдоподібності.

2. Отримав подальший розвиток метод оцінки характеристик випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, який, на відміну від відомих, базується на усередненні за часом результату множення вихідного сигналу та його відгуку після фільтра, та забезпечує мінімум похибки спектрального аналізу при достатньо простому апаратному виконанні.

3. Отримав подальший розвиток метод формування оптимальних характеристик спектрального вікна динамічним фільтром, параметри якого перебудовують встановленим чином, який, на відміну від відомих, заснований на оптимальному синтезі алгоритмів перебудови параметрів вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу, та забезпечує оптимальну апроксимацію «ідеального» спектрального вікна для оцінки характеристик випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Практичне значення отриманих результатів. Отримані у роботі результати мають практичну спрямованість. Практичне значення полягає у тому, що розроблені узагальнена математична модель оцінок спектральної щільності потужності, кореляційно-фільтровий метод вимірювання оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів, методи оптимізації функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів і методики оптимального синтезу законів перебудови параметрів динамічних вузько-смугових фільтрів для фільтрових методів спектрального аналізу є основою для створення нового класу фільтрових аналізаторів спектра з більш високою точністю при більш простій апаратурній реалізації, ніж з використанням класичних (стаціонарних) фільтрів. Введення та використання динамічних фільтрів на основі розроблених методів їх аналізу та синтезу є новим напрямком в прикладному спектральному аналізі випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Отримані у роботі теоретичні результати можуть бути застосовані при створенні мобільних контрольно-діагностичних комплексів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Це дозволяє підвищити достовірність контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та скоротити витрати на проведення їх обслуговування при експлуатації.

Впровадження отриманих результатів. Основні результати досліджень були впроваджені: у ДП «Укрволшлях» (акт про впровадження

від 20.10.2019 року №23-07/2) при навчанні судноводіїв; у навчальному процесі Державного університету інфраструктури та технологій (акт про впровадження від 21.10.2019 №1/а) при створенні курсу лекцій з дисципліни «Технічні засоби судноводіння» та «Експлуатація засобів водного транспорту»; у ПРАТ «Дунайсудноремонт» (акт про впровадження від 11.10.2019 року №1965-н) при підчас ремонтних та відновлюваних робіт на судах. Копії Актів впровадження результатів дисертаційного дослідження представлені у додатку А.

Особистий внесок здобувача. Нові наукові результати дисертації отримані здобувачем особисто [112]. В основних наукових роботах, які написані в співавторстві, здобувачу належать: [10] – наведено часткове завдання дослідження, розроблена модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів на прикладі морських навігаційних приладів, [19] – наведено метод оптимізації законів перестройки динамічного фільтру для апаратного спектрального аналізу технічного стану судових двигунів; [24] – наведено особливості контролю технічного стану судових двигунів; [40] – наведено часткове завдання дослідження та обґрунтовано метод діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту; [104] – зроблено висновок про можливість використання апробованого математичного апарату, наведено результати аналізу впливу форми судна на потужність двигуна; [135] – наведено часткове завдання дослідження, здійснено аналіз впливу випадкових сигналів на формування вимірювальних сигналів для контролю технічного стану судових систем; [136] – наведено особливості розроблених фільтрових методів аналізу випадкових сигналів.

Апробація результатів дисертації. Основні результати роботи доповідалися та були схвалені на 1 науковій, 4 науково-технічних і 3 науково-практичних конференціях, у тому числі міжнародних: ІХ Міжнародній науково-технічній конференції «Сучасні напрями розвитку інформаційно-комунікаційних технологій та засобів управління», м. Харків (11 – 12 квітня 2019 року) [113]; Міжнародній науково-практичній

конференції «Інформаційна безпека та інформаційні технології, м. Харків (24 – 25 квітня 2019 року) [21]; XIV Міжнародній науково-технічній конференції «Water transport problems», м. Баку (2 – 3 травня 2019 року) [20]; Науково-практичній конференції «Застосування інформаційних технологій у підготовці та діяльності сил охорони правопорядку», м. Харків (15 березня 2019 року) [114]; 15 Міжнародній науковій конференції «Новітні технології – для захисту повітряного простору», м. Харків (10 – 11 квітня 2019 року) [115]; Міжнародній науково-технічній конференції «Перспективи розвитку озброєння та військової техніки сухопутних військ», м. Львів (16 – 17 травня 2019 року) [116]; Міжнародна науково-практична конференція «Водний транспорт: сучасний стан та перспективи розвитку», м. Київ (16 – 17 травня 2019 року) [117]; Всеукраїнська інтернет-конференція студентів, аспірантів та молодих вчених «Технічні науки в Україні: сучасні тенденції розвитку»: тези доповідей, 20-21 листопада 2019 року [118].

Публікації результатів дисертації. Основні наукові результати дисертації опубліковані у 8 статтях: 5 статей у виданнях, що занесені до переліку наукових фахових видань України в галузі технічні науки (з них 1 стаття без співавторів); 1 стаття надрукована як підрозділ колективної монографії та 2 статті у наукових періодичних виданнях інших держав з напямом, з якого підготовлено дисертацію.

Крім того, за матеріалами дисертації опубліковано 8 тез доповідей на міжнародних конференціях, також матеріали дослідження увійшли до звіту про науково-дослідну роботу.

Перелік наукових праць за результатами дисертаційного дослідження наведений у додатку Б.

Структура та обсяг дисертації. Дисертаційна робота складається з анотації, вступу, чотирьох розділів, висновків, списку використаних джерел і додатків; викладена на 200 сторінках друкованого тексту та містить 147 сторінок основного тексту, 36 рисунків (з них 4 на окремих аркушах), 8 таблиць, список використаних джерел з 136 найменувань на 14 аркушах, 5 додатків на 16 аркушах.

РОЗДІЛ 1

АНАЛІЗ МЕТОДІВ КОНТРОЛЮ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ДВИГУНІВ ЗАСОБІВ ВОДНОГО ТРАНСПОРТУ ТА МЕТОДІВ СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛІЗУ ВИПАДКОВИХ СИГНАЛІВ. ОБГРУНТУВАННЯ ЗАВДАНЬ, НАПРЯМІВ І МЕТОДІВ ДОСЛІДЖЕННЯ

У розділі проведено аналіз двигунів засобів водного транспорту, методів і засобів контролю їх технічного стану. Проаналізовано та зроблено класифікацію методів дослідження оцінок спектральної щільності потужності випадкових сигналів, сформульовані часткові завдання дослідження та обґрунтовані методи дослідження, зокрема, введено поняття динамічного фільтра для спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

1.1 Особливості двигунів засобів водного транспорту

Двигуни внутрішнього згорання (ДВЗ) є найбільш розповсюдженими на засобах водного транспорту. Потужність головних і допоміжних двигунів суднових енергетичних установок (СЕУ) знаходиться в діапазоні від декількох сотень до десятків тисяч кіловат. При середній питомій ефективній витраті палива (180...185) г/(кВт·час) добова витрата палива головним (ходовим) двигуном (ГД) може становити (200...250) т/добу, а допоміжними двигунами (ДД), кількість яких на сучасних судах до 4-х, а кількість паралельно працюючих до 3-х, – (10...12) т/добу. Основні технічні характеристики двигунів засобів водного транспорту представлені у таблицях В1 – В5 додатку В [11], [16], [28], [47], [65], [67], [76], [93].

Дизельна енергетична установка сучасних СЕУ комплектується малооборотним дизелем (МОД) і середньо-оборотним дизелем (СОД). МОД, що

працюють по двотактному циклу, використовуються як ГД, що передає потужність на гвинт. Цю ж функцію можуть виконувати середньо-оборотні чотиритактні дизелі, проте найбільшого застосування вони отримали як ДД для приводу суднових електрогенераторів.

За палива для ДВЗ використовуються рідкі нафтопродукти, які традиційно поділяються на важкі та легкі (дизельні). Ця класифікація базується на питомій вазі, а точніше щільності палива, яка для дизельних палив при 20°C лежить в межах (840...860) кг/м³, а для важких до 980 кг/м³ [48], [103].

До СОД засобів водного транспорту відносяться двигуни, частота обертання колінчастого вала яких на номінальному режимі складає (300...1000) об/хв. У разі використання СОД як основний двигун колінчастий вал дизеля безпосередньо з'єднаний з ротором електрогенератора і їх частоти обертання збігаються. Якщо СОД виконує функції ГД колінчастий вал дизеля та гребний вал з'єднані редукторною передачею, що забезпечує знижену частоту обертання гребного гвинта порівняно з частотою обертання колінчастого вала двигуна. СЕУ з СОД як ГД застосовуються в світовому суднобудуванні вже багато років. Однак через високі питомих витрат палива, малої циліндрової та агрегатної потужності й недостатньою надійності та довговічності СОД довгий час не могли конкурувати з МОД [77], [90].

Протягом 70...80-х років минулого століття провідними дизелебудівними компаніями велася інтенсивна дослідницька та проектно-конструкторська робота, спрямована на переклад СОД на дешеві важкі палива, підвищення їх циліндричної та агрегатної потужності, зниження емісії випускних газів, зниження питомої витрати палива [126], [127]. Паралельно вирішувалися завдання щодо підвищення надійності та довговічності двигунів. Результат цих послідовних кроків – поява принципово нових СОД, здатних, в першу чергу, працювати на високов'язких сортах палива та характеризуються агрегатної потужністю в межах 30000 кВт і вище [95]. Найбільшого поширення подібні дизелі отримали на

пасажирських судах, контейнеровозах малого та середнього водотоннажності, а також на спеціалізованих судах (морських і океанських буксирах, рефулерних судах, судах забезпечення нафтовидобувних платформ і ін.), де вони використовуються в складі дизель-редукторних агрегатів з відбором потужності для приводів електроагрегатів, гідронасосів та інших судових механізмів [96], [109].

СОД засобів водного транспорту випускаються усіма дизелебудівному фірмами: Daihatsu Diesel, Hyundai Heavy Industries, MaK-Caterpillar, MAN-Burmeister & Wain, Matsui Iron Works, Mitsubishi Heavy Industries, SEMT Pielstick, The Hanshin Diesel Works, Wartsila-Sulzer, Yanmar з числом циліндрів від 4-х до 20-ти (в V-образному виконанні) і циліндричної потужністю від 15-ти до 1400 кВт [121].

На засобах водного транспорту для морських перевезень як головні двигуни використовуються двотактні МОД, циліндрична потужність яких досягає (5710...5720) кВт, а агрегатна – (68 520...68 640) кВт. Діаметр циліндрів двотактних МОД досягає (800...900) мм, а хід поршня (2300...2900) мм. На сьогодні середній вік засобах водного транспорту для морських перевезень становить понад 30 років. У найближчі (5...10) років близько 90% таких засобів будуть списані за технічним станом [41], [97].

За даними Міжнародного морського інженерного бюро засоби водного транспорту внутрішнього та змішаного («ріка – море») типу, характерні для України, розрізняють за дизельними двигунами у діапазоні потужностей від 300 кВт до 1600 кВт (табл. В1 додатку В).

Високооборотні двигуни (ВОД) середньої та великої потужності застосовуються в складі судових енергетичних установок як допоміжні та головні двигуни.

Для порівняння технічного рівня ВОД доцільно провести аналіз технічних характеристик двигунів, близьких за потужністю. Основні показники технічного рівня двигунів засобів водного транспорту малої, середньої та великої потужностей представлені в таблицях В2 – В4 додатку

В. ВОД малої потужності використовуються у складі суднових енергетичних установок, головним чином як допоміжні та аварійні. Вони можуть мати як рідинне, так і повітряне охолодження. Більшість виробників двигунів в даному діапазоні потужностей пропонують модифікації з різною кількістю циліндрів і різними типами систем охолодження [48].

Аналіз даних таблиць В.2 – В.4 додатку В свідчать про те, що у кращих ВОД питома ефективна витрата палива становить (189...190) г / (кВт·год). Висока паливна економічність забезпечується за рахунок високого середнього ефективного тиску. Двигуни ряду зарубіжних фірм мають середню ефективне тиск 2,4 МПа і вище. Високі теплові та механічні навантаження в сучасних ВОД обумовлюють необхідність забезпечувати шляхом конструктивних і технологічних заходів допустиму теплову напруженість деталей циліндро-поршневої групи (ЦПГ) і надійну роботу паливної апаратури. Подальший прогрес суднових ВОД зарубіжні експерти пов'язують з широким використанням керамічних теплостійких покриттів деталей ЦПГ, пошуком рішень, спрямованих на подальше підвищення середнього ефективного тиску та зниження питомої маси двигунів (нижче 2,0 кг/кВт), розширення використання електронних систем управління паливоподачею, газорозподілом, повітропостачання [67]. СОД використовуються в складі суднових енергетичних установок як головні двигуни. Сучасний стан і тенденції розвитку СОД характеризуються розробками, що забезпечують ефективне використання важких сортів палива, збільшення циліндрових і агрегатних потужностей, підвищення паливної економічності. Зниження витрати палива в сучасних СОД забезпечується за рахунок підвищення максимального тиску циклу (до 19 МПа і більше), вдосконалення системи газотурбінного наддуву, скорочення втрат енергії відпрацьованих газів і збільшення коефіцієнту корисної дії агрегатів наддуву (до 70% і більше), підвищення тиску впорскування палива (до 160 МПа і більше), збільшення механічного коефіцієнту корисної дії дизеля (до (92...93)%) [90]. Реалізація зазначених шляхів підвищення паливної

економічності забезпечила прогрес в процесі модернізації випускаються та створення нових моделей СОД засобів водного транспорту, технічний рівень яких може бути охарактеризований такими показниками, як питома ефективна витрата палива, середнє ефективне тиск, циліндрична та агрегатна потужності [63], [64]. Найважливіші показники технічного рівня СОД наведені в таблиці В.5 додатку В.

Результати аналізу даних таблиці В.5 додатку В показують, що СОД з числом циліндрів від 4 до 20 виконуються як в рядній, так і V-подібної компонованні. Такі двигуни перекривають широкий діапазон потужності від 200 кВт до 40 000 кВт. Найбільшу потужність (36 000...40 000) кВт має 18...20 циліндровий двигун серії W64 фірми «Wärtsilä». Двигуни цієї серії є також з найбільшим ходом поршня серед СОД: хід поршня складає у різних модифікацій 770 мм і 900 мм.

Для забезпечення суднових дизелів (як головних, так і допоміжних) паливом, маслом, водою та повітрям, а також для видалення відпрацьованих газів СЕУ обладнають системами: паливною, масляною, водяного охолодження, стисненого повітря, газового випуску. Названі системи забезпечують подачу палива до паливних насосів високого тиску дизелів і його подальший впорскування в циліндр; подачу масла на змащення та охолодження вузлів тертя; подачу охолоджуючих рідин для відводу теплоти від нагрітих деталей, подачу стисненого повітря для пуску та реверсу двигуна; подачу свіжого повітря для здійснення робочого циклу та очищення циліндра від продуктів згоряння [92], [98].

До складу систем входить велика кількість допоміжного обладнання, що виконують транспортування палива, масла й води від прийомних танків до відповідних контурів дизеля із забезпеченням і підтримкою їх якісних характеристик. Тривалий відрив судна від берегового постачання вимагає створення спеціальних сховищ палива, масла, прісної води [79]. Крім того, для забезпечення живучості та непотоплюваності судна, а також життєдіяльності обслуговуючого персоналу та для виконання властивих

судну операцій в машинно-котельному відділенні встановлюються механізми і пристрої загально-суднових систем, які в тій чи іншій мірі можуть бути пов'язані з системами, що обслуговують головний і допоміжні дизелі [68]. Порушення функціонування елементів систем СЕУ або вихід їх з ладу може привести до зниження ефективності її роботи або до аварії двигунів, що, в свою чергу, може спричинити за собою зниження ходових характеристик судна аж до його зупинки [57]. Подібні ситуації особливо небезпечні в місцях активного судноплавства (морських протоках, каналах, акваторіях портів), а також в несприятливих погодних умовах [23], [55], [94].

Найбільш розгалуженою та насиченою за своїм складом є паливна система, яка складається з систем високого та низького тисків. Паливна система низького тиску призначена для підготовки і подачі палива до паливної системи високого тиску та включає цистерни, фільтри, насоси, змішувачі, сепаратори, підігрівачі, різні спеціальні пристрої та паливо-проводи. Паливна система високого тиску забезпечує впорскування палива в камеру згоряння двигуна та включає паливний насос високого тиску та форсунку, зазвичай з'єднані паливо-проводом високого тиску. При застосуванні насос-форсунок паливо-провід високого тиску відсутній, а в разі установки на дизелі сучасних систем common-rail нагнітання палива до форсунок відбувається із загальної магістралі.

Масляна система служить для подачі масла до вузлів і деталей дизеля, що працює в умовах тертя. Масляна система забезпечує: прийом і зберігання масла, очищення його від води і механічних домішок в фільтрах і сепараторах, охолодження в масло-охолоджувачі [103], [109], [120]. СОД засобів водного транспорту комплектуються циркуляційними системами змащування, що забезпечують подачу мастильного матеріалу як до підшипників колінчастого вала, так і безпосередньо на дзеркало циліндричної втулки.

Системи водяного охолодження призначені для підтримки необхідного теплового режиму роботи дизеля шляхом відведення теплоти від таких його

вузлів як кришка циліндра, випускний клапан, циліндрична втулка (при цьому використовується прісна вода), а також для охолодження наддувочного повітря в повітроохолоджувачі (за допомогою забортної води). Системи охолодження прісною водою для сучасних дизелів виконуються тільки в замкнутому вигляді, в яких вода циркулює по замкнутому контуру, а її охолодження відбувається за допомогою забортної води, що циркулює по відкритому контуру [95].

З огляду на, що переважна більшість СОД засобів водного транспорту виконуються неререверсивними, система стисненого повітря використовується тільки для їх пуску (що, тим не менш також важливо і актуально, оскільки саме ДД забезпечують електроенергією всі допоміжні механізми обслуговують введення в дію й роботу ГД).

Отже, двигуни засобів водного транспорту залежно від призначення мають у своєму складі різноманітні механічні та електронні складові (механізми), вихід з ладу яких може призвести до катастрофи або неспроможності засобу закінчити своєчасно рейс (до економічних збитків). Таким чином, своєчасне виявлення відмов двигунів засобів водного транспорту, особливо для морських засобів, дозволить підвищити ефективність експлуатації таких засобів.

1.2 Методи контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту

Забезпечення надійної та безпечної експлуатації двигунів (ходових і системи енергозабезпечення) засобів водного транспорту досягається за рахунок застосування системи контролю та діагностування технічного стану. До такої системи відносять сукупність методів і засобів контролю та діагностування. Система технічного діагностування при цьому повинна включати періодичний контроль технічного стану двигунів, пошук дефектів і

несправностей у роботі, визначення ступеня небезпеки дефектів і оцінку остаточного ресурсу обладнання [2], [32], [33], [99].

Один з етапів при виконанні технічного обслуговування та ремонтних робіт є моніторинг і оцінка фактичного стану обладнання для визначення об'ємів і строків необхідних регламентних робіт. Таким чином, від точності та ефективності проведення діагностики залежить якість і вартість робіт, тобто фінансово-економічні результати обслуговування двигунів [1], [37].

До основних вимог сучасних методів діагностування технічного стану двигунів засобів водного транспорту пропонується віднести:

- потрібний рівень достовірності та точності виявлення несправностей і пошкоджень двигунів;
- можливість своєчасного виявлення основних електричних і механічних дефектів двигунів;
- проведення необхідних вимірювань дистанційно;
- низька трудомісткість і простота технічного обслуговування (проведення вимірювань необхідних параметрів);
- можливість проведення аналітичної обробки отриманих результатів вимірювань за короткий час (застосування інформаційно-вимірювальних систем і комплексів).

Розглянемо основні методи контролю та діагностування технічного стану двигунів засобів водного транспорту [6], [16], [36], [41].

1.2.1 Методи контролю технічного стану головних двигунів засобів водного транспорту

Головні (ходові) двигуни засобів водного транспорту є складною технічною системою, що складається з великого числа систем, вузлів і деталей, які взаємодіють між собою [47]. Широкий частотний діапазон коливальних процесів в силовій установці обумовлює швидку реакцію

віброакустичного сигналу на зміну технічного стану. Це є визначальним в аварійних ситуаціях [59]. Агрегати, від надійності безаварійної роботи яких залежить життя людей, вимагають особливої уваги. Дуже важливо вчасно виявити і не допустити розвиток дефектів, що призводять до незворотних катастрофічних наслідків.

Сутність проблеми віброакустичної діагностики складних технічних систем полягає в розробці та практичній реалізації алгоритмів оцінки параметрів технічного стану об'єкта без його розбирання в робочих умовах за характеристиками віброакустичних процесів, які супроводжують його функціонування [96]. Для двигуна засобів водного транспорту можна виділити основні джерела виникнення вібрації [97], [105]:

- коливання від незбалансованих обертових мас (роторна вібрація);
- вібрації, порушені зубчастими передачами редукторів;
- коливання підшипникових вузлів; власні коливання лопаток, дисків, корпусів; аеродинамічні коливання;
- вібрації, порушені процесами в газо-повітряному тракті;
- вібрації агрегатів і трубопроводів.

Основними коливаннями, що підлягають діагностиці, є низькочастотні (0,1 Гц ... 400 Гц) і середньо-частотні (400 Гц ... 2000 Гц) вібрації. Високочастотними (> 2000 Гц) коливаннями зазвичай нехтують внаслідок малої частки енергії, яка переноситься цими коливаннями.

Колівальні процеси силової установки представляються у вигляді вимушених і власних коливань [109], [119]. Обидва ці види можуть служити носіями інформації про технічний стан, але характер і обсяг цієї інформації різні. Вимушені коливання містять інформацію про якість виготовлення, ремонту, складання та про грубі зміни технічного стану, що межують з аварійною ситуацією. Власні коливання містять інформацію про наявність дефектів на ранній стадії.

Вібраційний метод оцінки технічного стану головних двигунів засобів водного транспорту передбачає вимірювання та аналіз сигналів від вібрації

двигуна. За отриманими даними аналізуються параметри сигналу вібрації (наприклад, форма та амплітуда, спектральний склад). Отримані значення сигналів порівнюються із відповідними значеннями попередніх вимірювань. За результатами порівняння оцінюють можливість подальшої експлуатації двигунів або визначають можливі несправності.

До недоліків вібраційного методу відносять [90], [123], [128]:

- обмежені можливості щодо дистанційного контролю;
- складність проведення необхідних вимірювань параметрів вібрації.

Метод моделювання технічного стану ходових двигунів засобів водного транспорту включає розробки моделі двигуна (імітаційна модель), двигун з підключеними датчиками [24], [55], [56], [104]. При цьому вимірюється набір сигналів двигуна, який застосовується для розв'язання рівняння стану за деякій час. Потім, отримані значення порівнюються з розв'язанням, яке отримане за допомогою імітаційного моделювання та визначається наявність несправності двигуна. При виявленні несправності видається повідомлення для запобігання пошкодження двигуна.

Серед недоліків методу моделювання слід віднести [50], [73], [96]:

- відсутність дистанційного контролю та діагностування;
- низька точність;
- складність розробки імітаційної моделі, яка адекватна реальній роботі двигуну.

Метод на основі аналізу спектру передбачає контроль параметрів роботи ходового двигуна протягом деякого інтервалу часу, визначення характерних частот роботи. Отриманий сигнал в аналоговій або цифровій формі за допомогою методів спектрального аналізу досліджується у визначених точках (характерних частотах). Цей метод дозволяє проведення дистанційного контролю та діагностування технічного стану двигунів засобів водного транспорту. До недоліків такого методу слід віднести [84], [134]:

- складність оцінки результатів, оскільки будь-яка амплітудно-модульована частота f враховується у спектрі двояко, по обидві сторони

потрібної частоти f_1 , тобто у вигляді $|f_1 - \Delta f|$ і $|f_1 + \Delta f|$. Таке подвійне врахування частот моделювання обумовлює недостатню точність діагностування (імовірність накладання частот від різних несправностей (дефектів) збільшується у два рази);

- відсутність можливості збільшення кількості гармонік частоти f для аналізу.

Однак, метод на основі аналізу спектру, порівняно з іншими методами, має переваги у точності, ефективності та простоті реалізації засобів діагностування технічного стану двигунів.

Але, такий метод потребує удосконалення процедур спектрального аналізу для усунення недоліків (наприклад, при діагностуванні двигунів, у яких змінюється режим роботи, що характерно для засобів водного транспорту).

Найбільш перспективним є метод спектрального аналізу моторного мастила. Зміна в експлуатаційних характеристиках моторного мастила свідчить про появу несправності та дозволяє своєчасно виконати потрібний ремонт або регулювання. Визначити наявність домішок допомагає спектральний аналіз моторного мастила.

Дослідження моторного мастила дозволяє:

- своєчасно визначити несправності частин двигуна або двигуна у цілому;
- скоротити час простою на обслуговування;
- підвищити надійність роботи двигуна;
- підвищити ефективність роботи двигуна.

За допомогою спектрального аналізу стану моторного мастила можна визначити:

- фізико-хімічні показники, тобто склад палива та додаткових домішок (наприклад, води, сажі, кислот);
- наявність металів, які можуть вплинути на роботу двигуна (залізо, мідь, кальцій, алюміній тощо);

– в'язкість (при проведені перевірки при температурі у 40 градусів і 100 градусів).

Такий метод є найбільш простим способом діагностики і профілактики можливих несправностей. При технічному контролі стану двигунів засобів водного транспорту спектральний аналіз стану моторного мастила може надати інформацію про справність системи подачі повітря за даними рівня змісту кременя (бруду) у мастилі. Рівні змісту заліза та алюмінію попереджають про знос поршня та циліндру та дозволяють попередити виникнення значної відмови, що може привести до несправності двигуна під час здійснення маршруту засобом водного транспорту. Також за даними спектрального аналізу моторного мастила можна визначити швидкість зносу підшипників і прийняти заходи до заклинювання колінчатого валу. Своєчасне виявлення палива, антифризу, води у моторному мастилі дозволить попередити вихід появи значних несправностей двигуна, особливо під час рейсу засобів водного транспорту. Рівні забруднення та згорання сажі у мастилі можуть вказувати на обмеження у системі подавання повітря, забруднення масляних фільтрів, погане згорання та високе відношення повітря/паливо [105].

У гідравлічних системах, трансмісіях, коробках передач, диференціалах і інших системах, де є мастильні матеріали, але горіння не відбувається, спектральний аналіз проб мастила також дозволяє виявити несправності. Високі рівні вмісту алюмінію можуть вказувати на можливу відмову насоса або перетворювача. Погане увімкнення передач характеризується високим рівнем міді, а значний вміст хрому може вказувати на зношення шестерень і підшипників, забруднені гідравлічних циліндрів.

Але, відсутність простих для технічної реалізації методів спектрального аналізу високої точності дослідження характеристик змін спектру моторного мастила робить цей метод достатньо коштовним, а, тому, знайшов низького розповсюдження.

1.2.2 Методи контролю технічного стану двигунів системи енергозабезпечення засобів водного транспорту

Для виявлення несправностей двигунів системи енергозабезпечення засобів водного транспорту виділяють характерні частоти напруги або струму. Характер і ступінь несправності виділяють шляхом порівняння значень амплітуд A_i на характерних частотах і із значення амплітуд A_0 на частоті 0 Гц .

Діагностування основних несправностей електродвигунів засобів водного транспорту здійснюється на характерних частотах:

- наявність міжвиткових замикань в обмотках статора та несправності ротора – на частоті мережі живлення (50 Гц; 400 Гц);
- відсутність співвісності валів електродвигунів і зв'язаних з електродвигуном механічних пристроїв – на частотах, кратних частоті обертання електродвигуна;
- дефекти ремінцевої передачі навантаження – на частотах, які кратні частоті биття ременя;
- пошкодження підшипника – на частотах, кратних частоті обертання ротора;
- пошкодження механічного обладнання із групи двигуна: насос, вентилятор, компресор – на лопатковій частоті.

Висновок про наявність несправності електродвигуна робиться на основі порівняння значень амплітуд A_i на частотах, характерних для несправностей (дефектів), з рівнем сигналу на частоті, яка дорівнює нулю. Якщо амплітуди A_i на характерних частотах нижче амплітуди модуля A_0 на частоті 0 Гц на задану величину, робиться висновок про справний технічний стан двигуна та пов'язаних з ним механічних пристроїв. Якщо така різниця між амплітудами більше заданої величини, то робиться висновок про наявність несправності, яка характерна для даної частоти.

Спектральний аналіз отриманого сигналу та порівняння амплітуд A_i проводяться переважно у частотній області від мінус 100 дБ до 0 дБ шляхом виділення характерних рис (значень) появи несправності, наприклад, у вигляді стрибків амплітуди A_i на характерних частотах.

Для зниження ефекту розтікання спектра при виконанні спектрального аналізу за допомогою алгоритму швидкісного перетворення Фур'є використовуються функції вікна [78], [89], [107].

На рисунках 1.1 – 1.7 наведені частотні характеристики A_i для справного двигуна та двигуна з різного роду несправностями. На рисунках амплітуди сигналів на вертикальній вісі, частоти – на горизонтальній вісі. На рисунках позначені характерні частоти, які характеризують несправності.

На рисунку 1.8 наведений приклад реальної напруги живлення електродвигуна засобу водного транспорту (вісь часу горизонтальна).

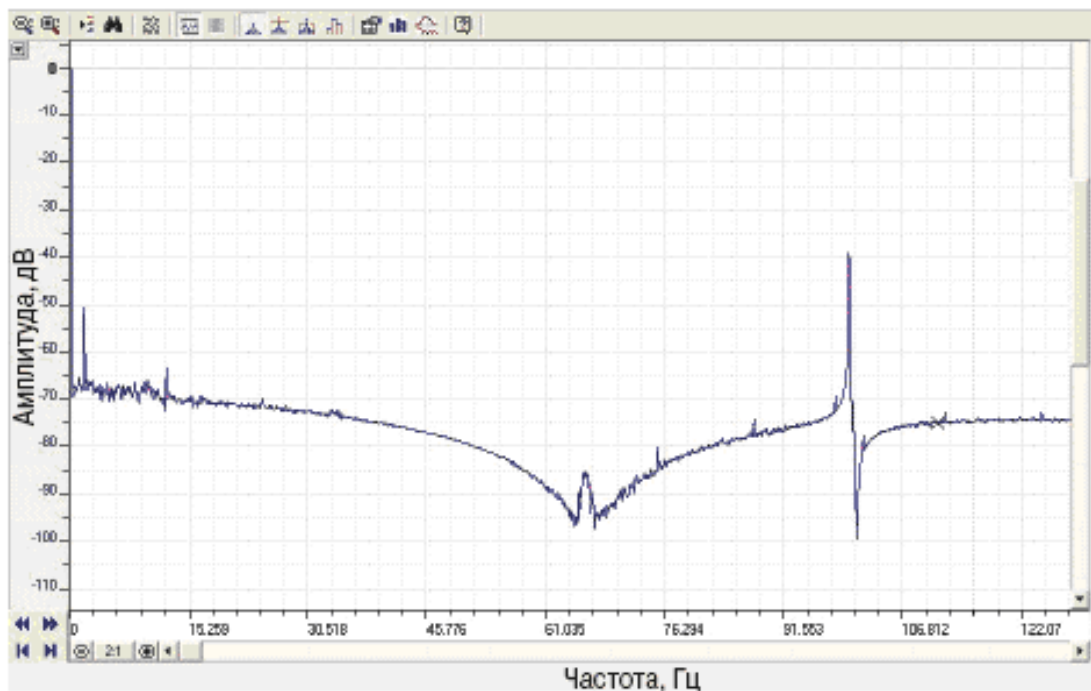


Рисунок 1.1 – Частотна характеристика модулю вектору струму справного електродвигуна (навантаження – насос)

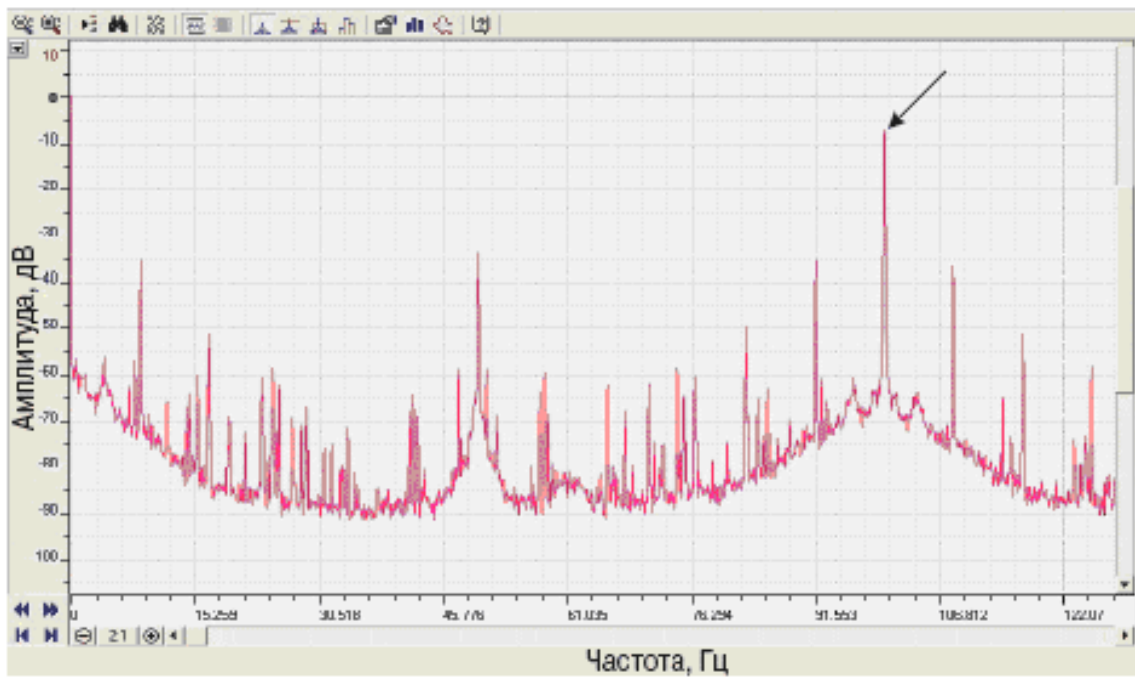


Рисунок 1.2 – Частотна характеристика модулю вектору струму електродвигуна при короткому замкненні обмотки статора

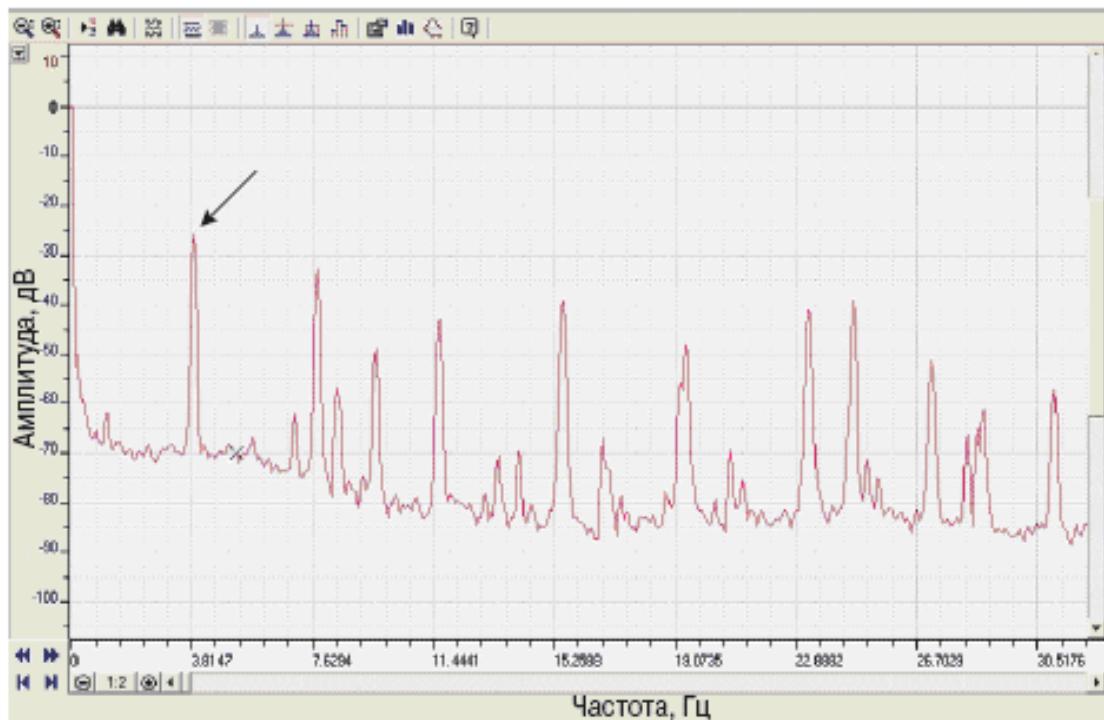


Рисунок 1.3 – Частотна характеристика модулю вектору струму електродвигуна при несправності ротора

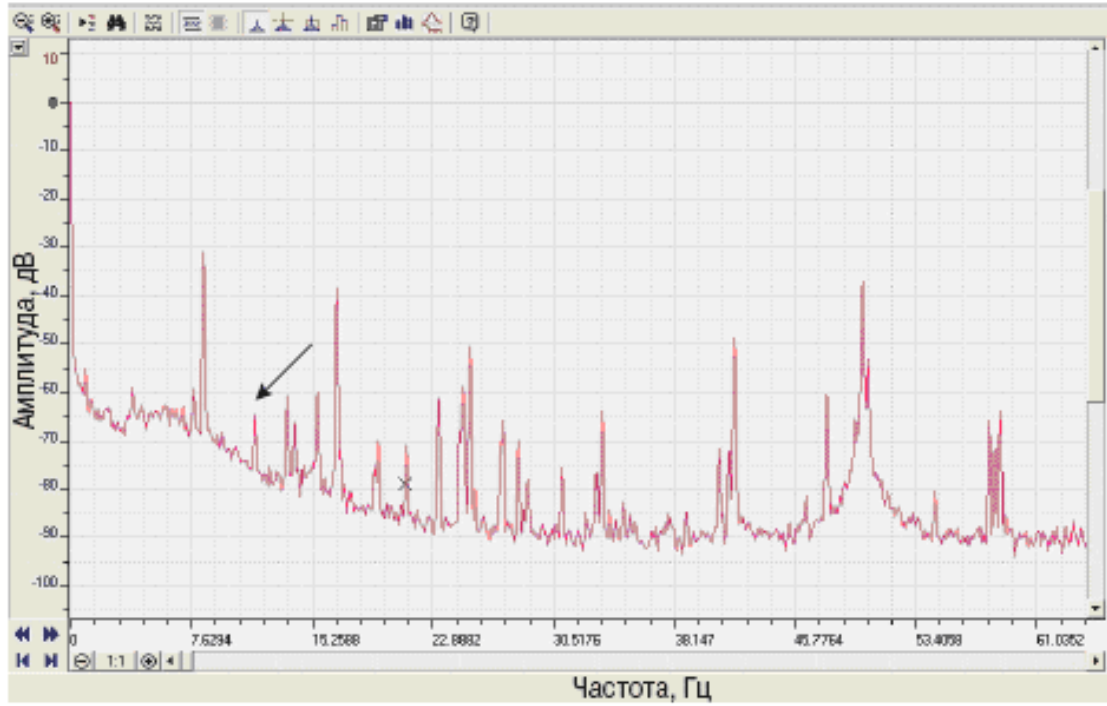


Рисунок 1.4 – Частотна характеристика модулю вектору струму електродвигуна при терті ротора та статора

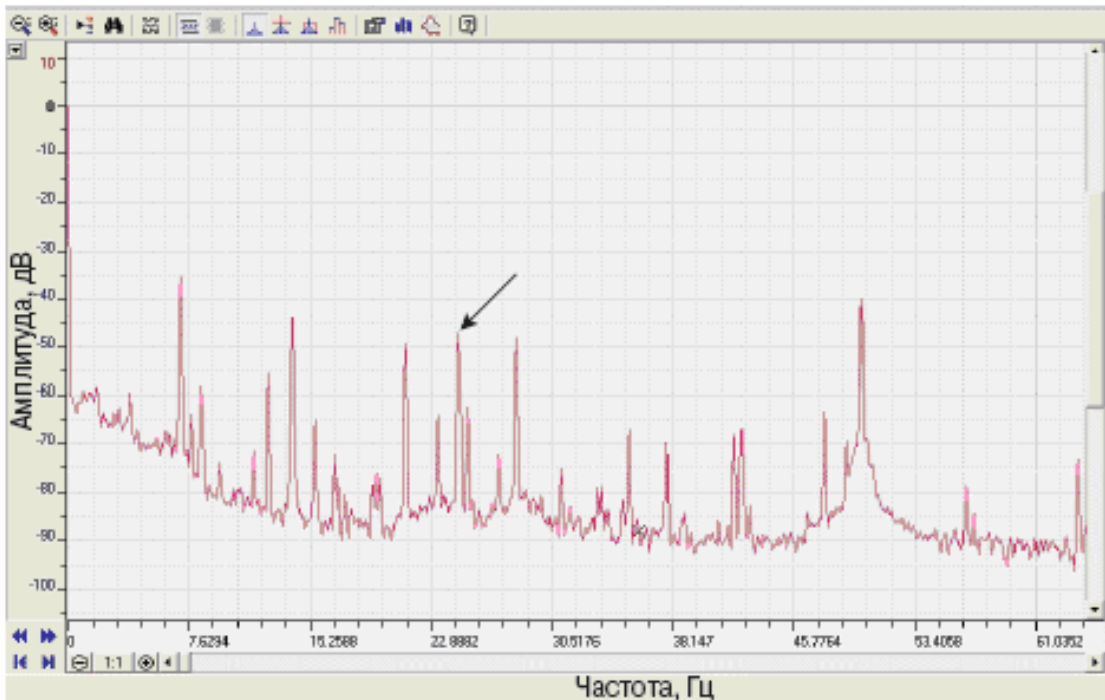


Рисунок 1.5 – Частотна характеристика модулю вектору струму електродвигуна при неузгодженні із навантаженням

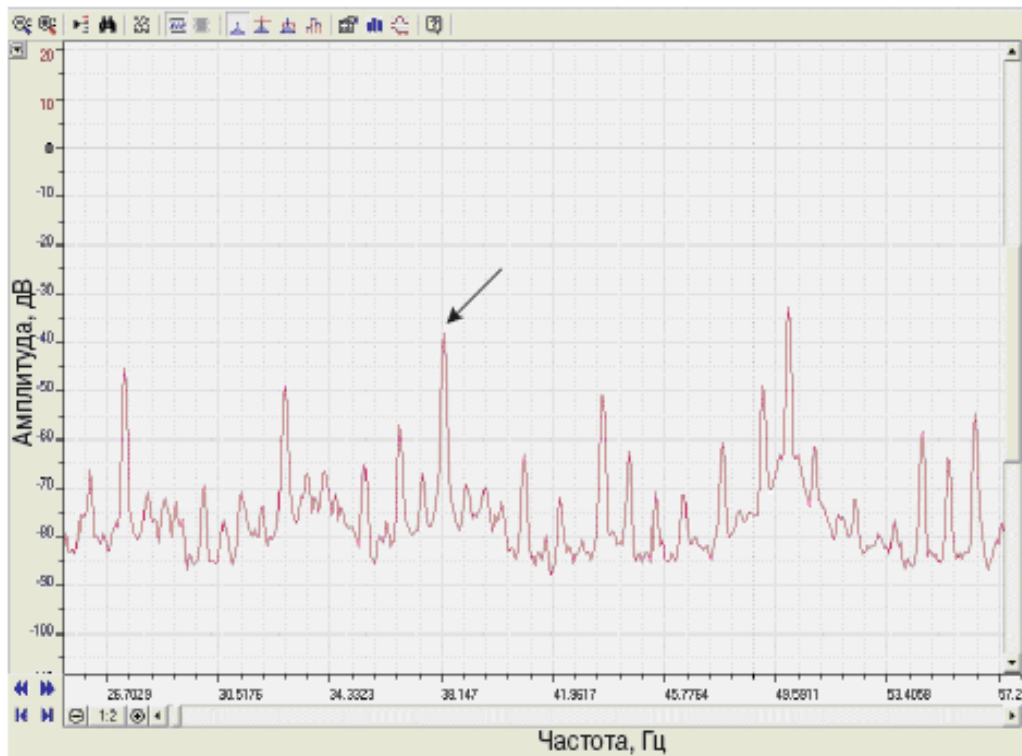


Рисунок 1.6 – Частотна характеристика модулю вектору струму електродвигуна при несправності підшипника

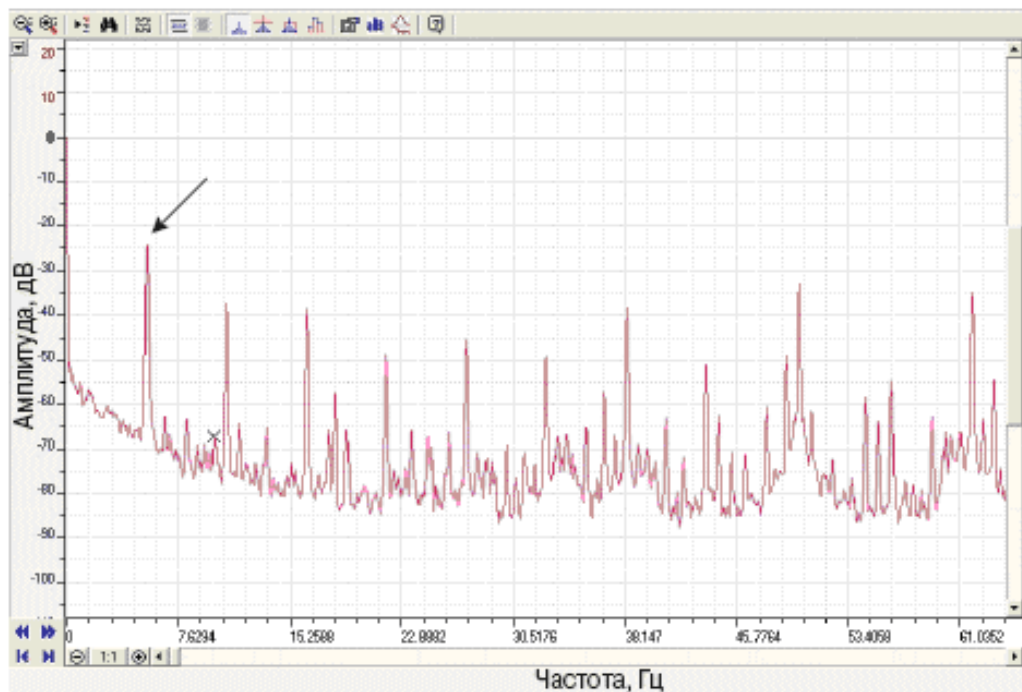


Рисунок 1.7 – Частотна характеристика модулю вектору струму електродвигуна при несправності передатного механізму (наприклад, несправність редуктора та ремінної передачі)

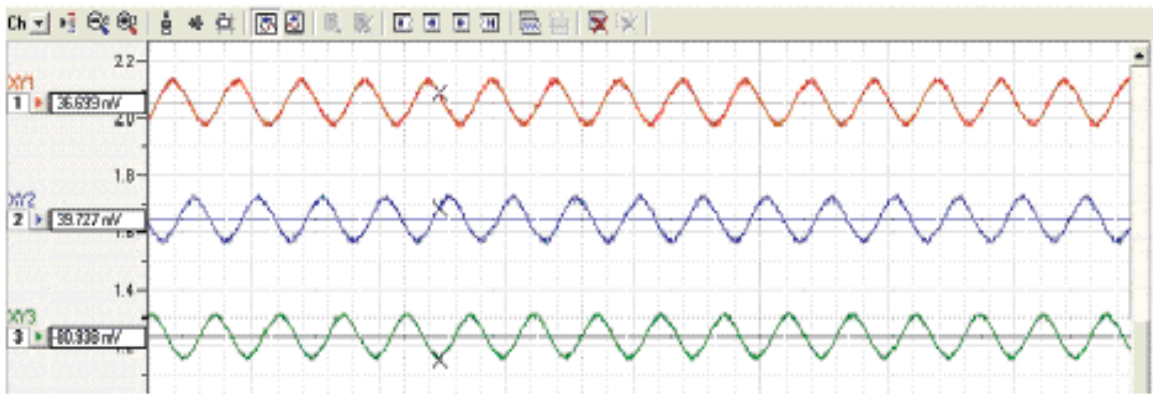


Рисунок 1.8 – Приклад напруги електродвигуна засобу водного транспорту

1.3 Засоби контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту

Велика кількість судів річкового флоту України, Росії та інших країн СНД оснащені ДВЗ типу 6NVD26-2. Ресурс даних двигунів у більшості випадків практично вироблений, а працездатність суднових енергетичних установок підтримується на необхідному рівні за рахунок здійснення частих позапланових заходів з технічного обслуговування.

Прилади контролю та діагностики, що використовуються на морських і річкових судах, відповідають вимогам класифікаційних документів і виробників енергетичного обладнання на момент прийняття судна і, як правило, реалізовані з використанням відповідних технологій [3], [103].

Контрольно-вимірювальне обладнання, включаючи комп'ютерні інформаційно-вимірювальні компоненти, швидко застаріває, враховуючи досить довгий термін експлуатації суден. Сучасні інформаційні технології надають можливість суттєво підвищити якість контролю роботи обладнання, забезпечити більш високий рівень надійності, поліпшити умови роботи суднової команди за рахунок модернізації суднових інформаційних систем, що не вимагає великих матеріальних і виробничих витрат порівняно з заміною енергетичного обладнання [13], [42], [43], [55], [132].

Однією з важливих передумов забезпечення технічної безпеки плавання є моніторинг параметрів судових дизелів (головних і допоміжних) в процесі їх експлуатації. Інформація про поточні значення параметрів робочого процесу судових дизелів під час експлуатації дозволяє обслуговуючому персоналу підтримувати нормальний технічний стан дизелів і попереджати виникнення аварійних ситуацій. На експлуатованих в даний час річкових судах моніторинг параметрів двигунів найчастіше зводиться до періодичного контролю тисків і температур – за допомогою максиметра екіпаж визначає максимальні значення тисків газів по циліндрах (p_{max}) якого тиску в кінці процесу стиснення (p_c) при відключеному подачі палива. Крім p_{max} , p_c , температур води і масла, можна виділити цілий ряд інших параметрів, моніторинг яких під час експлуатації дає можливість здійснювати більш якісний контроль робочого процесу дизеля та виробляти точне регулювання окремих вузлів. Так, контроль середнього індикаторного тиску (p_i) дозволяє визначити перевантаження окремих циліндрів і рівномірно розподілити потужність по всіх циліндрах дизеля. Контроль максимальної швидкості підвищення тиску при згорянні палива (жорсткості $\Delta p/\Delta \phi$ робочого процесу) дозволяє обмежити ударні навантаження на підшипники окремих циліндрів і виявити недоліки в роботі паливної апаратури (ПА). За допомогою контролю геометричних і дійсних фаз подачі палива виробляється комплексна оцінка технічного стану ПА. Контроль фаз газорозподілу під час роботи дизеля дозволяє оперативно оцінювати технічний стан газорозподільного механізму та підтримувати паспортні значення кутів закриття та відкриття клапанів [81].

Крім перерахованих вище, можна виділити ще цілий ряд параметрів робочого процесу, моніторинг яких під час експлуатації в значній мірі допоможе обслуговуючому персоналу підтримувати нормальний технічний стан дизеля [55], [56], [105].

До теперішнього часу більшість систем моніторингу судових ДВЗ було спроектовано як єдиний програмно-апаратний комплекс, що виробляє

запис параметрів і частковий розрахунок робочого процесу в режимі реального часу. Найбільш характерними системами такого типу є NK-5, NK-100, NK-200 фірми Autronica A/S, а також ряд аналогічних систем, розроблених компаніями Terasaki Electric Co., Ltd, Konsberg, JRCS, Hyundai, Samsung, Honeywell, Sulzer [77], [122], [133]. Системи подібного типу покликані вирішувати два завдання: отримання даних в реальному часі та частковий розрахунок робочого процесу, що дозволяє виробникам випускати завершення комплекси моніторингу суднових ДВЗ і надавати технічному персоналу судна великий обсяг інформації, необхідної для якісної технічної експлуатації двигунів. Однак такий підхід до вирішення завдання моніторингу ДВЗ має ряд недоліків:

- недостатньо повне (неточне) моделювання робочого процесу;
- за вихідні дані використовується обмежена кількість вимірюваних параметрів;
- не виявляються прогнозовані зміни технічного стану двигуна;
- з'єднання вимірювальної та розрахункової частин систем моніторингу ДВЗ значно збільшує їх складність. Так для передачі сигналів від двигуна до обчислювального комплексу використовуються довгі кабельні лінії; встановлюються додаткові підсилювачі та перетворювачі сигналів, що знижує надійність функціонування системи в цілому;
- вартість систем подібного типу залишається вельми високою, оскільки складається з вартості не тільки датчиків і первинних перетворювачів, а й усього допоміжного обладнання, включаючи вартість обчислювального комплексу та програмного забезпечення. Крім того, комп'ютери в таких системах задіяні тільки для вирішення завдання моніторингу ДВЗ [3], [12].

Розглянемо що застосовуються в даний час системи діагностики середньо-оборотних і мало-оборотних двигунів.

Система CEDC фірми «Зульцер» (Швейцарія) призначена для діагностування ЦПГ, ПА, турбокомпресора, охолоджувача наддувочного

повітря (ОНП). Ця система встановлена на дизелях типу 6RND-90 теплохода «Вилли де Страсбург» (Франція). Діагностична система на базі міні-ЕОМ аналізує поточні параметри дизеля та його технічний стан. При зміні діагностичних параметрів проводиться аналіз тенденцій їх зміни в часі та встановлюється необхідний термін обслуговування (перебирання) вузла.

Поломка деталі (вузла) попереджається сигналом про досягнення граничного значення параметра. Таким чином, кожен раз проводяться тільки ті роботи, які необхідні для підтримки характеристик дизеля на оптимальному рівні. Діагностичні системи складаються з трьох основних частин [125]:

- датчиків і перетворювачів сигналів, встановлених на дизелі або в безпосередній близькості до нього; центрального обробного та реєструючого пристрою, розміщеного в центральному пульті управління або в спеціальному приміщенні;

- засобів зв'язку «людина – машина», що знаходяться в центральному посту управління.

Сигнали передаються у цифровому вигляді. Термічне навантаження циліндра вимірюється термодатчиками, встановленими в кришці циліндра (2 шт.), верхній частині втулки (4 шт.) і в нижній частині втулки збоку випуску (1 шт.) на глибині близько 6 мм від робочої поверхні. Чотири термодатчика у верхній частині втулки дозволяють визначити похибка організації процесу згоряння, обертання та вібрацію поршневих кілець, а також зафіксувати сухе тертя, яке відзначає в основному датчик в нижній частині втулки. Робота поршневих кілець контролюється двома додатковими датчиками, розташованими в верхній частині втулки. Ці датчики визначають щільність прилягання кілець до втулки в момент проходження кільцем місця установки датчика та фіксують втрату рухливості й поломку кілець; при відсутності кільця в струмку (поломка кільця) інтенсивність сигналу падає не менше ніж на 25%. При аналізі процесу згоряння визначаються характерні точки процесу (p_c , p_{max} тощо) [129].

Система фірми «Зульцер» забезпечує безперервне вимірювання та реєстрацію зносу верхнього поршневого кільця дизеля, а також зазначає обертання кільця або його відсутність. Датчики індуктивні. Верхні поршневі кільця головного двигуна спеціальної конструкції. Датчики встановлюються в наскрізних свердління втулки врівень з її робочою поверхнею. Обчислювальний пристрій за визначеними програмами оцінює загальний технічний стан дизеля та залишковий ресурс деталей ЦПГ, рекомендує час чергового профілактичного обслуговування. Діагностична система може бути з'єднана зі штатними системами управління та регулювання – регулятором «Вудворд», системою регулювання циркуляційної та циліндричної мастила – і брати участь в загальному процесі автоматичного регулювання режиму роботи дизеля, аж до аварійної зупинки його в разі небезпечного виходу за норму будь-яких параметрів контролю, в тому числі в системах підготовки палива й масла, охолодження тощо [130].

Система DETS фірми «Норконтрол» (Норвегія) є вимірювальним комплексом, що дає інформацію про систему впорскування палива та процесу згоряння в дизелі у вигляді роздрукованих значень параметрів і графіків. Система використовує два датчики (тиску уприскування палива та тиску в циліндрі) п'єзоелектричного типу. Два магнітні датчики дають інформацію про кут перекидання клапану (ПКВ) і частоту обертання. Додатково встановлюється датчик тиску продувочного повітря. Реєструються такі характерні параметри: p_i , p_c , p_{max} , тиск розширення в точці 40° верхньої мертвої точки, момент максимального тиску, градуси ПКВ; різниця між найбільшим і найменшим значеннями p_i протягом п'яти ходів поршня. Для візуального контролю будується діаграма тиску стиснення в зоні верхньої мертвої точки і крива тиску впорскування [131].

Система PED фірми «Пилстик» (Франція) вперше була встановлена на дизелі 18PC2-5V теплохода «Ренор». За допомогою системи діагностуються середньо-оборотні дизелі фірми «СЕМТ-Пилстик» серій PC-2, PC-3, PC-4. Діагностичною системою контролюється стан корінних підшипників

колінчастого вала й верхнього поршневого кільця, агрегатів турбокомпресора. Датчики системи вимірюють такі параметри: температуру та тиск за ОНП, температуру охолоджуючої води на вході в ОНП, тиск повітря за турбокомпресором, положення рейок паливних насосів високого тиску (ПНВТ), частоту обертання ротора турбокомпресора, вібрацію підшипників турбокомпресора з видачею попереджувальних сигналів при підвищеній вібрації за допомогою датчика стану підшипників (безконтактного датчика переміщення). Датчик дає можливість виявити порушення центрування колінчастого вала. Стан верхнього кільця контролюється індуктивним датчиком «Ніпп» фірми «Віброметр» [128].

Система «Віброметр» фірми «Віброметр» (Швейцарія) діагностує такі вузли: ЦПГ, системи упорскування палива, турбокомпресора, поршневих кілець. Діагностична система випробовувалася на дво- і чотиритактних МОД і СОД. Діагностична система контролює такі вузли дизеля:

- поршень (поява стукотів, задираки);
- клапани, деталі клапанних приводів (розподільний вал, коромисло тощо), ПНВТ;
- підшипники (знос), а також такі параметри, як частота та напрямок обертання колінчастого вала, p_{\max} і характеристики впорскування.

У діагностичній системі використовуються п'єзоелектричні датчики, які збирають інформацію про акустичні сигнали, після обробки яких робиться висновок про нормальний або аномальними стані вузлів. П'єзоелектрична система оцінки звукових хвиль «Ніпп» включає п'єзоелектричний акселерометр, який виявляє неузгодженість ротора та знос підшипників турбокомпресора. Стан поршневих кілець контролюється за допомогою датчика «Ніпп». Інформація виводиться на дисплей [132].

Система МЕКОМ фірми «Статронік» (Норвегія) призначена для діагностування дизелів, турбін, котлів, з її допомогою реєструються наступні параметри: рівень вібрації механізмів, температури підшипників турбін,

втулок циліндрів, температура випускних газів, тиск в різних точках газоповітряного тракту [133].

Сучасні діагностичні системи дизелів контролюють зміну тиску в циліндрах залежно від часу, кута ПКВ або ходу поршня. Діаграма $p_{ц} = f(\varphi \text{ ПКВ})$ наводиться на екрані осцилографа та вводиться у пам'ять електронно-обчислювальної машини (ЕОМ) для наступного аналізу, в процесі якого встановлюються величини p_i , p_c , p_{max} , кут ПКВ, якому відповідав би максимальний тиск у циліндрі. Значення цих параметрів, а також інших, що мають відношення до робочого процесу (тиск і температура наддувочного повітря, частота обертання колінчастого вала тощо), виводяться або можуть бути викликані на дисплей (табло) пристрої. Так працює прилад НК-2, що входить в діагностичну систему фірми «Аутроника» (Норвегія), АСЕА (Швеція) та інших [132].

Системи «Комос-D1, -D2, -D3, -D4» фірми МНІ (Японія), використовують електронно-променеву трубку та систему діалогу, призначені для діагностування головного та допоміжних двигунів. Вимірювані значення порівнюються з еталонними, що зберігаються в пам'яті ЕОМ [131].

З представленого аналізу існуючих діагностичних систем двигунів засобів водного транспорту можна зробити наступні висновки:

- в даний час кожен виробник ДВЗ в першу чергу стурбований моніторингом параметрів (діагностикою) тільки свого двигуна, універсальні системи моніторингу для двигунів будь-яких моделей не створюються;
- установка спеціалізованих діагностичних комплексів здійснювалася на ДВЗ досить високої потужності, застосовуваних на морських судах; на річкових судах та судах змішаного (річка-море) плавання такі системи дотепер не застосовувалися.

Технічна діагностика двигунів на судах з класом річкового регістру зводиться до зняття індикаторних гребінок, теплотехнічного контролю та подальшої «ручної» обробці отриманих результатів судовими механіками

або теплотехнічними групами. Однак досягнення технічного прогресу та встановлені вимоги до надійності двигунів засобів водного транспорту вимагають перегляду підходів в області технічної діагностики суднових технічних засобів на внутрішньому водному транспорті, тим більше що прогрес в галузі управління об'єктами СЕУ і діагностики їх технічного стану неминуче вимагатиме переходу організацій за класифікацією на новий рівень реалізації процедур класифікації та огляду суден [81].

Аналіз розглянутих вище й інших, не описаних у роботі, систем дозволяє сформулювати перелік діагностичних параметрів двигунів, необхідних для реалізації алгоритмів безрозбірної автоматичної технічної діагностики (додаток Г, табл. Г.1).

Результати аналізу доводять, що в даний час розв'язання задачі технічної діагностики суднових двигунів, а отже, і інших, менш складних об'єктів СЕУ річкових суден, стає можливим, оскільки сучасні електронні системи управління дозволяють здійснювати безперервний моніторинг технічних параметрів, збір та обробку інформації, отриманої від датчиків регульованих величин і процесів. У зв'язку з цим завдання розробки спеціалізованих діагностичних комплексів стає актуальною, так як інформація, отримана від електронних систем управління двигуном і іншими об'єктами СЕУ, може оброблятися центральним комп'ютером управління або комп'ютером машинного відділення з метою управління та діагностування всієї СЕУ [76], а, при необхідності, й окремих об'єктів.

Отже, аналіз методів і засобів контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту показує, що актуальним є метод спектрального аналізу сигналів вібродіагностування або складових спектру робочої рідини (наприклад, моторного мастила). Розглянемо методи дослідження оцінок спектральної щільності потужності при спектральному аналізі випадкових сигналів, які можна використовувати при контролі технічного стану двигунів.

1.4 Аналіз методів дослідження оцінок спектральної щільності потужності при спектральному аналізі випадкових сигналів

Під спектральним аналізом розуміють вимірювальний процес або експериментальний аналіз спектрів сигналів за допомогою спеціальних вимірювальних приладів – аналізаторів спектра (або спектроаналізаторів). Такі прилади дозволяють визначити одну або декілька спектральних характеристик випадкових сигналів [8], [44], [84], [89], [107], [108]. Як зазначалося у вступі, однією з найважливіших спектральних характеристик випадкових сигналів є СЩП, а при апаратурному аналізі – її оцінка [18], [27], [43], [81], [89]. Цим пояснюється те, що сучасні аналізатори спектра дозволяють проводити вимірювання оцінки СЩП випадкових сигналів.

Відомі методи спектрального аналізу можуть бути об'єднані у чотири взаємопов'язані групи [8], [27], [89], [107]:

- метод, заснований на часовому усередненні квадрата фільтрованої реалізації досліджуваного випадкового сигналу $x(t)$ або так званий «фільтровий метод»;

- метод, що використовує усічене перетворення Фур'є оцінки кореляційної функції реалізації випадкового сигналу;

- метод, що використовує усереднення коефіцієнтів Фур'є реалізації випадкового сигналу по частотах;

- метод, заснований на часовому усередненні квадратів коефіцієнтів Фур'є реалізації випадкового сигналу. Проведемо аналіз цих методів.

Різними методами дослідження (аналізу) оцінок спектральної щільності потужності випадкових сигналів (процесів) присвячено багато робіт [8], [27], [44], [84], [89], [107], [108]. Однак домінуючими серед використовуваних показників (і пов'язаних з ними критеріїв) є показники якості: Незміщеність, спроможність і ефективність, а також відносна середньоквадратична похибка вимірювання оцінки СЩП, яка визначається виразом [89], [107]:

$$\delta\hat{G}_x = \frac{D[\hat{G}_x]}{(M[\hat{G}_x])^2}, \quad (1.1)$$

де $D[\hat{G}_x]$ – дисперсія оцінки СЦП;

$M[\hat{G}_x]$ – математичне очікування оцінки СЦП.

Наведемо добре відомі за різними джерелами результати такого аналізу вказаних вище оцінок СЦП [27], [89], [108].

Оцінка СЦП \hat{G}_1 є зміщеною. Причому, якщо смуга частот Δf вузько-смугового фільтра досить мала, то зміщенням оцінки, можна знехтувати. При більш суворій оцінці зсуву запишемо наступне співвідношення для дисперсії СЦП G (з точністю до другого члена розкладання в ряд Тейлора):

$$D[\hat{G}_1(f)] = \frac{\hat{G}_1(f)}{T\Delta f} + \left[\frac{(\Delta f)^2}{24} \hat{G}_1''(f) \right]^2. \quad (1.2)$$

Як виходить із виразу (1.2), середньоквадратичне похибка оцінки СЦП прагне до нуля при $T \rightarrow \infty$ тільки за умови, якщо смуга частот Δf обрана так, що $\Delta f \rightarrow 0$ і $T\Delta f \rightarrow \infty$. Наприклад, якщо $\Delta f = \alpha T^{\beta-1}$, де $\alpha > 0$ і $0 < \beta < 1$. Отже, вибір параметрів Δf і T для методу безпосередньої фільтрації, при визначенні оцінки СЦП \hat{G}_1 по безперервної реалізації випадкового процесу, коли величини Δf і T кінцеві, вимагає компромісного рішення. Так, для підвищення точності вимірювань оцінки СЦП \hat{G}_1 , відповідно до виразу (1.1), необхідно зменшувати її дисперсію. Як виходить з рівності (1.2), при кінцевому, заданому, часу аналізу T збільшувати смугу пропускання Δf . Але збільшення Δf відповідає погіршення іншої найважливішої характеристики аналізаторів спектра – роздільної здатності. Отже, компроміс при синтезі параметрів фільтра для фільтрових аналізаторів спектра полягає в тому, щоб при заданому часу аналізу T вибрати смугу частот Δf , що задовольняє двом

суперечливим параметрам: кореляційній функції, і оцінці $\hat{G}_3(f)$, яка одержувана методом, що використовує усереднення коефіцієнтів Фур'є (або перетворення Фур'є).

Для нормальних стаціонарних процесів не існує межі оцінок $\hat{G}_2(f)$ і $\hat{G}_3(f)$ в середньому квадратичному. Це обумовлено тим, що функція $A(j\omega)$, на якій будуються оцінки СЦП $\hat{G}_2(f)$ і $\hat{G}_3(f)$, є випадковою функцією частоти f (або ω). Вона, аналогічно випадковій функції часу $x(t)$, змінюється випадковим чином близько деякого свого математичного очікування та має дисперсію, яка зі збільшенням часу аналізу T не прагне до нуля, тобто збільшення часу аналізу не дозволяє досягти бажаної статистичної точності. Тому безпосереднє використання точкових оцінок СЦП $\hat{G}_2(f)$ і $\hat{G}_3(f)$ в аналізаторах спектра не є виправданим, можна навіть сказати коректним, і вони не знайшли широкого поширення в апаратному спектральному аналізі.

При згладжуванні (усередненні) оцінки $\hat{G}_3(f)$ порівняно невеликому інтервалу частот отримують адекватні оцінки СЦП з деяким зміщенням, але вони цілком придатні для вимірювання оцінки СЦП.

Іншим способом поліпшення оцінки СЦП $\hat{G}_3(f)$ є усереднення періодограми за декількома незалежними реалізаціями, що вище віднесено до методу апаратного спектрального аналізу, заснованому на тимчасовому усередненні квадратів коефіцієнтів Фур'є. Тоді оцінку $\hat{G}_4(\omega)$ можна прийняти за оцінку СЦП на частоті, розташованої в центрі інтервалу усереднення. При цьому зміщенням нової оцінки можна знехтувати, дисперсія ж її при збільшенні часу аналізу T прагне до нуля [27]. Однак досягається цей ефект за рахунок ускладнення апаратної реалізації та збільшення часу вимірювання.

Для поліпшення періодограмних оцінок СЦП використовуються різні методи згладжування [60], [73], зокрема методи Даньєла [74], Бартлетта [78] і Уелча [89]. Ці методи згладжування оптимальні для певних умов, але вони

статистично стійкі (і працездатні) для багатьох класів сигналів. Однак застосування методів згладжування призводить, по-перше, до погіршення роздільної здатності (за рахунок розширення головної пелюстки АЧХ фільтра) без будь-якого компенсуючого зменшення дисперсії оцінки СЩП і, по-друге, до суттєвого ускладнення апаратурної реалізації. Таким чином, фільтровий метод, або метод безпосередньої фільтрації, відрізняючись найбільшою простотою апаратурною реалізації, не поступається за показниками якості іншим методам апаратурного спектрального аналізу, якщо не вживати спеціальних заходів для їх поліпшення, що призводить до ускладнення апаратурної реалізації цих методів і збільшення часу вимірювання.

У той же час весь досвід розвитку техніки апаратурного аналізу випадкових процесів показує, що ускладнення закладаються в його основу методів без відповідного технічного вдосконалення самої апаратури не призводить до скільки-небудь позитивних результатів, так як отримана додаткова інформація про характеристики процесу втрачається [89]. Саме тому відносно прості методи апаратурного аналізу випадкових процесів, в тому числі фільтровий апаратурний аналіз, розвивалися найбільш динамічно та доведені до певного ступеня досконалості.

Таким чином, результати проведеного аналізу відомих методів дослідження оцінок СЩП ще раз підтверджують необхідність подальшого вдосконалення фільтрового методу спектрального аналізу. Це перший висновок даного параграфа.

Інший висновок полягає в тому, що у відомій літературі немає єдиного, узагальненого, показника для порівняльного аналізу оцінок СЩП по точності та науково-обґрунтованого вибору оцінок СЩП за критерієм оптимальності для цього узагальненого показника. Дане питання постійно піднімається в наукових публікаціях [35], [89]. Перевага віддається методам (і показниками) теорії статистичних рішень, які є найбільш адекватними для визначення граничної точності вимірювання (оцінки) характеристик випадкових

сигналів. В даний час теорія статистичних рішень найбільшою мірою розвинена стосовно синтезу оптимальних вимірювачів параметрів детермінованих сигналів на тлі перешкод і до аналізу їх характеристик точності [42], [89].

У теорії статистичних рішень в загальному вигляді, завдання оцінки параметрів випадкових процесів зводиться до визначення деякого багатовимірного параметра на основі обробки реалізації, що спостерігається [27], [44], [84], [89].

Залежно від вимог, що пред'являються до процесу оцінки і до самих оцінок параметрів випадкових сигналів, можливі різноманітні методи оцінювання. При цьому кожна оцінка, в тому числі оцінка СЩП, характеризується своїми показниками якості, які в більшості випадків вказують міру близькості тієї чи іншої оцінки до істинного значення оцінюваного параметра. Показник якості, в свою чергу, визначається вибором критерію оцінки. Тому, перш ніж побудувати (визначити) будь-яку оцінку, потрібно вибрати критерій оцінки. Як показано в [62], найбільш достовірними є критерії теорії статистичних рішень, що забезпечують мінімальні похибки, яка нас цікавить параметра випадкового процесу. У такій ситуації найбільш повні відомості про можливі значення параметра (оцінки СЩП) даються апостеріорної щільністю ймовірностей, яка є умовною щільністю ймовірностей параметра в тому випадку, якщо прийнята дана реалізація, а точніше, умовна щільність ймовірностей вихідних даних $\{x(t)\}$, що розглядається як функція оцінювання параметра випадкового процесу, зокрема СЩП. Саме ця функція, звана також функцією правдоподібності, використовується в подальшому при отриманні узагальненої математичної моделі точкових оцінок СЩП, що визначають відповідні методи апаратного спектрального аналізу.

Відомо кілька підходів до завдання вимог про необхідні властивості точкових оцінок. До основних із цих властивостей слід віднести [89], [99]:

- умовна щільність ймовірності даної точкової оцінки повинна бути згрупована якомога тісніше навколо значення цієї оцінки;
- оцінка повинна бути незміщеною та ефективною;
- оцінка повинна бути достатньо статистичною, тобто такою, коли всі судження про передбачений параметр можуть бути винесені на підставі цієї статистики без додаткового звернення до реалізації прийнятих даних.

Апостеріорна ймовірність, або функція правдоподібності, завжди є достатньою статистикою. Функція правдоподібності при фіксованій вибірці $\{x(t)\}$ показує, наскільки одне можливе значення оцінки СЦП, отримане будь-яким апаратним методом, «більш правдоподібно», ніж інша оцінка СЦП. Удосконалені апаратні методи спектрального аналізу випадкових сигналів пропонується використовувати при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

1.5 Обґрунтування часткових завдань і методів удосконалення фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів

Основним елементом фільтрових аналізаторів спектра є вузько-смуговий фільтр, який в значній мірі визначає їх характеристики. Звідси природним виглядає вимога вдосконалення методів фільтрації. Розробці та дослідженню методів фільтрації присвячена велика кількість робіт [27], [85], [89], [107], [108]. В даний час в аналізаторах спектра використовуються активні вузько-смугові фільтри [25], [27], [44], [81], [89], які повинні володіти в ідеалі прямокутною ФСВ або АЧХ. Однак відомо, що ідеальний фільтр фізично (апаратно) не реалізуємо, так як його імпульсна характеристика повинна змінюватися в діапазоні від $t = -\infty$ до $t = +\infty$ [89].

Для наближення реальної АЧХ до ідеальної або збільшують порядок фільтра, що ускладнює синтез його параметрів і схемну реалізацію, або використовують різні способи апроксимації ФСВ.

Найбільшого поширення знаходять так звані поліноміальні фільтри, зокрема фільтри Баттерворта, Чебишева, інверсний Чебишева, Кауера (еліптичний), Бесселя, відмінність яких один від іншого полягає в різному підході до вибору показників апроксимації [27]. Так, критерієм для фільтра Баттерворта є максимальна площа або максимальна гладкість ФСВ.

Фільтр Чебишева має АЧХ, яка в смузі пропускання характеризується пульсаціями однаковою амплітуди, тому його називають фільтром рівнохвильових пульсацій. За межами смуги пропускання АЧХ цього фільтра монотонно зменшується, причому крутість спаду АЧХ в цій області у фільтра Чебишева більше, ніж у фільтра Баттерворта такого ж порядку.

Інверсний фільтр Чебишева має АЧХ, яка монотонно змінюється в межах смуги пропускання і пульсує в смузі загородження.

Фільтр Кауера (еліптичний фільтр) має АЧХ, пульсуючу і в смузі пропускання, і в смузі загородження. Порівняно з усіма іншими типами фільтрів він забезпечує найбільш крутий спад АЧХ при переході від смуги пропускання до смуги загородження.

При цьому для фільтрів Чебишева, інверсного Чебишева і Кауера АЧХ залежить не тільки від порядку фільтра, але і від прийнятих параметрів, що визначають пульсації АЧХ.

Фільтри, які характеризуються більш крутим спадом АЧХ в перехідній смузі, мають зазвичай більший час встановлення вихідного сигналу при стрибкоподібному зміні вхідного сигналу.

Фільтр Бесселя відрізняється від описаних вище фільтрів тим, що має хорошу фазочастотну характеристику та забезпечує найкраще наближення реальної АЧХ до ідеальної лінійної залежності.

Таким чином, відомі способи апроксимації ідеальної АЧХ фільтрів застосовні тільки для поліпшення окремих часткових показників їх частотних характеристик. Однак жоден з цих показників не є інтегральним і не використовує головного для аналізаторів спектра критерію – мінімуму двох

найважливіших складових методичної похибки вимірювання оцінки СЦП. Така похибка, одержувана із застосуванням даного фільтра, залежить від:

- похибки апроксимації АЧХ в смузі пропускання фільтра;
- похибки, що вноситься бічними пелюстками (пульсаціями) АЧХ поза смуги пропускання (у смузі загородження).

Ці пульсації АЧХ фільтра поблизу точок розриву (як в смузі пропускання, так і поза нею), звані ефектом (явищем) Гіббса, викликаються урізанням частотного спектра сигналу [89].

Для зменшення впливу пульсацій АЧХ, а отже, підвищення точності аналізаторів спектра, широко використовуються вагові вікна (windowing). Запропоновано та застосовується велика кількість (каталог) вагових вікон (функцій вікна): прямокутне, або вікно Діріхле; трикутне, або вікно Барттлета; вікна Ханна, Хеммінга, Блекмана, Блекмана-Херріс, Рісса, Рімана, Парзена, Наттола, Бома, Гаусса, Дольфа-Чебишева, Кайзера-Бесселя, Барсілона-Темешем тощо [27], [89].

Вибір вагових вікон для спектрального аналізу здійснюється, в основному, за двома групами показників:

- по характеристикам ширини смуги пропускання головної пелюстки АЧХ фільтра на певному рівні, наприклад половинній потужності;
- по характеристикам бічних пелюсток АЧХ фільтра, серед яких найчастіше використовується два показника:

а) піковий (або максимальний) рівень бічних пелюсток, який дозволяє судити про те, наскільки добре вікно пригнічує просочування потужності сигналу, що фільтрується;

б) швидкість спаду рівня бічних пелюсток, особливо найближчих до головного пелюстка ФСВ.

Для ілюстрації в таблиці 1.1 наведені характеристики деяких, досить поширених при спектральному аналізі вагових вікон.

Таким чином, вагові вікна дозволяють поліпшити і навіть отримати оптимальне значення одного із зазначених вище показників ФСВ фільтра.

Однак серед відомих вагових вікон немає таких, які б забезпечували мінімум наведених похибок вимірювання оцінок СЦП.

Таблиця 1.1 – Характеристики вагових вікон

Вікно	Максимал. рівень бокових пелюсток, дБ	Асимптотична швидкість падіння бокових пелюсток, дБ	Еквівалентна ширина смуги	Ширина смуги за рівнем половинної потужності
Прямокутне	– 13,3	– 6	1,00	0,89
Трикутне	– 26,5	– 12	1,33	1,28
Ханна	– 31,5	– 18	1,50	1,44
Хеммінга	– 43	– 6	1,36	1,30
Наттола	– 98	– 6	1,80	1,70
Гауссовске	– 42	– 6	1,39	1,33
Кайзера	– 50	0	1,39	1,33

Примітка. Величини, поміщені в цій таблиці в колонці «Еквівалентна ширина смуги», нормовані щодо частотного дозволу дискретно-часового ряду Фур'є, рівного $1/NT$, Гц.

З наведеного вище аналізу випливає, що вузько-смугові фільтри для спектрального аналізу вимагають постановки і розв'язання принципово нових завдань щодо їх удосконалення. Такими завданнями (і напрямками удосконалення фільтрації) в даній роботі є:

- розробка методу оптимізації АЧХ фільтра по мінімуму похибки апроксимації у вимірюванні оцінок СЦП фільтровими методами;
- розробка методу оптимізації АЧХ по мінімуму впливу бічних пелюсток на точність вимірювання оцінки СЦП фільтровими методами.

Розробка цих методів оптимізації є першим напрямком удосконалення фільтрових методів спектрального аналізу, досліджуваним в роботі. Інший, принципово новий напрямок вдосконалення фільтрових методів спектрального аналізу пов'язано з дослідженням можливості застосування вузько-смугових динамічних фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану засобів водного транспорту.

Застосування традиційних методів синтезу смугових фільтрів для апаратної реалізації ФСВ пов'язано з великими теоретичними та технічними труднощами, що обумовлено високим порядком смугових фільтрів, а, отже, і великим числом елементів, необхідних для їх побудови [25], [44], [81], [89] [107]. Особливо це відноситься до фільтрів низького та інфранизького діапазонів частот. Ускладнення смугових фільтрів неминуче веде до погіршення надійності та ускладнення експлуатації контрольно-вимірювальної апаратури спектрального аналізу. Це обумовлено тим, що для забезпечення необхідних характеристик точності цієї апаратури необхідно проведення додаткових операцій з її настроювання та перевірку працездатності як у ході їх підготовки до застосування, так і при експлуатації. Крім того, ускладнення технічних об'єктів і розширення різних заходів щодо забезпечення їх надійності призводить до збільшення витрат на розробку, виготовлення та експлуатацію контрольно-вимірювальної апаратури спектрального аналізу.

У зв'язку з цим актуальною є завдання пошуку нових шляхів (підходів, можливостей) реалізації оптимальних АЧХ методів фільтрового аналізу, що дозволяють при заданих точності та достовірності вимірювання СЩП спростити апаратну реалізацію аналізаторів СЩП, що, в свою чергу, призведе до підвищення їх надійності.

Одним з можливих шляхів вирішення цього завдання є використання для побудови аналізаторів СЩП динамічних (нестационарних, тих, що перебудовуються) фільтрів малих порядків [89]. Пояснимо їх фізичну суть.

Форма АЧХ фільтра, особливо низьких порядків, далека від ідеальної. Однак, якщо при постійному коефіцієнті передачі фільтра змінювати в часі частоту настройки (аналізу) і коефіцієнт загасання фільтра в функції часу, то при певному виборі законів перебудови цих параметрів можна отримати необхідну точність апроксимації ідеальної, прямокутної функції спектрального вікна (рис. 1.9) [81], [89], [108].

Найважливішою особливістю таких фільтрів є, як виходить з рисунку 1.9, то, що коефіцієнт загасання фільтра змінюють так, щоб його найбільше значення відповідало середині смуги пропускання фільтра (тобто на центральній частоті ω_0), а найменше значення країв цієї смуги (тобто при $\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}$ і $\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}$).

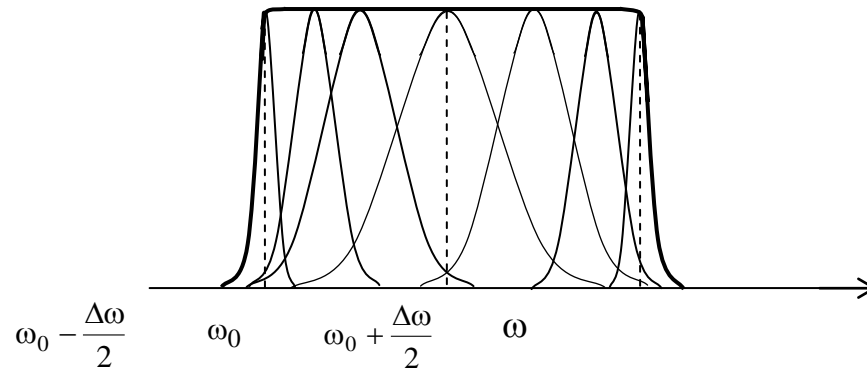


Рисунок 1.9 – Формування необхідної АЧХ за допомогою динамічного фільтра

Звідси актуальною є завдання визначення оптимальних законів зміни параметрів динамічного фільтра, які забезпечують, при заданій дисперсії оцінки СЩП, мінімальну похибка апроксимації ідеальної ФСВ. Для вирішення цього завдання, перш за все, необхідно отримати вихідні співвідношення, які зв'язують статистичні характеристики оцінок СЩП із характеристиками динамічного фільтра.

Як виходить із введеного поняття динамічного фільтра, на відміну від класичного, традиційного, фільтра, який є статичним, він працює в перехідному режимі. Методи синтезу статичних фільтрів добре розроблені та засновані на теорії чотиріполіусників [99]. Однак ці методи не можна застосовувати для динамічних фільтрів, для яких необхідно використовувати методи розрахунку електричних ланцюгів в перехідних режимах [8]. Тому одним з найважливіших завдань роботи є удосконалення методів синтезу

динамічних фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

1.6 Постановка науково-технічної задачі та обґрунтування методів дослідження

Узагальнюючи і конкретизуючи напрями та задачу дослідження, сформулюємо такі часткові завдання дослідження, які в сукупності складають науково-технічну задачу удосконалення фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

1. Аналіз сучасного стану методів вимірювання оцінок СЩП випадкових сигналів. Вибір і обґрунтування напрямків дослідження та постановка часткових завдань дослідження.

2. Розробка узагальненої математичної моделі оцінок СЩП для апаратних методів спектрального аналізу.

3. Розробка методу множення вимірювання оцінки СЩП випадкових сигналів.

4. Дослідження та порівняння різних методів апаратного спектрального аналізу випадкових сигналів за допомогою розробленої математичної моделі оцінок СЩП, виявлення серед них оптимальних за критерієм максимуму функції правдоподібності.

5. Отримання аналітичних виразів для математичного очікування та дисперсії оцінок СЩП, які необхідні для оптимізації форми АЧХ вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу.

6. Проведення порівняльного аналізу результатів оптимізації АЧХ за критеріями мінімуму середньоквадратичної похибки апроксимації і мінімуму впливу бічних пелюсток ФСВ.

7. Проведення моделювання АЧХ динамічного фільтра методу вимірювання оцінки СЩП для двох окремих законів зміни характеристик фільтра в процесі вимірювання параметрів двигуна засобу водного транспорту.

Аналіз сучасного стану методів вимірювання оцінок СЩП випадкових сигналів (п. 1) пропонується проводити за допомогою теорії системного аналізу.

Розробка узагальненої математичної моделі та приведення методів апаратного спектрального аналізу до цієї моделі (п.п. 2, 3, 4) засновано на використанні теорії статистичних рішень і теорії обробки вимірювальних сигналів на базі рядів Фур'є та Тейлора.

При розробці методів оптимізації АЧХ вузько-смугових фільтрів (п.п. 5, 6) використовується теорія оптимізації функцій (метод найменших квадратів), класична теорія розрахунку амплітудно-частотних характеристик фільтрів і основи теорії похибок вимірювальних приладів.

Моделювання роботи запропонованого фільтра при спектральному аналізі випадкових сигналів для контролю технічного стану засобів водного транспорту (п. 7) проводилось за допомогою комп'ютерної техніки і методів теорії електро-радіо-ланцюгів, контролю технічних систем і теорії комплексних функцій.

Висновки по розділу 1

1. Проведений аналіз двигунів засобів водного транспорту як об'єкта контролю технічного стану показав, що вони складаються із різних складових частин, поява несправностей яких може призвести до катастрофи або неспроможності засобу закінчити своєчасно рейс (до економічних збитків). Таким чином, своєчасне виявлення відмов двигунів засобів водного

транспорту, особливо для морських засобів, дозволяє підвищити ефективність експлуатації таких засобів.

2. Проведено аналіз методів і засобів контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Найбільш перспективними є методи віброакустичної діагностики та аналізу спектрального складу рідини двигуна (наприклад, моторного мастила). При цьому поява можливих несправностей є випадковим процесом. Обмеження у використанні таких методів полягає у відсутності точних методів спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують технічний стан двигуна у цілому або його складової частини.

3. Показані недоліки класичної фільтрації в задачах спектрального аналізу й обґрунтовано необхідність розробки методів оптимізації АЧХ фільтрів за критеріями мінімуму похибки апроксимації та мінімуму впливу бічних пелюсток ФСВ.

4. У результаті аналізу методів дослідження оцінок СЩП обґрунтовано необхідність розробки узагальненої математичної моделі оцінок СЩП на основі теорії статистичних рішень, з використанням умовної щільності ймовірностей (або функції правдоподібності).

5. Сформульовано часткові завдання дослідження, що дозволяють розв'язати науково-технічну задачу, поставлену в роботі, і обґрунтовані методи дослідження (для розв'язання часткових завдань).

Основні результати розділу опубліковані [24], [55], [56], [104].

РОЗДІЛ 2

МАТЕМАТИЧНА МОДЕЛЬ І МЕТОД АНАЛІЗУ ОЦІНОК СПЕКТРАЛЬНОЇ ЩІЛЬНОСТІ ПОТУЖНОСТІ ВИПАДКОВИХ СИГНАЛІВ

Характеристики апаратури спектрального аналізу в значній мірі визначаються використовуваними в ній методами вимірювання оцінок СЦП. У зв'язку з цим виникає необхідність подальшого розвитку методів порівняльного аналізу оцінок СЦП випадкових сигналів, що вимірюються різними методами, метою якого є визначення оптимального методу, який дозволяє за один і той же час аналізу (вимірювання) отримати інтегральну оцінку СЦП з найменшою дисперсією похибки вимірювання.

У розділі удосконалена узагальнена математична модель порівняння основних класичних методів апаратного спектрального аналізу. За допомогою запропонованої моделі отримані аналітичні вирази для визначення статистичних характеристик (математичного очікування та дисперсії) фільтрів спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Результати розділу є базою для розв'язання задач оптимізації форми спектрального вікна фільтрів апаратури для спектрального аналізу випадкових сигналів.

2.1 Узагальнена математична модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів

У розділі 1 показано, що перспективними методами контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту є методи спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують наявність дефекту (несправності). Удосконалення узагальненої математичної моделі оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів таким.

Локальна оцінка СЩП не може бути отримана існуючими методами. З іншого боку, інтегральна (усереднена тим чи іншим способом) оцінка СЩП є спроможною [69], [71]. У цьому випадку необхідно визначити, який з використовуваних методів дозволяє отримати інтегральну оцінку СЩП з найменшою дисперсією похибки (за фіксований час аналізу або вимірювання T). Отримаємо спочатку загальний вигляд для будь-якої оцінки СЩП. Очевидно, маючи в своєму розпорядженні реалізацією випадкового процесу довжиною T , можна визначити оцінку кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$ (тим чи іншим відомим способом) тільки для часу $-\tau < T < \tau$. Так як $\hat{R}(\tau)$ парна функція τ , то досить розглянути лише інтервал $\tau > 0$.

Будь-яка оцінка СЩП \hat{G} (локальна або інтегральна) випадкового сигналу представляє в загальному випадку лінійне перетворення від оцінки кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$ цього сигналу. Тому загальний вигляд оцінки СЩП запишемо так [27], [10], [89]:

$$\hat{G}(\omega_0, \Delta\omega) = \hat{G} = \int_0^T H(\tau) \hat{R}(\tau) d\tau, \quad (2.1)$$

де $H(\tau)$ – функція перетворення;

ω_0 – частота аналізу;

$\Delta\omega$ – смуга усереднення.

Функція перетворення $H(\tau)$ залежить від частоти аналізу ω_0 при локальній оцінці СЩП і від величин $\omega_0, \Delta\omega$ при інтегральній оцінці СЩП, а її вид (форма) визначають математичне очікування та дисперсію оцінки СЩП \hat{G} . Разом з тим при фіксованій функції $H(\tau)$ дисперсія оцінки СЩП \hat{G} буде залежати від обраної оцінки кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$.

Позначимо сигнал, який характеризує дефект (несправність) двигунів засобів водного транспорту, за випадковий процес $x(t)$.

Для знаходження узагальненої математичної моделі оптимальної оцінки СЦП випадкового процесу $x(t)$ скористаємося статистичною теорією прийняття рішень [9], [10], [14], [45], [112]. Позначимо спільну багатовимірну функцію розподілу величин $x(t)$ і $\hat{R}(\tau)$ через $w[\{x(t)\};\{\hat{R}(\tau)\}]$.

З точки зору статистичної теорії прийняття рішень функція $\hat{R}(\tau)$ не відома та є випадковою величиною, апіорна дисперсія якої значна [70]. Причому апіорна функція розподілу $w[\{\hat{R}(\tau)\}]$ має значну дисперсію. У результаті вимірювання величин $\{x(t)\}$ функція розподілу величин $\hat{R}(\tau)$ перетворюється в умовну функцію розподілу:

$$w[\{\hat{R}(\tau)\}/\{x(t)\}] = \frac{w[\{x(t)\}/\{\hat{R}(\tau)\}]w[\{\hat{R}(\tau)\}]}{w[\{x(t)\}]} \quad (2.2)$$

Ширина умовної (апостеріорної) функції розподілу вуже, ніж апіорної, і чим вона вуже, тим точніше можна на підставі досвіду, тобто вимірювання послідовності $\{x(t)\}$, визначити оцінку кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$.

Різні апостеріорні оцінки $\hat{R}(\tau)$, а значить, і оцінки СЦП \hat{G} мають, при даній послідовності $\{x(t)\}$, різні ймовірність і дисперсію. Згідно статистичної теорії прийняття рішень оптимальною є та оцінка СЦП \hat{G} (і кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$), яка має найбільшу ймовірність або найменшу дисперсію [52], [61]. Якщо умовна функція розподілу $w[\{\hat{R}(\tau)\}/\{x(t)\}]$ досить вузька (це необхідно для того, щоб вимірювання було досить точним), то оцінки по максимуму ймовірності (оцінка Байєса) та по мінімуму дисперсії співпадають. При цьому оцінка по максимуму ймовірності збігається з оцінкою по максимуму правдоподібності. У той же час оцінка по мінімуму дисперсії виявляється більш громіздкою, а, отже, і більш трудомісткою. Таким чином, дотримуючись статистичної теорії прийняття рішень,

оптимальної буде та оцінка кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$ (згідно виразу (2.1) й оцінка СЩП \hat{G}), яка забезпечує максимум функції правдоподібності $w[\{x(t)\}/\{R(\tau)\}]$.

Знайдемо цю оцінку при припущенні, що випадковий процес, який досліджується, відноситься до класу гаусових, що справедливо для більшості реальних випадкових процесів [110]. Позначимо для спрощення записів

$$x(t_i) \equiv x_i; \quad \hat{R}(t_i - t_j) \equiv \hat{R}_{ij}.$$

Тоді функція правдоподібності

$$w[x_i / \hat{R}_{ij}] = (2\pi)^{-\frac{N}{2}} |\text{Det } \hat{R}_{ij}^{-1}|^{1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^N \hat{R}_{ij}^{-1} x_i x_j\right), \quad (2.3)$$

де \hat{R}_{ij}^{-1} – матриця, зворотна кореляційної матриці \hat{R}_{ij} ;

N – обсяг вибірки, по якій визначається оцінка кореляційної функції;

$$\text{Det } \hat{R}_{ij}^{-1} = \begin{vmatrix} \hat{R}^{-1}(0) & \hat{R}^{-1}(1) & \hat{R}^{-1}(2) & \dots \\ \hat{R}^{-1}(1) & \hat{R}^{-1}(0) & \hat{R}^{-1}(1) & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \hat{R}^{-1}(N-1) & \hat{R}^{-1}(N-2) & \dots & \hat{R}^{-1}(0) \end{vmatrix}.$$

У формулі (2.3) використовується зворотна матриця \hat{R}_{ij}^{-1} , а не матриця \hat{R}_{ij} , так як матриця \hat{R}_{ij}^{-1} простіше для розрахунків. Оскільки матричні елементи кореляційної матриці \hat{R}_{ij} і матриці \hat{R}_{ij}^{-1} , зворотного кореляційної, залежать від різниці індексів $\hat{R}_{ij} = \hat{R}_{ij}(|i-j|)$ і $\hat{R}_{ij}^{-1} = \hat{R}_{ij}^{-1}(|i-j|)$, то позначимо $\hat{R}_{i,i+k} \equiv \hat{R}(k)$ і $\hat{R}_{i,i+k}^{-1} \equiv \hat{R}^{-1}(k)$. Значення коефіцієнтів матриці $\hat{R}^{-1}(k)$,

забезпечують максимум функції правдоподібності (2.3), можуть бути визначені з умови

$$\frac{\partial w \left[x_i / \hat{R}_{ij} \right]}{\partial \hat{R}^{-1}(k)} = 0 .$$

Запишемо суму у виразі (2.3) з урахуванням рисунку 2.1, так:

$$\sum_{i,j=1}^N \hat{R}^{-1}(|i-j|) x_i x_j = 2 \sum_{i>j} \hat{R}^{-1}(i-j) x_i x_j + \sum_{i=1}^N \hat{R}^{-1}(0) x_i^2 ,$$

або

$$\sum_{i,j=1}^N \hat{R}^{-1}(|i-j|) x_i x_j = 2 \sum_{k=1}^{N-1} \hat{R}_k^{-1} \sum_{j=1}^{N-k} x_j x_{j+k} + \sum_{i=1}^N \hat{R}^{-1}(0) x_i^2 , \quad i-j=k .$$

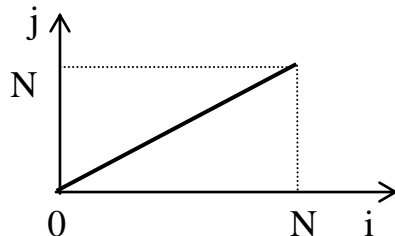


Рисунок 2.1 – До пояснення підсумовування

Обчислимо приватні похідні від детермінанта $\Delta = \text{Det } R_{ij}^{-1}$, знаходимо

$$\frac{\partial \Delta}{\partial \hat{R}_0^{-1}} = \begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots \\ \hat{R}_1^{-1} & \hat{R}_0^{-1} & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \hat{R}_0^{-1} & \hat{R}_1^{-1} & \dots & \dots \\ 0 & 1 & 0 & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \dots \\ \dots \\ \dots \\ \dots \end{vmatrix} ,$$

або

$$\frac{\partial \Delta}{\partial \hat{R}_0^{-1}} = \Delta_{11} + \Delta_{22} + \dots + \Delta_{NN},$$

де Δ_{ij} – алгебраїчне доповнення елементів \hat{R}_{ij}^{-1} .

Так як $\hat{R}_{11} = \frac{\Delta_{11}}{\Delta}$ і $\hat{R}_{11} = \hat{R}_{22} = \dots = \hat{R}_{NN} = \hat{R}(0)$, то

$$\frac{\partial \Delta}{\partial \hat{R}_0^{-1}} = \Delta(\hat{R}_{11} + \hat{R}_{22} + \dots + \hat{R}_{NN}) = N \Delta \hat{R}(0).$$

При обчисленні інших часткових похідних потрібно врахувати, що елемент \hat{R}_k^{-1} зустрічається в $2k$ рядках (k зверху і k знизу) по одному разу і в $(N - 2k)$ рядках по два рази (при $k \leq \frac{N}{2}$). Тоді

$$\frac{\partial \Delta}{\partial \hat{R}_k^{-1}} = \Delta[2k + 2(N - 2k)]\hat{R}(k) = 2(N - k)\Delta \hat{R}_k.$$

При $k > \frac{N}{2}$ елемент \hat{R}_k зустрічається тільки в $2(N - k)$ рядках по одному разу, а, значить, для нього також годиться отримане співвідношення.

З урахуванням вищесказаного, спростимо вираз (2.3) по \hat{R}_k^{-1} і запишемо умову

$$\frac{\partial w}{\partial \hat{R}_k^{-1}} = (2\pi)^{-\frac{N}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^N \hat{R}_{ij}^{-1} x_i x_j\right) \left[\Delta^{-\frac{1}{2}} (N - k) \hat{R}_k - \Delta^{-\frac{1}{2}} \sum_{j=1}^{N-k} x_j x_{j+k} \right] = 0.$$

Звідси знаходимо оптимальну оцінку

$$\hat{R}(k) = \hat{R}_k = \frac{1}{N-k} \sum_{j=1}^{N-k} x_j x_{j+k}, \quad (2.4)$$

$$\text{де } N = \frac{T}{\tau_d}; \quad k = \frac{\tau}{\tau_d};$$

τ_d – інтервал дискретизації випадкового процесу $x(t)$. Переходячи до межі у формулі (2.4) при $\tau_d \rightarrow 0$, маємо

$$\hat{R}_{\text{опт}}(\tau) = \frac{1}{T-\tau} \int_0^{T-\tau} x(t)x(t+\tau)dt. \quad (2.5)$$

Ця оцінка кореляційної функції оптимальна в тому сенсі, що вона забезпечує найменшу, порівняно з іншими оцінками, дисперсію, внаслідок максимально повного використання інформації про процеси, що містяться в послідовності $\{x(t)\}$. Її використання дозволяє отримати з виразу (2.1) оптимальну оцінку СЦП $\hat{G}_{\text{опт}}$, забезпечує, порівняно з іншими оцінками, найменшу дисперсію, тобто вона забезпечує найбільшу точність вимірювань. У практиці апаратного спектрального аналізу часто використовують спрощену оцінку СЦП, в якій для всіх значень τ час інтегрування приймається постійним [81], [110]:

$$\hat{R}(\tau) = \frac{1}{T-\tau} \int_0^T x(t)x(t+\tau)dt. \quad (2.6)$$

З цього співвідношення видно, що для отримання оцінки $\hat{R}(\tau)$ необхідно знати значення сигналу $x(t)$ при $t > T$.

Так, якщо цікавляться значеннями кореляційної функції при $0 < \tau < \tau_1$, то потрібно знати $x(t)$ при

$$0 < t < T + \tau_1.$$

Але якщо сигнал $x(t)$ відомий на інтервалі $0 \leq t \leq T + \tau_1$, то оптимальна на цьому інтервалі оцінка (2.5) набуває вигляду:

$$\hat{R}_{\text{опт}}(\tau) = \frac{1}{T + \tau_1 - \tau} \int_0^{T + \tau_1 - \tau} x(t)x(t + \tau) dt. \quad (2.7)$$

Вона також має мінімальну дисперсію. Різниця між оцінками (2.6) і (2.7), в сенсі оптимальності, буде незначною при $\tau_1 \ll T$.

Отже, запропоновані математичні співвідношення (2.1) – (2.6) є узагальненою математичною моделлю оптимальної оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

2.2 Приведення апаратурних методів оцінки спектральної щільності потужності до узагальненої математичної моделі

Запропонована в підрозд. 2.1 узагальнена математична модель оптимальної оцінки СЩП дозволяє порівняти відомі методи оцінки СЩП з єдиних позицій і знайти серед них найкращий по мінімуму дисперсії оцінки. Однак попередньо покажемо, що всі відомі класичні методи апаратурного спектрального аналізу випадкових сигналів можуть бути приведені до узагальненої математичної моделі оптимальної оцінки СЩП.

Крім того розглянемо метод перемноження. Цей метод заснований на часовому усередненні випадкового сигналу $x(t)$ і його фільтрованої реалізації $y(t)$ [82], [83]. Зведемо оцінки СЩП, отримані перерахованими методами, до узагальненого виду (2.1) [27], [113], [115].

2.2.1 Оцінка спектральної щільності потужності вимірювання часового усереднення квадрата фільтрованої реалізації випадкового сигналу

Суть даного методу вимірювання («фільтровий» або метод безпосередньої фільтрації), описується виразами

$$\hat{G}_1 = \int_0^T dt \int_0^t d\tau \int_0^t d\tau' h(t-\tau)h(t-\tau')x(\tau)x(\tau'),$$

$$\text{або } \hat{G}_1 = \int_0^T dt \int_0^t d\tau \int_0^t d\tau' h(\tau)h(\tau')x(t-\tau)x(t-\tau'). \quad (2.8)$$

Перетворимо дане співвідношення до виду (2.1). Для цього змінимо порядок інтегрування у формулі (2.8), використовуючи рисунок 2.2 так:

$$\int_0^T dt \int_0^t d\tau \int_0^t d\tau' = \int_0^T d\tau \left(\int_0^\tau d\tau' \int_\tau^T dt + \int_\tau^T d\tau' \int_0^\tau dt \right) = \int_0^T d\tau \int_\tau^T d\tau' \int_0^{\max(\tau, \tau')} dt .$$

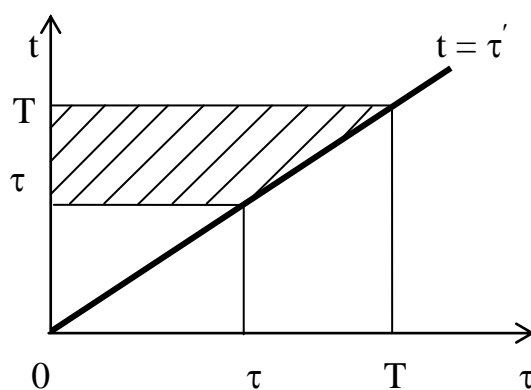


Рисунок 2.2 – До поясненням зміни порядку інтегрування у формулі (2.8)

З урахуванням цієї рівності для виразу (2.8) маємо

$$\hat{G}_1 = 2 \int_{\tau > \tau'}^T \int d\tau d\tau' h(\tau) h(\tau') \int_{\tau}^T dt x(t - \tau) x(t - \tau'). \quad (2.9)$$

Розглянемо інтеграл $\int_{\tau}^T x(t - \tau) x(t - \tau') dt$ при $\tau > \tau'$.

Вводячи заміну змінних $t - \tau = u$, отримаємо

$$\int_{\tau}^T x(t - \tau) x(t - \tau') dt = \int_0^{T-\tau} x(u) x(u + \tau - \tau') du.$$

Цей вираз є однією з можливих, але не оптимальних, оцінок кореляційної функції $\hat{R}_1(\tau - \tau')$:

$$\hat{R}_1(\tau - \tau') = \frac{1}{T - \tau} \int_0^{T-\tau} x(u) x(u + \tau - \tau') du, \quad \tau > \tau'. \quad (2.10)$$

Оптимальна оцінка кореляційної функції має вигляд

$$\hat{R}_{\text{опт}}(\tau - \tau') = \frac{1}{T - \tau + \tau'} \int_0^{T-\tau+\tau'} x(u) x(u + \tau - \tau') du, \quad \tau > \tau'. \quad (2.11)$$

Математичне очікування оцінки (2.10) дорівнює оптимальній оцінці (2.11), але її дисперсія трохи більше за рахунок меншого (на величину τ') інтервалу інтегрування. Підставляючи рівність (2.10) у формулу (2.9), маємо

$$\hat{G}_1 = 2 \int_0^T d\tau \int_0^{\tau} d\tau' h(\tau) h(\tau') (T - \tau) \hat{R}_1(\tau - \tau').$$

Перетворюючи цей вираз, знаходимо

$$\hat{G}_1 = 2 \int_0^T d\tau \int_0^\tau du h(\tau) h(\tau - u) (T - \tau) \hat{R}_1(u) = 2 \int_0^T du \int_u^T d\tau h(\tau) h(\tau - u) (T - \tau) \hat{R}_1(u)$$

або

$$\hat{G}_1 = \int_0^T H_1(u) \hat{R}_1(u) du, \quad (2.12)$$

$$\text{де } H_1(u) = 2 \int_u^T h(\tau) h(\tau - u) (T - u) d\tau. \quad (2.13)$$

Аналіз цього виразу показує, що можливості варіювання форми перетворюючої функції обмежені, оскільки, інтегральне рівняння (2.13) не для будь-якої функції $H_1(\tau)$ має рішення $h(\tau)$.

Отриманий результат можна уточнити так. Насправді оцінка (2.10) залежить і від $\tau - \tau' = u$, і від τ , тобто,

$$\hat{R}_1(u, \tau) = \frac{1}{T - \tau} \int_0^{T - \tau} x(t) x(t + u) dt. \quad (2.14)$$

Тоді, використовуючи рівності (2.13) і (2.14), оцінку кореляційної функції можна представити так:

$$\hat{R}_1(u) = \frac{1}{H_1(u)} \int_u^T h(\tau) h(\tau - u) (T - \tau) \hat{R}_1(u, \tau) d\tau. \quad (2.15)$$

Якщо функція $\hat{R}_1(u, \tau)$ слабо залежить від τ , то $\hat{R}_1(u, \tau) \approx \hat{R}_1(u)$.

Це має місце в тому випадку, якщо в підінтегральному виразі (2.15) істотна лише область інтегрування $\tau \sim u \ll T$, тобто коли функція $h(\tau)$

істотно відмінна від нуля лише при малих значеннях τ . Якщо ж функція $h(\tau)$ має вузький максимум при $\tau = t_0$, то

$$\hat{R}_1(u) \approx \hat{R}_1(u, t_0) = \frac{1}{T - t_0} \int_0^{T-t_0} x(t)x(t+u)dt, \quad u > t_0. \quad (2.16)$$

Якщо $u < t_0$, то

$$\hat{R}_1(u, \tau) \approx \hat{R}_1(\tau) = \frac{1}{T - \tau} \int_0^{T-\tau} x(t)x(t+\tau)dt. \quad (2.17)$$

Очевидно, в цьому випадку оцінка $\hat{R}_1(u)$ може істотно відрізнятися від оптимальної оцінки $\hat{R}_{\text{опт}}(u)$ [114].

2.2.2 Оцінка спектральної щільності потужності непрямого методу вимірювання на усіченому перетворенні Фур'є

Даний непрямий метод вимірювання оцінки СЩП описується виразом (2.1), при цьому

$$H(\tau) = k(\tau) \cos \omega \tau. \quad (2.18)$$

Якщо за $\hat{R}_2(\tau)$ взята оптимальна оцінка (2.5), то і оцінка СЩП \hat{G}_2 буде оптимальною. Однак зазвичай за \hat{R}_2 беруть спрощену оцінку кореляційної функції

$$\hat{R}(\tau) = \frac{1}{T} \int_0^T x(t)x(t+\tau)dt. \quad (2.19)$$

Якщо функція, що усекається $k(\tau)$ відмінна від нуля тільки при малих значеннях τ , то відмінність між оцінками \hat{R}_2 і \hat{R} несуттєва.

Отже, характеристики оцінки СЦП \hat{G}_2 , отримані при вимірюванні наближеної оцінки кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$ згідно рівності (2.19), будуть близькі до оптимальних. В цьому випадку, також як і при використанні оптимальної оцінки $\hat{R}_2(\tau)$, вибором функції, що усекається $k(\tau)$ можна змінювати в потрібному напрямку форму перетворюючої функції $H_2(\tau)$, яка визначається формулою (2.18).

2.2.3 Оцінка спектральної щільності потужності методу вимірювання на усередненні коефіцієнтів Фур'є випадкового сигналу по частотах

Метод вимірювання описується співвідношенням

$$\hat{G}_3 = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt dt' x(t)x(t')f(\omega)e^{j\omega(t-t')}.$$

Перетворимо даний вираз так:

$$\begin{aligned} \hat{G}_3 &= \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt dt' x(t)x(t')f(\omega)\cos\omega(t-t') = \\ &= 2 \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_{t>t'}^T dt dt' x(t)x(t')f(\omega)\cos\omega(t-t') = \\ &= 2 \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt \int_0^t dt' x(t)x(t')f(\omega)\cos\omega(t-t'). \end{aligned}$$

Провівши заміну змінних $t - t' = u$, отримаємо

$$\hat{G}_3 = 2 \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt \int_0^t du x(t)x(t-u)f(\omega) \cos \omega u = 2 \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T du \int_u^T dt x(t)x(t-u)f(\omega) \cos \omega u .$$

Представимо цей вираз у вигляді:

$$\hat{G}_3 = \int_0^T H_3(u) \hat{R}_3(u) du, \quad (2.20)$$

$$\text{де } \hat{R}_3(u) = \frac{1}{T-u} \int_u^T x(t)x(t-u) dt = \hat{R}_{\text{нн}}(u); \quad (2.21)$$

$$H_3(u) = 2(T-u) \int_{-\infty}^{\infty} f(\omega) \cos \omega u d\omega. \quad (2.22)$$

Порівняння отриманої оцінки кореляційної функції (2.21) і оцінки (2.5) доводить, що в розглянутому методі використовується оптимальна оцінка кореляційної функції. Функція $H_3(u)$ відмінна від нуля лише в області $u \ll T$, то справедлива наступна наближена рівність

$$H_3(u) \approx 2T \int_{-\infty}^{\infty} f(\omega) \cos \omega u du.$$

Якщо усереднення проводиться підсумовуванням, а не інтеграцією, то з виразу (2.22) для перетворюючої функції маємо

$$H_3(u) = 2(T-u) \sum_{i=-\infty}^{\infty} f_i \cos \omega_i u, \quad (2.23)$$

де прийнято $f(\omega_i) \equiv f_i$.

2.2.4 Оцінка спектральної щільності потужності непрямого вимірювання часового усереднення коефіцієнтів Фур'є випадкового сигналу

Суть даного методу описується виразом

$$\hat{G}_4 = \frac{1}{n} \sum_{q=1}^n \left| \int_{(q-1)T'}^{qT'} x(t) e^{-j\omega t} dt \right|^2 = \frac{1}{n} \sum_{q=1}^n \left| \int_0^{T'} x[t + (q-1)T'] e^{-j\omega t} dt \right|^2.$$

Перетворимо цей вираз

$$\begin{aligned} \hat{G}_4 &= \frac{1}{n} \sum_{q=1}^n \int_0^{T'} \int_0^{T'} x[t + (q-1)T'] x[t' + (q-1)T'] e^{-j\omega(t-t')} dt dt' = \\ &= \frac{2}{n} \sum_{q=1}^n \int_0^{T'} dt' \int_{t'}^{T'} dt x[t + (q-1)T'] x[t' + (q-1)T'] \cos \omega(t-t'). \end{aligned}$$

Використовуючи заміну $t - t' = u$, проведемо подальші перетворення

$$\begin{aligned} \hat{G}_4 &= \frac{2}{n} \sum_{q=1}^n \int_0^{T'} dt' \int_0^{T'-t'} du x[t' + u + (q-1)T'] x[t' + (q-1)T'] \cos \omega u = \\ &= \frac{2}{n} \sum_{q=1}^n \int_0^{T'} du \cos \omega u \int_0^{T-u} x[t' + u + (q-1)T'] x[t' + (q-1)T'] dt'. \end{aligned}$$

Остаточно оцінку СЩП \hat{G}_4 представимо у вигляді

$$\hat{G}_4 = \int_0^{T'} (T' - u) \cos \omega u \hat{R}_4(u) du, \quad (2.24)$$

$$\text{де } \hat{R}_4(u) = \frac{1}{n} \sum_{q=1}^n \hat{R}_q(u); \quad (2.25)$$

$$R_q(u) = \frac{1}{T' - u} \int_0^{T'-u} x[t + (q-1)T'] x[t + (q-1)T' + u] dt. \quad (2.26)$$

Оцінка $\hat{R}_4(u)$, згідно виразу (2.25), може бути записана так:

$$\hat{R}_4(u) = \frac{1}{n(T' - u)} \int_0^{nT'} f(t, u) x(t) x(t + u) dt,$$

$$\text{де функція } f(t, u) = \begin{cases} 1, & \text{при } qT' \leq t \leq qT' + u; \\ 0, & \text{при остальных } t, \end{cases}$$

що пояснюється рисунком 2.3.

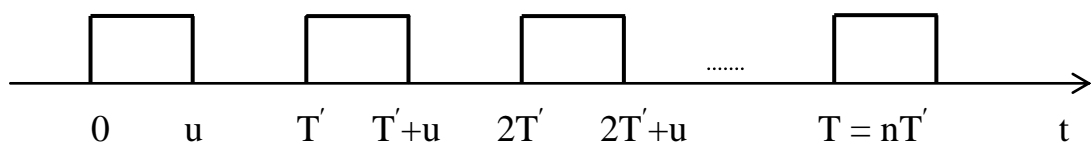


Рисунок 2.3 – Графік функції $f(t, u)$

Очевидно, оцінка кореляційної функції $\hat{R}_4(u)$ не є оптимальною, тому що для її побудови використовується не весь інтервал вимірювання $nT' = T$, а лише його частина, яка дорівнює $n(T' - u) = T - nu$.

Функція $H_4(\tau)$ визначається формулою

$$H_4(\tau) = \begin{cases} (T' - \tau) \cos \omega \tau & \tau \leq T'; \\ 0, & T' < \tau \leq T. \end{cases} \quad (2.27)$$

Функція $H_4(\tau)$ є усіченою функцією Бартлетта (трикутне усічення). Отже, і для четвертого методу вимірювання оцінки СЩП отримуємо той же вигляд узагальненої формули

$$\hat{G}_4 = \int_0^T H_4(\tau) \hat{R}_4(\tau) d\tau. \quad (2.28)$$

2.2.5 Метод вимірювання оцінки спектральної щільності потужності на основі часового усереднення

Даний метод вимірювання оцінки СЩП заснований на часовому усередненні виразів вихідної та фільтрованої реалізацій випадкового сигналу, який досліджується [89], [114]. Ця оцінка визначається виразом

$$\hat{G}_5(\omega_0, \Delta\omega) = \int_0^T x(t) y(t) dt, \quad (2.29)$$

де $x(t)$ – досліджуваний (вихідний) випадковий сигнал;
 $y(t)$ – його фільтрована реалізація.

Функція $y(t)$ описує вихідний сигнал фільтра з перехідною характеристикою $h(\tau)$, на вхід якого надходить сигнал $x(t)$. Суть методу множення пояснюється структурною схемою, наведеною на рисунку 2.4.

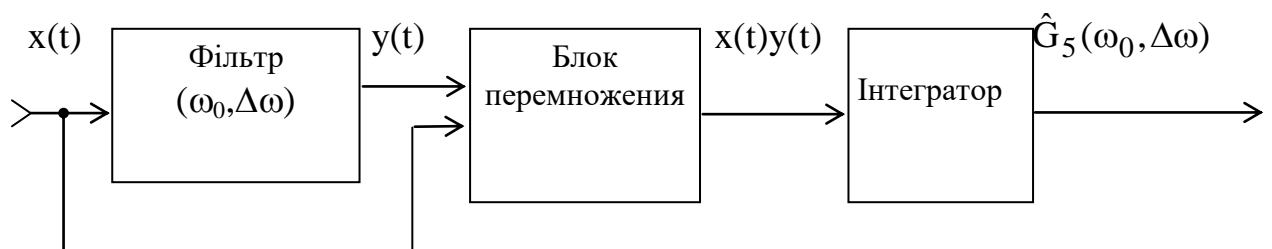


Рисунок 2.4 – Структурна схема методу множення

З формули (2.29) отримаємо після перетворення

$$\hat{G}_5 = \int_0^T dt \int_0^t d\tau h(\tau) x(t) x(t - \tau) = \int_0^T d\tau \int_\tau^T dt h(\tau) x(t) x(t - \tau)$$

$$\text{або } \hat{G}_5 = \int_0^T H_5(\tau) \hat{R}_5(\tau) d\tau, \quad (2.30)$$

$$\text{де } H_5(\tau) = (T - \tau)h(\tau), \quad (2.31)$$

$$\hat{R}_5 = \frac{1}{T - \tau} \int_\tau^T x(t) x(t - \tau) dt = R_{\text{опт}}(\tau). \quad (2.32)$$

Порівнюючи отриману оцінку кореляційної функції (2.32) із оптимальною оцінкою (2.5), видно, що вона є оптимальною. З виразу (2.31) виходить, що вибором імпульсної характеристики фільтра $h(\tau)$ може бути забезпечена будь-яка форма функції $H_5(\tau)$ методу множення.

2.2.6 Порівняння методу множення вимірювання оцінок спектральної щільності потужності з методом безпосередньої фільтрації

Проведемо порівняння методу множення на основі розробленої математичної моделі оптимальної оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів з одним з найбільш поширених класичних апаратурних методів оцінки СЦП стаціонарних випадкових сигналів – «фільтровим» методом, що використовують тимчасове усереднення квадрата випадкового сигналу $u(t)$ на виході фільтра.

Структурна схема фільтрового вимірювача оцінки СЦП (аналізатора спектра) приведена на рисунку 2.5.

Запишемо вирази для математичних очікувань оцінок СЦП для обох методів.

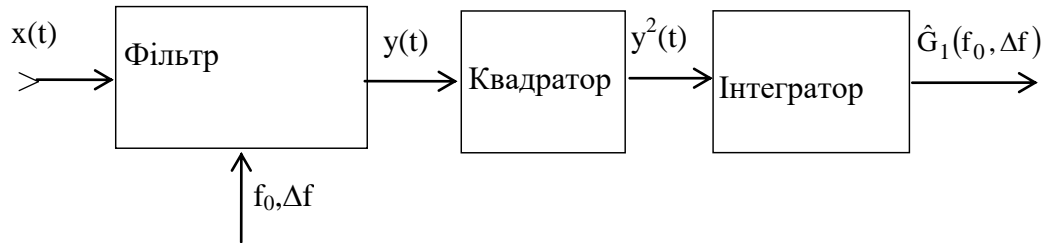


Рисунок 2.5 – Структурна схема аналізатора спектра за методом безпосередньої фільтрації

Математичне очікування оцінки СЦП для методу множення

$$M[\hat{G}_5] = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_5(\omega) G_5(\omega) d\omega = 2 \int_0^{\infty} \Phi_5(\omega) G_5(\omega) d\omega, \quad (2.33)$$

$$\text{де } \Phi_5(\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T \text{Re } W_5(j\omega) dt - \quad (2.34)$$

функція спектрального вікна (фільтруюча функція) для методу множення;

$$W_5(j\omega) = \int_0^t h_5(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau - \text{комплексна частотна характеристика фільтра}$$

для методу множення;

$$\text{Re } W_5(j\omega) = \text{Re} \int_0^t h_5(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau = \int_0^t h(\tau) \cos \omega\tau d\tau. \quad (2.35)$$

Математичне очікування оцінки СЦП для «фільтрового» методу

$$M[\hat{G}_1] = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_1(\omega) G_1(\omega) d\omega = 2 \int_0^{\infty} \Phi_1(\omega) G_1(\omega) d\omega, \quad (2.36)$$

$$\text{де } \Phi_1(\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T |W_1(j\omega)|^2 dt - \quad (2.37)$$

ФСВ (фільтруюча функція) для методу безпосередньої фільтрації, або «фільтрового» методу;

$$W_1(j\omega) = \int_0^t h_1(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau - \quad (2.38)$$

комплексна частотна характеристика фільтра для методу безпосередньої фільтрації.

Як відомо, кінцева оцінка СЩП може бути отримана тільки при кінцевій ширині $\Delta\omega$ «вікна прозорості» ФСВ $\Phi(\omega)$, причому відносна дисперсія оцінки СЩП \hat{G} має порядок $\delta\hat{G} \approx 1/(T\Delta\omega)$. З іншого боку, ФСВ $\Phi(\omega)$, при фіксованій величині $\Delta\omega$, буде тим краще, чим вона ближче до ідеальної, прямокутної функції (рис. 2.6)

$$\Phi_0(\omega) = \begin{cases} \text{const}, & \omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2} < \omega < \omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}; \\ 0, & \text{для остальных значений } \omega. \end{cases} \quad (2.39)$$

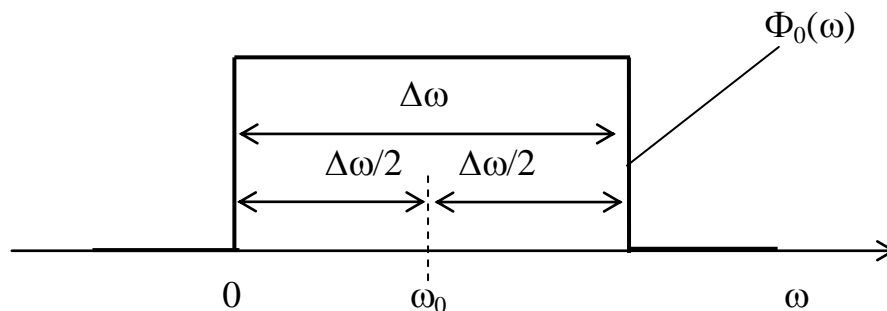


Рисунок 2.6 – Графік ідеальної ФСВ $\Phi_0(\omega)$

Для того, щоб ФСВ $\Phi(\omega)$ мала можливо різкіші спади поблизу частот $\omega_0 \pm \frac{\Delta\omega}{2}$, необхідно забезпечити виконання такої вимоги для функції $h(\tau)$:

- повинна мати на інтервалі аналізу $(0, T)$ випадкового сигналу огибаючу, яка плавно змінюється, з максимумом у середині інтервалу $(0, T)$;
- повинна мати спадну по обидві сторони інтервалі аналізу $(0, T)$ випадкового сигналу за час порядку $1/\Delta\omega$.

Так, найкраще в середньоквадратичному сенсі наближення до ідеальної ФСВ $\Phi_0(\omega)$ для «фільтрового» методу забезпечується фільтром з перехідною характеристикою [81]

$$h_1(\tau) = A_1 \cos \omega_0 \left(\tau - \frac{T}{2} \right) \frac{\sin \Delta\omega \left(\tau - \frac{T}{2} \right)}{\tau - \frac{T}{2}}, \quad (2.40)$$

де A_1 – деяка постійна.

Порівняння співвідношень (2.33) – (2.35) для методу множення та аналогічних співвідношень (2.36) – (2.38) для «фільтрового» методу дозволяє зробити такий висновок. ФСВ при методі множення визначається величиною $\operatorname{Re} W_5(j\omega)$, тобто косинус-перетворенням Фур'є від імпульсної перехідної функції $h(\tau)$, а не величиною $|W_1(j\omega)|^2$ як в «фільтровому» методі.

Косинус-перетворення даної функції збігається з косинус-перетворенням Фур'є функції, парних чином продовженої на негативну вісь часу, що, втім, очевидно з формули (2.35). Ця властивість косинус-перетворення Фур'є дозволяє використовувати при синтезі фільтра для отримання оцінки СЦП $G(\omega)$ всіх дійсних спектрів функції $h(\tau)$, що має максимум ні при $\tau = \frac{T}{2}$, а при $\tau = 0$. Так, при методі множення реальна імпульсна перехідна характеристика фільтра $h_5(\tau)$, забезпечує найкраще середньоквадратичне наближення до ідеальної прямокутної ФСВ $\Phi_0(\omega)$, визначається виразом [10]

$$h_5(\tau) = A_5 \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \Delta \omega \tau}{\tau}, \quad (2.41)$$

де A_5 – деяка постійна, і має вигляд (рис. 2.7).

Порівняння виразів (2.40) і (2.41) впливає, що кореляційно-фільтровий метод дозволяє отримати ту саму якість фільтрації (або таку ж ступінь близькості до ідеального, прямокутного фільтру) як і при «фільтровому» методі, але за вдвічі менший час. Виграш в кінцевому підсумку виходить за рахунок використання при кореляційно-фільтровому методі властивості симетрії кореляційної функції випадкового процесу та матеріальність його спектра потужності, тобто $R(\tau) = R(-\tau)$, $G(-\omega) = G(\omega)$, в той час як в «фільтровому» методі це властивість при фільтрації не використовується.

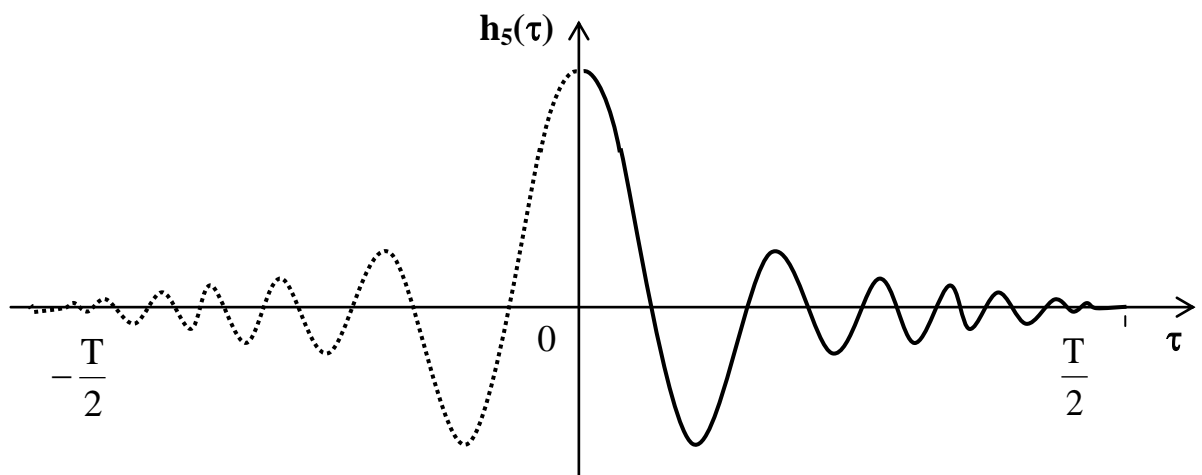


Рисунок 2.7 – Імпульсна перехідна характеристика фільтра
для методу множення

Відзначимо ще одну перевагу методу множення. Вона впливає з порівняння схемо-технічної реалізації вузько-смугових фільтрів, аналогових і цифрових, для одного чи іншого методу. Реалізація аналогового вузько-смугового фільтра з максимумом імпульсної перехідної характеристики $h(\tau)$, при $t = \frac{T}{2}$ («час розгону фільтра») і при досить великих, вимагає інерційних елементів (елементів затримки) з великими постійними часу ($T\omega_0 \gg T\Delta\omega \gg 1$),

що викликає схемо-технічні труднощі, особливо в діапазоні низьких частот. При використанні для фільтрації випадкових сигналів вузько-смугових цифрових фільтрів скорочення вдвічі часу фільтрації призводить до можливості дворазового зменшення числа запам'ятовуючих елементів (елементів затримки).

Таким чином, метод множення порівняно з методом безпосередньої фільтрації забезпечує більш високу точність спектрального аналізу при більш простій апаратурній реалізації. Це дозволить підвищити точність вимірювання параметрів випадкового сигналу при спектральному аналізі, а, значить, збільшити достовірність контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту при незначних витратах на контрольно-вимірювальну апаратуру.

2.3 Аналіз статистичних характеристик оцінок спектральної щільності потужності випадкових сигналів

Для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту методом спектрального аналізу випадкового сигналу, який характеризує дефекти (несправності), необхідно застосовувати вузько-смугові фільтри для підвищення точності оцінки частот дефекту (несправності). Підвищення такої точності дозволить виключити вплив сусідніх частот (характеристик спектру) (рис. 2.8).

Із використанням запропонованої узагальненої математичної моделі оцінок СЩП (2.1) отримаємо аналітичні співвідношення для математичного очікування та дисперсії оцінок СЩП різних методів, які будуть використані для порівняльного аналізу методів і розв'язання задач оптимізації АЧХ вузько-смугового фільтра для спектрального аналізу.

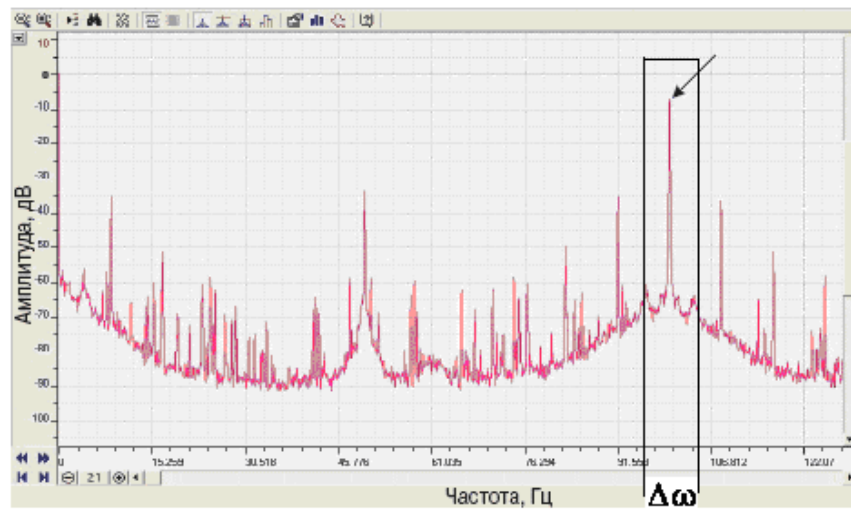


Рисунок 2.8 – Частотна характеристика модулю вектору струму електродвигуна при короткому замкненні обмотки статора для вузько-смугового фільтру частоти $\Delta\omega$

2.3.1 Аналіз математичного очікування оцінок спектральної щільності потужності апаратних методів

Для математичного очікування оцінок СЦП з урахуванням формули (2.1), справедливою для всіх оцінок, маємо

$$\langle \hat{G} \rangle \equiv M[\hat{G}] = M \left[\int_0^T H(\tau) \hat{R}(\tau) d\tau \right],$$

або, застосовуючи властивості математичного очікування,

$$M[\hat{G}] = \int_0^T H(\tau) M[\hat{R}(\tau)] d\tau.$$

Оскільки $M[\hat{R}(\tau)] = R(\tau)$, то

$$M[\hat{G}] = \int_0^T H(\tau)R(\tau)d\tau. \quad (2.42)$$

Звідси виходить, що при однаковій функції $H(\tau)$ математичне очікування всіх оцінок СЦП однаково. Використовуючи співвідношення Вінера-Хінчіна [27]

$$R(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} G e^{j\omega\tau} d\omega = \int_{-\infty}^{\infty} G(\omega)\cos\omega\tau d\omega, \quad (2.43)$$

з виразу (2.42), підставляючи рівність (2.43), отримаємо

$$M[\hat{G}] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_0^T H(\tau)G(\omega)\cos\omega\tau d\tau d\omega.$$

Представимо цей вираз у вигляді

$$M[\hat{G}] = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi(\omega)G(\omega)d\omega = 2 \int_0^{\infty} \Phi(\omega)G(\omega)d\omega, \quad (2.44)$$

$$\text{де } \Phi(\omega) = \int_0^T H(\tau)\cos\omega\tau d\tau, \quad 0 < \tau < T, \quad (2.45)$$

ФСВ (або фільтруюча функція).

Локальну оцінку СЦП $\hat{G}(\omega_0)$ отримаємо, якщо функція $\Phi(\omega)$ має нескінченно вузький пік при $\omega = \omega_0$, тобто $\Phi(\omega) \sim \delta(\omega - \omega_0)$, де $\delta(\omega - \omega_0)$ – дельта функція. Тоді $M[\hat{G}] \sim G(\omega_0)$. Однак, як відомо, і це буде видно далі при аналізі дисперсії оцінок СЦП, дисперсія локальної оцінки не прагне до нуля при $T \rightarrow \infty$. Іншими словами, локальна оцінка СЦП $\hat{G}(\omega_0)$ недостатня. Даний важливий висновок не залежить від методу оцінки СЦП, тобто він

притаманний усім без винятку методам. Достатні оцінки СЩП можуть бути отримані тільки з використанням функцій $\Phi(\omega)$, ширина яких $\Delta\omega \neq 0$. Це означає, що достатні оцінки СЩП можна отримувати тільки для інтегральних оцінок СЩП $\hat{G}(\omega_0)$, при яких відбувається усереднення функції $G(\omega)$ в межах інтервалу частот $\Delta\omega$ поблизу центральної частоти ω_0 . Характер такого усереднення визначається формою ФСВ $\Phi(\omega)$ при заданій її ширині тим чи іншим способом. У зазначеному вище сенсі ідеальною є прямокутна форма функції $\Phi_0(\omega)$, яка описана співвідношенням (2.39). Вона забезпечує усунення двох істотних методичних похибок вимірювання оцінок СЩП методами, що включають вузько-смугову фільтрацію:

- похибки, зумовленої «розмиванням» спектра («leasage») або, по-іншому, перетіканням потужності з областей поза $\Delta\omega$ у діапазон вимірювання $\Delta\omega$. Відсутність цієї похибки забезпечується рівністю нулю ФСВ $\Phi(\omega)$ поза діапазону $\Delta\omega$;

- похибки, що викликаються паразитною амплітудною модуляцією спектра. Ця похибка виникає, якщо реальна ФСВ $\Phi(\omega)$ непостійна в інтервалі $\Delta\omega$. З точки зору зменшення даної похибки (при тій же дисперсії оцінки) кращим буде такий фільтр, форма якого близька до ідеального (прямокутного). Але ідеальний фільтр має АЧХ (ФСВ, що фільтрує функцію) з нескінченно крутими фронтами і зрізом, а такий фільтр можна отримати тільки теоретично при $T = \infty$.

У зв'язку з цим абсолютно природна постановка задачі оптимізації форми ФСВ $\Phi(\omega)$ і відповідно функції $H(\tau)$, тобто визначення такої функції $H(\tau)$, яка за цей час T і при заданій дисперсії оцінки СЩП забезпечувала б найкраще наближення до ідеального фільтру. Ці завдання будуть сформульовані та розв'язані у наступному розділі 3. Наближення ФСВ фільтру для спектрального аналізу випадкового сигналу, який характеризує дефект (несправність) двигунів засобів водного транспорту, характеризує достовірність контролю технічного стану двигунів.

2.3.2 Аналіз дисперсії оцінок спектральної щільності потужності апаратурних методів спектрального аналізу

Для обчислення дисперсії оцінок СЩП скористаємося співвідношенням [89]

$$D[\hat{G}] = M[\hat{G}^2] - (M[\hat{G}])^2. \quad (2.46)$$

Підставляючи в рівність (2.46) вираз (2.1), отримаємо

$$D[\hat{G}] = M \left[\left(\int_0^T H(\tau) \hat{R}(\tau) d\tau \right)^2 \right] - \left\{ M \left[\int_0^T H(\tau) \hat{R}(\tau) d\tau \right] \right\}^2.$$

Запишемо цей вираз так:

$$D[\hat{G}] = \int_0^T \int_0^T H(\tau) H(\tau') M[\hat{R}(\tau) \hat{R}(\tau')] d\tau d\tau' - \left(\int_0^T H(\tau) M[\hat{R}(\tau)] d\tau \right)^2.$$

Це співвідношення представимо у вигляді

$$D[\hat{G}] = \int_0^T \int_0^T H(\tau) H(\tau') Q(\tau, \tau') d\tau d\tau', \quad (2.47)$$

$$\text{де } Q(\tau, \tau') = M[\hat{R}(\tau) \hat{R}(\tau')] - M[\hat{R}(\tau)] \cdot M[\hat{R}(\tau')], \quad (2.48)$$

тобто функція $Q(\tau, \tau')$ є центрована кореляційна функція оцінки $\hat{R}(\tau)$. Визначимо її для оптимальної оцінки (2.32) при нормальному законі розподілу величин $\{x(t)\}$. З урахуванням виразу (2.5) маємо

$$M[\hat{R}(\tau)\hat{R}(\tau')] = M\left[\frac{1}{T-\tau} \int_0^T x(t)x(t-\tau)dt \cdot \frac{1}{T-\tau'} \int_0^T x(t')x(t'-\tau')dt'\right],$$

звідки

$$M[\hat{R}(\tau)\hat{R}(\tau')] = \frac{1}{(T-\tau)(T-\tau')} \int_{\tau}^T dt \int_{\tau'}^T dt' M[x(t)x(t-\tau)x(t')x(t'-\tau')]. \quad (2.49)$$

Для нормального закону розподілу величин $\{x(t)\}$ справедливо співвідношення [74]

$$M[x(t)x(t-\tau)x(t')x(t'-\tau')] = R(\tau)R(\tau') + R(t-t')R(t-t'-\tau+\tau') + R(t-t'+\tau')R(t-t'-\tau').$$

Підставляючи це рівність в (2.32), отримаємо

$$M[\hat{R}(\tau)\hat{R}(\tau')] = \frac{1}{(T-\tau)(T-\tau')} \int_{\tau}^T dt \int_{\tau'}^T dt' [R(\tau)R(\tau') + R(t-t')R(t-t'-\tau+\tau') + R(t-t'+\tau')R(t-t'-\tau')]$$

або

$$M[\hat{R}(\tau)\hat{R}(\tau')] = M[\hat{R}(\tau)] \cdot M[\hat{R}(\tau')] + \frac{1}{(T-\tau)(T-\tau')} \int_{\tau}^T dt \int_{\tau'}^T dt' R(t-t')R(t-t'-\tau+\tau') + \frac{1}{(T-\tau)(T-\tau')} \int_{\tau}^T dt \int_{\tau'}^T dt' R(t-t'+\tau')R(t-t'-\tau').$$

Підстановка цієї рівності в формулу (2.48) дає оптимальну функцію $Q_{\text{опт}}(\tau, \tau')$, оскільки функція $Q(\tau, \tau')$ визначається для оптимальної оцінки кореляційної функції $R_{\text{опт}}(\tau)$, згідно (2.5). Отже, маємо

$$Q_{\text{опт}}(\tau, \tau') = Q_1(\tau, \tau') + Q_2(\tau, \tau'), \quad (2.50)$$

$$\text{де } Q_1(\tau, \tau') = \frac{1}{(T-\tau)(T-\tau')} \int_{\tau}^T dt \int_{\tau'}^T dt' R(t-t') R(t-t'-\tau+\tau'); \quad (2.51)$$

$$Q_2(\tau, \tau') = \frac{1}{(T-\tau)(T-\tau')} \int_{\tau}^T dt \int_{\tau'}^T dt' R(t-t'+\tau') R(t-t'-\tau). \quad (2.52)$$

Як видно з (2.51), (2.52) і (2.50), функції $Q_1(\tau, \tau')$, $Q_2(\tau, \tau')$, а відповідно, і функція $Q_{\text{опт}}(\tau, \tau')$, симетричні щодо перестановки аргументів τ і τ' , тобто $Q(\tau, \tau') = Q(\tau', \tau)$. Тому достатньо вирахувати їх при $\tau > \tau'$.

Запишемо вираз для $Q_1(\tau, \tau')$, при $\tau > \tau'$. Після заміни у формулі (2.50) змінних $u = t - t'$ (рис. 2.9), отримаємо

$$Q_1(\tau, \tau') = \frac{1}{(T-\tau)(T-\tau')} \int_{\tau}^T dt \int_{t-T}^{t-\tau'} du R(u) R(u - \tau + \tau'). \quad (2.53)$$

У виразі (2.53) проведемо зміну порядку інтегрування з використанням рисунку (рис. 2.10), маємо

$$\begin{aligned} \int_{\tau}^T dt \int_{t-T}^{t-\tau'} du &= \int_{-T+\tau}^0 du \int_{\tau}^{T+u} dt + \int_0^{\tau-\tau'} du \int_{\tau}^T dt + \int_{\tau-\tau'}^T du \int_{u+\tau'}^T dt = \\ &= \int_{-T+\tau}^0 (T+u+\tau) du + \int_0^{\tau-\tau'} (T-\tau) du + \int_{\tau-\tau'}^T (T-u-\tau') du. \end{aligned}$$

Цей вираз представимо у згорнутому вигляді

$$\int_{\tau}^T dt \int_{t-T}^{t-\tau'} du = \int_{-T+\tau}^{T-\tau'} \Psi(u) du, \quad (2.54)$$

$$\text{де } \Psi(u) = \begin{cases} T + u - \tau & \text{при } -T + \tau < u < 0; \\ T - \tau & \text{при } 0 < u < \tau - \tau'; \\ T - u - \tau' & \text{при } \tau - \tau' < u < T - \tau'. \end{cases} \quad (2.55)$$

Графік функції $\psi(u)$ наведено на рисунку 2.11.

З урахуванням рівності (2.50) для формули (2.53) при $\tau > \tau'$ отримаємо

$$Q_1(\tau, \tau') = \frac{1}{(T - \tau)(T - \tau')} \int_{-T + \tau}^{T - \tau'} \Psi(u) R(u) R(u - \tau + \tau') du. \quad (2.56)$$

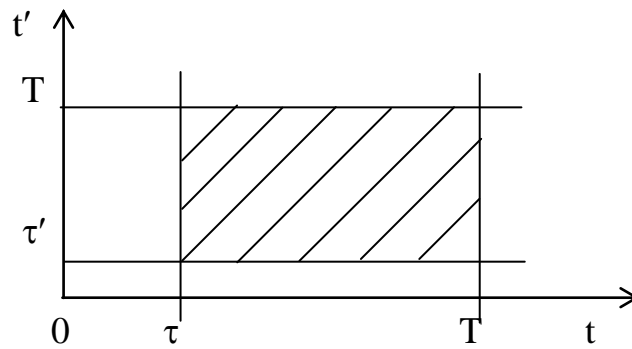


Рисунок 2.9 – До пояснення заміни змінних $u = t - t'$

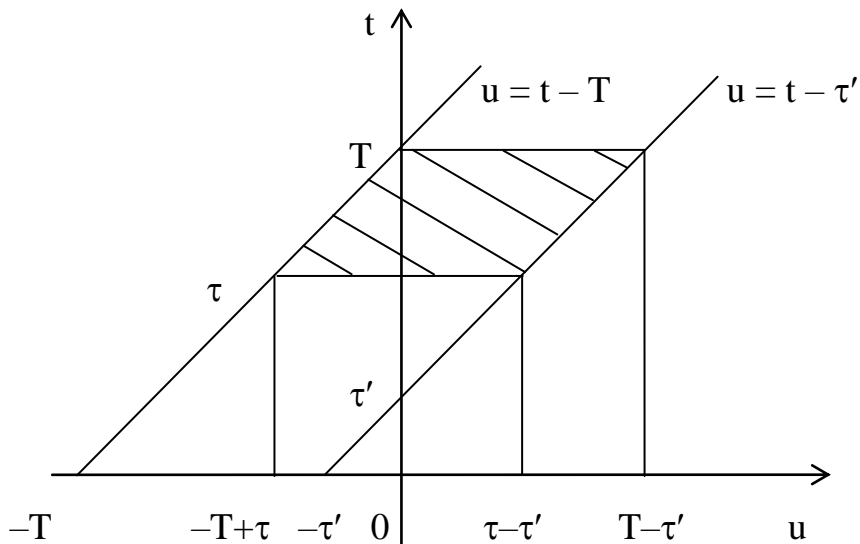
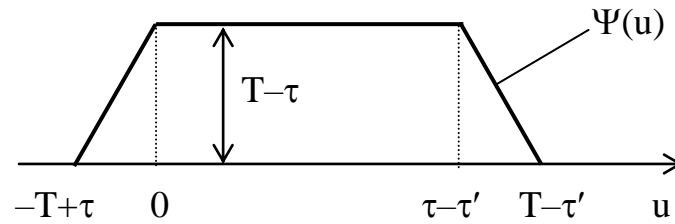


Рисунок 2.10 – До пояснення зміни порядку інтегрування

Рисунок 2.11 – Графік функції $\psi(u)$

Проаналізуємо формулу (2.56). введемо величину τ_0 – інтервал кореляції величин $\{x(t)\}$, тобто функція $R(\tau)$ дуже мала при $\tau < \tau_0$. Тоді функція $Q_1(\tau, \tau')$ відмінна від нуля тільки при $|\tau - \tau'| \leq 2\tau_0$. Це означає, що інтервал кореляції функції $R(\tau)$ приблизно вдвічі більше інтервалу кореляції величин $\{x(t)\}$. Таким чином, якщо $T - \tau \gg \tau_0$ і $T - \tau' \gg \tau_0$, то для виразу (2.56) справедливий наближений запис:

$$Q_1(\tau, \tau') \approx \frac{1}{T - \tau} \int_{-T+\tau}^{T-\tau'} R(u)R(u - |\tau - \tau'|) du \approx \frac{1}{T - \tau} \int_{-\infty}^{\infty} R(u)R(u - |\tau - \tau'|) du. \quad (2.57)$$

Аналогічно співвідношенню (2.55) для функції $Q_2(\tau, \tau')$ отримаємо

$$Q_2(\tau, \tau') = \frac{1}{(T - \tau)(T - \tau')} \int_{-T+\tau}^{T-\tau'} \Psi(u)R(u + \tau')R(u - \tau) du. \quad (2.58)$$

Аналіз функцій $Q_1(\tau, \tau')$ і $Q_2(\tau, \tau')$ відповідно до виразів (2.56) і (2.58), показує, що при всіх значеннях τ і τ' , за винятком малої області $\tau, \tau' < \tau_0$, справедлива умова $R(u)R(u - |\tau - \tau'|) \gg R(u + \tau')R(u - \tau)$, що аналогічно $Q_1(\tau, \tau') \gg Q_2(\tau, \tau')$. Тому для кореляційної функції оптимальної оцінки (2.50) можна прийняти $Q_{\text{опт}}(\tau, \tau') = Q_1(\tau, \tau')$, а з урахуванням співвідношення (2.57)

$$Q_{\text{опт}}(\tau, \tau') \approx \frac{1}{T - \tau} \int_{-\infty}^{\infty} R(u)R(u - |\tau - \tau'|) du. \quad (2.59)$$

Узагальнюючи цей висновок, можна зробити більш загальне твердження: якщо оцінка кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$ отримана усередненням величин $x(t)x(t + \tau)$ на часовому інтервалі $T_{\text{уср}}$, то функція $Q(\tau, \tau')$ для такої оцінки

$$Q(\tau, \tau') \approx \frac{1}{T_{\text{уср}}} \int_{-\infty}^{\infty} R(u)R(u - |\tau - \tau'|)du. \quad (2.60)$$

Так, для оцінки $\hat{R}_1(\tau)$, методу вимірювання оцінки СЦП \hat{G}_1 , заснованого на часовому усередненні квадрата фільтрованої реалізації випадкового сигналу $x(t)$ [27], отримаємо

$$Q_1(\tau, \tau') \approx \begin{cases} \frac{1}{T - t_0} \int_{-\infty}^{\infty} R(u)R(u - |\tau - \tau'|)du, & \tau < t_0; \\ \frac{1}{T - \tau} \int_{-\infty}^{\infty} R(u)R(u - |\tau - \tau'|)du, & \tau > t_0, \end{cases} \quad (2.61)$$

де $\tau = t_0$ – значення, при якому характеристика $h(\tau)$ вузько-смугового фільтра має максимум.

Для оцінки $\hat{R}_4(\tau)$, заснованої на тимчасовому усередненні квадратів коефіцієнтів Фур'є реалізації випадкового сигналу, маємо

$$T_{\text{уср}} = n(T_1 - \tau) = T - \frac{T}{\tau_1} \tau.$$

Тоді

$$Q_4(\tau, \tau') \approx \frac{1}{T \left(1 - \frac{\tau}{T_1}\right)^{-\infty}} \int_{-\infty}^{\infty} R(u)R(u - |\tau - \tau'|)du. \quad (2.62)$$

Порівняння виразів (2.61), (2.62) з формулою (2.60) показує, що функція $Q(\tau, \tau')$ для всіх оцінок $\hat{R}(\tau)$, а отже, і для всіх оцінок СЩП \hat{G} , описується формулою (2.60), але значення часу усереднення $T_{\text{уср}}$ для різних оцінок $\hat{R}(\tau)$ різне.

Наприклад:

– для оптимальної оцінки $T_{\text{уср}} = T - \tau$;

– для оцінки $\hat{R}_1(\tau)$:
$$T_{\text{уср}} = \begin{cases} T - t_0 & \text{при } \tau < t_0, \\ T - \tau & \text{при } \tau > t_0; \end{cases}$$

– для оцінки $\hat{R}_4(\tau)$:
$$T_{\text{уср}} = T - \frac{T}{T_1} \tau = T \left(1 - \frac{\tau}{T_1} \right).$$

Представимо формулу (2.60) наступним чином:

$$Q(\tau, \tau') = \frac{1}{T_{\text{уср}}(\tau)} F(|\tau - \tau'|), \quad (2.63)$$

$$\text{де } F(x) = \int_{-\infty}^{\infty} R(u)R(u-x)du. \quad (2.64)$$

Функція $F(x)$ відмінна від нуля лише в області $|x| \leq 2\tau_0$.

Для розкриття фізичного змісту функції $F(x)$ скористаємося співвідношенням Вінера-Хінчіна (2.43). Тоді для формули (2.64) отримаємо

$$F(x) = \int_{-\infty}^{\infty} du \int_{-\infty}^{\infty} G(\omega)G(\omega')e^{j\omega u} e^{-j\omega'(u-x)} d\omega d\omega'.$$

Перетворимо цей вираз

$$F(x) = 2\pi \int_{-\infty}^{\infty} G(\omega)G(\omega')e^{j\omega x} \delta(\omega - \omega')d\omega d\omega' = 2\pi \int_{-\infty}^{\infty} G^2(\omega)e^{j\omega x} d\omega.$$

$$\text{Звідки } F(x) = 2\pi \int_{-\infty}^{\infty} G^2(\omega) \cos \omega x d\omega. \quad (2.65)$$

Підставивши співвідношення (2.63) в формулу (2.47), знаходимо

$$D[\hat{G}] \approx \int_0^T \int_0^T \frac{H(\tau)}{\sqrt{T_{\text{уср}}(\tau)}} \frac{H(\tau')}{\sqrt{T_{\text{уср}}(\tau')}} F(|\tau - \tau'|) d\tau d\tau'.$$

З урахуванням виразу (2.65) маємо

$$D[\hat{G}] = 2\pi \int_{-\infty}^{\infty} G^2(\omega) |\Psi(\omega)|^2 d\omega, \quad (2.66)$$

$$\text{де } \Psi(\omega) = \int_0^T \frac{H(\tau)}{\sqrt{T_{\text{уср}}(\tau)}} e^{j\omega\tau} d\tau. \quad (2.67)$$

Якщо функція спектрального вікна $\Phi(\omega)$, обумовлена рівністю (2.45), відмінна від нуля лише в частотній області $\Delta\omega$ поблизу центральної частоти ω_0 , то і функція $\Psi(\omega)$ володіє цією ж властивістю, але форми графіків функцій $\Phi(\omega)$ и $\Psi(\omega)$, зрозуміло, різні. Якщо в межах смуги $\Delta\omega$ функцію $G(\omega)$ можна наближено вважати постійної, з формули (2.66) маємо

$$D[\hat{G}] \approx 2\pi G^2(\omega_0) \int_{-\infty}^{\infty} |\Psi(\omega)|^2 d\omega = 4\pi^2 G^2(\omega_0) \int_0^T \frac{H^2(\tau)}{T_{\text{уср}}(\tau)} d\tau. \quad (2.68)$$

Отримаємо вираз для відносної дисперсії оцінок СЦП, використовуючи рівність (1.16).

Для математичного очікування $M[\hat{G}]$ з тим же ступенем точності, що й для дисперсії $D[\hat{G}]$ відповідно виразу (2.68), з використанням формул (2.44) і (2.45) знаходимо

$$M[\hat{G}] = G(x_0) \int_{-\infty}^{\infty} \Phi(\omega) d\omega = G(\omega_0) 2\pi \int_0^T H(\tau) \delta(\tau) d\tau \approx \pi G(\omega_0) H(0). \quad (2.69)$$

Підставляючи співвідношення (2.68) і (2.69) в рівність (1.16) для відносної дисперсії, маємо

$$\delta\hat{G} \approx \frac{4}{H^2(0)} \int_0^T \frac{H^2(\tau)}{T_{\text{уср}}(\tau)} d\tau. \quad (2.70)$$

Ця формула отримана при припущенні, що функція $H(\tau)$ мало змінюється в інтервалі порядку τ_0 .

Оцінимо порядок величини $\delta\hat{G}$. Для цього позначимо через τ_ϕ ширину перетворюючої функції $H(\tau)$, тоді із виразу (2.70) слідує

$$\delta\hat{G} \approx \frac{\tau_\phi}{T},$$

що можна записати у загальному вигляді

$$\delta\hat{G} = k \frac{\tau_\phi}{T}, \quad (2.71)$$

де k – чисельний коефіцієнт, який залежить, по-перше, від обраної оцінки кореляційної функції $R(\tau)$ (через $T_{\text{уср}}(\tau)$) і, по-друге, від форми перетворюючої функції $H(\tau)$.

Для ілюстрації наведеного методу визначення відносної дисперсії оцінок СЩП розглянуті три приклади – для найбільш перспективних оцінок СЩП (додаток Д).

Отже, при обраної оцінкою кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$, що відповідає обраному методу вимірювання оцінки СЩП \hat{G} , відносна дисперсія оцінки СЩП $\delta \hat{G}$ визначається формулою (2.71), причому чисельний коефіцієнт k залежить від обраної форми перетворюючої функції або функції спектрального вікна фільтра. Відзначимо ще одну практично корисну формулу для дисперсії, придатну за умови, коли $\tau_\phi \ll T$, при $\tau \ll T$ і $T_{\text{уср}} = \text{const}$. Це, зокрема, має місце для розглянутих вище апаратурних методів вимірювання оцінки СЩП \hat{G}_1 і \hat{G}_5 . У цьому випадку з формули (2.70) маємо

$$\delta \hat{G} = \frac{4}{H^2(0)T_{\text{уср}}} \int_0^T H^2(\tau) d\tau.$$

Для методу вимірювання оцінки СЩП \hat{G}_1 слід прийняти $T_{\text{уср}} \approx T - \tau_0$, для методу вимірювання оцінки СЩП

$$\hat{G}_5 - T_{\text{уср}} \approx T.$$

Використовуючи співвідношення (Д.2) і (Д.3), отримаємо:

$$\delta \hat{G} = \frac{2\pi}{T_{\text{уср}}} \frac{\int_0^\infty \Phi^2(\omega) d\omega}{\left(\int_0^\infty \Phi(\omega) d\omega \right)^2}. \quad (2.72)$$

Визначити ефективну смугу фільтрації в загальноприйнятому сенсі [89]

$$\Delta\omega_{\text{эфф}} = \frac{\left(\int_0^{\infty} \Phi(\omega) d\omega \right)^2}{\int_0^{\infty} \Phi^2(\omega) d\omega}.$$

З урахуванням цієї рівності формула (2.72) прийме відомий вигляд [81]

$$\delta\hat{G} = \frac{2\pi}{T_{\text{уср}} \Delta\omega_{\text{эфф}}} = \frac{1}{T_{\text{уср}} \Delta f_{\text{эфф}}}. \quad (2.73)$$

Формула (2.73) пов'язує відносну дисперсію оцінок СЦП усереднення та ефективної смугою фільтрації.

Таким чином, в даному параграфі отримані вирази для статистичних характеристик оцінок СЦП з використанням узагальненої математичної моделі, які дозволяють проводити порівняльний аналіз оцінок СЦП з єдиних позицій.

Отримані результати є основою для оптимізації форми спектрального вікна вузько-смугових фільтрів, які пропонується використовуваних при спектральному аналізі випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Висновки по розділу 2

1. Запропонована та обґрунтована узагальнена математична модель оптимальних оцінок СЦП, що дозволяє порівняти різні методи апаратного спектрального аналізу випадкових сигналів і виявити серед них оптимальні,

виходячи із статистичної теорії прийняття рішень, тобто по максимуму функції правдоподібності.

2. Досліджено метод перемноження вимірювання оцінки СЦП випадкових сигналів, заснований на часовому усередненні вихідного випадкового сигналу та його фільтрованої реалізації (на виході вузько-смугового фільтра), який забезпечує більш високу точність спектрального аналізу при більш простій апаратурною реалізації порівняно з методом безпосередньої фільтрації, який зводиться до часового усереднення квадрата фільтрованої реалізації випадкового сигналу.

3. Показано, що всі оцінки СЦП, отримані розглянутими методами апаратурного спектрального аналізу, зводяться до узагальненої математичної моделі. Різниця між ними полягає лише в різному виборі оцінок кореляційної функції та в різному вигляді перетворюючої функції. Запропонований метод множення вимірювання оцінки СЦП випадкових сигналів відноситься до оптимальних методів, але він простіше інших методів спектрального аналізу.

4. З використанням узагальненої математичної моделі оцінок СЦП випадкових сигналів отримано аналітичні вирази для математичного очікування та дисперсії оцінок СЦП розглянутих методів спектрального аналізу. Такі співвідношення дозволяють проводити порівняльний аналіз методів по точності (відносної дисперсії оцінок СЦП) і оптимізацію форми ФСВ (смуги пропускання) вузько-смугових фільтрів, які використовуються при реалізації методу безпосередньої фільтрації та методу множення вимірювання оцінок СЦП.

Основні результати розділу опубліковані [10], [112], [113], [114], [115].

РОЗДІЛ 3

МЕТОДИ ОПТИМІЗАЦІЇ ФУНКЦІЇ СПЕКТРАЛЬНОГО ВІКНА ФІЛЬТРІВ ДЛЯ СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛІЗУ ВИПАДКОВИХ СИГНАЛІВ

У розділі розроблений метод оптимізації форми функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефект (несправність) двигунів засобів водного транспорту. Проведено дослідження можливостей реалізації оптимальних функцій спектрального вікна при застосуванні динамічних фільтрів малих порядків. Отримані співвідношення для оцінки математичного очікування та дисперсії оцінок спектральної щільності потужності при використанні динамічних фільтрів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

3.1 Методи оптимізації форми функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів

Точність апаратного спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефект (несправність) двигунів засобів водного транспорту, заснованих на використанні вузько-смугової фільтрації, у значній мірі визначається відмінністю АЧХ вузько-смугового фільтра від ідеальної – прямокутної. При ідеальному спектральному вікні забезпечується повне усунення похибки «розмивання», або «перетікання» спектра. Однак ідеальне спектральне вікно фізично не піддається реалізації.

У зв'язку з цим великий практичний інтерес представляє задача оптимізації, що полягає у визначенні форми АЧХ $\Phi(\omega)$ або однозначно пов'язаної з ним перетворюючої функції $H(\tau)$, які забезпечують максимальну

точність (мінімальну похибка) апроксимації ідеального спектрального вікна $\Phi_0(\omega)$ при заданих значеннях смуги пропускання $\Delta\omega$, часу вимірювання (аналізу) T і відносної дисперсії оцінки СЦП:

$$\Phi(\omega) = \chi\left(\omega_0 - \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \chi\left(\omega_0 + \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \chi\left(-\omega_0 - \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \chi\left(-\omega_0 + \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right).$$

Розглянемо розв'язання цієї задачі для методу безпосередньої фільтрації та кореляційно-фільтрового методу вимірювання оцінок СЦП.

Методи оптимізації форми АЧХ вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів отримуємо для двох критеріїв [8]:

– мінімуму середньоквадратичної похибки апроксимації ідеальної, прямокутної ФСВ реальної функцією;

– мінімуму впливу бічних пелюсток ФСВ на похибка вимірювання оцінки СЦП.

Використання зазначених критеріїв обумовлено двома можливими постановками задачі оптимізації.

У першому випадку (перша задача оптимізації) основною вимогою, що пред'являються до оптимальної АЧХ фільтра, є забезпечення мінімуму середньоквадратичної похибки апроксимації ідеальної АЧХ, але при цьому не накладається ніяких обмежень на поведінку АЧХ як у смугі аналізу, так і поза нею.

У другому випадку (друга задача оптимізації) основна увага приділена забезпеченню мінімуму впливу бічних пелюсток ФСВ на похибка вимірювання оцінки СЦП. Ці дві задачі оптимізації охоплюють найбільш поширені вимоги, що пред'являються до ФСВ при вирішенні практичних завдань синтезу вузько-смугових фільтрів, які використовуються в апаратурі спектрального аналізу випадкових сигналів [21].

Сформулюємо та вирішимо обидві задачі оптимізації АЧХ вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу.

3.1.1 Метод оптимізації функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів за мінімумом середньоквадратичної похибки апроксимації при вимірюванні оцінки спектральної щільності потужності

Задача оптимізації АЧХ вузько-смугового фільтра $\Phi(\omega)$ за середньоквадратичним критерієм формулюється так: знайти оптимальну перетворюючу функцію $H_{\text{опт}}(\tau)$ або оптимальну імпульсну перехідну характеристику $h(\tau)$ фільтра, що забезпечують мінімум функціоналу

$$\Gamma = \int_{-\infty}^{\infty} [\Phi(\omega) - \Phi_0(\omega)]^2 d\omega, \quad (3.1)$$

де $\Phi_0(\omega)$ – ідеальна (необхідна) спектральна функція (або АЧХ) фільтра. У нашому випадку ця функція прямокутна та аналітично описується виразом:

$$\Phi_0(\omega) = \begin{cases} \text{const}, & \text{при } \omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2} < \omega < \omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}; \\ 0, & \text{при інших значеннях } \omega. \end{cases} \quad (3.2).$$

Функція $\Phi(\omega)$ визначається наступною рівністю:

$$\Phi(\omega) = \int_0^T H(\tau) \cos \omega \tau d\tau, \quad 0 < \tau < T. \quad (3.3)$$

Для розв'язання задачі оптимізації скористаємося варіаційним методом, відповідно до якого повинна виконуватися умова:

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial H(\tau)} = 0.$$

Тоді зі співвідношення (3.1) обчислимо:

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial H(\tau)} = 2 \int_{-\infty}^{\infty} [\Phi(\omega) - \Phi_0(\omega)] \frac{\partial \Phi(\omega)}{\partial H(\tau)} d\omega. \quad (3.4)$$

З урахуванням формули (3.3) знаходимо:

$$\frac{\partial \Phi(\omega)}{\partial H(\tau)} = \begin{cases} \cos \omega \tau, & 0 < \tau < T; \\ 0, & \tau > T. \end{cases}$$

Підставляючи це рівність у вираз (3.4), отримаємо:

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial H(\tau)} = 2 \int_{-\infty}^{\infty} [\Phi(\omega) - \Phi_0(\omega)] \cos \omega \tau d\omega, \quad 0 < \tau < T. \quad (3.5)$$

Прирівнюючи вираз (3.5) нулю, маємо:

$$\int_{-\infty}^{\infty} [\Phi(\omega) - \Phi_0(\omega)] \cos \omega \tau d\omega = 0, \quad 0 < \tau < T. \quad (3.6)$$

Оскільки, відповідно до перетворенню Фур'є,

$$\int_{-\infty}^{\infty} \Phi(\omega) \cos \omega \tau d\omega = \pi H(\tau),$$

то з виразу (3.6) отримаємо:

$$\pi H(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_0(\omega) \cos \omega \tau d\omega.$$

З урахуванням рівності (3.4), знаходимо:

$$H_{\text{опт}}(\tau) = A \int_{\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}}^{\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}} \cos \omega \tau d\omega, \quad (3.7)$$

де $A = \frac{\Phi_0}{\pi} = \text{const}$ – постійна.

Після обчислень з формули (3.7), отримаємо:

$$H_{\text{опт}}(\tau) = A \frac{\sin(\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2})\tau - \sin(\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2})\tau}{\tau} = 2A \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau}, \quad 0 < \tau < T. \quad (3.8)$$

При методі множення вимірювання оцінки СЩП функція $H_{\text{опт}}(\tau)$ може бути реалізована, якщо вибрати $\Delta\omega T = 2k\pi$, де k – будь-яке ціле число. Тоді для оптимальної імпульсної характеристики фільтра, з урахуванням рівності (3.8), маємо:

$$h_{\text{опт}}(\tau) = \frac{H_{\text{опт}}(\tau)}{T - \tau} = 2A \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau(T - \tau)}. \quad (3.9)$$

У той же час для методу вимірювання оцінки СЩП, заснованого на зведенні в квадрат фільтрованої реалізації випадкового сигналу, оптимальна функція перетворення $H_{\text{опт}}(\tau)$ не може бути реалізована, так як рівняння

$$H_1(u) = 2 \int_0^T h(\tau) h(\tau - u) (T - u) d\tau,$$

при $H_1 = H_{\text{opt}}$, не має рішення для $h(\tau)$. Якісно це видно хоча б з того, що функція $\Phi_1(\omega) > 0$, а перетворення Фур'є від $H_{\text{opt}}(\tau)$ може приймати і негативні значення [40].

3.1.2 Метод оптимізації функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів за мінімумом впливу бічних пелюсток на точність вимірювання оцінки спектральної щільності потужності

Сформулюємо та розв'яжемо другу задачу оптимізації АЧХ вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів – за мінімумом впливу бічних пелюсток спектральної (частотної) характеристики фільтра $\Phi(\omega)$ при заданій дисперсії. Потім проведемо порівняльний аналіз результатів для обох задач оптимізації АЧХ вузько-смугових фільтрів.

Переходимо до розв'язання другої задачі оптимізації, сформульованої вище.

Внесок від бічних пелюсток ФСВ $\Phi(\omega)$ визначимо наступним виразом:

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{-\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}} \Phi(\omega) d\omega + \int_{-\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}}^{\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}} \Phi(\omega) d\omega + \int_{\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}}^{\infty} \Phi(\omega) d\omega = \\ & = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi(\omega) d\omega - 2 \int_{\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}}^{\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}} \Phi(\omega) d\omega = Th(0) - 2 \int_{\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}}^{\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}} \Phi(\omega) d\omega. \end{aligned} \quad (3.10)$$

Очевидно, оптимізація вкладу бічних пелюсток функції $\Phi(\omega)$ у похибку вимірювання оцінки СЦП зводиться до забезпечення мінімуму різниці в правій частині виразу (3.10).

При заданій передавальній функції, тобто при $h(0) = \text{const}$, найменше значення вкладу від бічних пелюсток у похибку вимірювання оцінки СЩП досягається за умови, що значення $\int_{\Delta\omega} \Phi(\omega) d\omega$ максимальне. Однак зменшення цього вкладу призводить до збільшення дисперсії оцінки СЩП [39]. Наприклад, для локальної оцінки $\Phi(\omega)$ внесок від бічних пелюсток дорівнює нулю, але функція необмежено велика.

Тому, коректної у даному випадку є постановка задачі оптимізації на умовний екстремум: знайти оптимальну імпульсну перехідну характеристику $h(\tau)$ вузько-смугового фільтра, що забезпечує мінімум вкладу від бічних пелюсток у похибку вимірювання оцінки СЩП за умови, що відносна дисперсія оцінки СЩП не перевищує заданого значення.

Для розв'язання цієї задачі її більш зручно сформулювати наступним чином: визначити імпульсну характеристику фільтра $h(\tau)$, що забезпечує максимум величиною $\int_{\Delta\omega} \Phi(\omega) d\omega$ за умови, що

$$\int_0^T (T - \tau) h^2(\tau) d\tau \leq L = \text{const}.$$

Таке завдання на умовний екстремум вирішується методом Лагранжа [27]. Введемо функціонал

$$\Gamma' = \int_{\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}}^{\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}} \Phi(\omega) d\omega - \lambda \int_0^T (T - \tau) h^2(\tau) d\tau, \quad (3.11)$$

де λ – множник (або коефіцієнт) Лагранжа.

Використовуючи формулу (3.9), обчислимо часткову похідну $\partial\Gamma'/\partial h(\tau)$ і прирівняємо її до нуля

$$\frac{\partial \Gamma'}{\partial h(\tau)} = \int_{\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}}^{\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}} \frac{\partial \Phi(\omega)}{\partial h(\tau)} d\omega - 2\lambda(T - \tau)h(\tau) = 0, \quad (3.12)$$

де $\frac{\partial \Phi(\omega)}{\partial h(\tau)}$ з урахуванням співвідношень (3.3) і (3.2) визначається рівністю:

$$\frac{\partial \Phi(\omega)}{\partial h(\tau)} = (T - \tau) \cos \omega T, \quad 0 < \tau < T. \quad (3.13)$$

Вирішуючи рівняння (3.12) з урахуванням рівності (3.13), аналогічно (3.8), отримуємо вираз для імпульсної характеристики фільтра

$$h'_{\text{опт}}(\tau) = A' \int_{\omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}}^{\omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}} \cos \omega \tau d\omega = 2A' \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau}, \quad (3.14)$$

де $A' = \text{const}$ – постійна.

Порівнюючи оптимальні функції $h_{\text{опт}}(\tau)$, вираз (3.9), і $h'_{\text{опт}}(\tau)$, вираз (3.14), відмітимо, що в області $\tau \ll T$, вони практично збігаються. У той же час функція $h'_{\text{опт}}(\tau)$ дещо простіше реалізується технічно, ніж функція $h_{\text{опт}}(\tau)$. Тому доцільно з'ясувати, наскільки істотно відрізняються спектральні функції (АЧХ) фільтрів $\Phi(\omega)$ і $\Phi'(\omega)$, отримані за допомогою функцій $h_{\text{опт}}(\tau)$, $h'_{\text{опт}}(\tau)$, і наскільки відрізняються їх дисперсії.

3.1.3 Порівняльний аналіз методів оптимізації функцій спектрального вікна вузько-смугових фільтрів

Використовуючи вирази (3.14) і (3.9), введемо нормування функцій $h_{\text{опт}}(\tau)$ і $h'_{\text{опт}}(\tau)$ (постійні A і A') так, щоб $h(0) = 1$. тоді отримаємо:

$$h_{\text{опт}}(\tau) = \frac{2T}{\Delta\omega} \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau(T - \tau)} ;$$

$$h'_{\text{опт}}(\tau) = \frac{2}{\Delta\omega} \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau} .$$

При цьому відповідно до рівності (3.9), що перетворюють функції для кожного з методів оптимізації визначаються рівностями:

$$H_{\text{опт}}(\tau) = \frac{2T}{\Delta\omega} \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau}, \quad 0 < \tau < T; \quad (3.15)$$

$$H'_{\text{опт}}(\tau) = \frac{2}{\Delta\omega} (T - \tau) \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau}, \quad 0 < \tau < T. \quad (3.16)$$

Використовуючи вирази для оптимальних імпульсних характеристик і функцій перетворення, визначимо відповідні їм оптимальні спектральні характеристики (ФСВ) фільтрів $\Phi(\omega)$ і $\Phi'(\omega)$ за формулою (3.3).

Для визначення спектральної функції (АЧХ) $\Phi(\omega)$ підставимо в формулу (3.3) вираз (3.15), отримаємо:

$$\Phi(\omega) = \frac{2T}{\Delta\omega} \int_0^T \cos \omega \tau \cos \omega_0 \tau \frac{\sin \frac{\Delta\omega \tau}{2}}{\tau} d\tau. \quad (3.17)$$

використовуючи рівність

$$\cos \omega_0 \tau \sin \frac{\Delta \omega \tau}{2} = \frac{1}{2} \left[\sin \left(\omega_0 \tau + \frac{\Delta \omega \tau}{2} \right) + \sin \left(-\omega_0 \tau + \frac{\Delta \omega \tau}{2} \right) \right], \quad (3.18)$$

представимо співвідношення (3.17) у вигляді:

$$\Phi(\omega) = \Phi(\omega, \omega_0) + \Phi(\omega - \omega_0), \quad (3.19)$$

де

$$\Phi(\omega, \omega_0) = \frac{T}{\Delta \omega} \int_0^T \cos \omega \tau \frac{\sin \left(\omega_0 + \frac{\Delta \omega}{2} \right) \tau}{\tau} d\tau; \quad (3.20)$$

$$\Phi(\omega, -\omega_0) = \frac{T}{\Delta \omega} \int_0^T \cos \omega \tau \frac{\sin \left(-\omega_0 + \frac{\Delta \omega}{2} \right) \tau}{\tau} d\tau. \quad (3.21)$$

Обчислимо функцію $\Phi(\omega, \omega_0)$. Застосовуючи у формулі (3.20) перетворення, аналогічне співвідношенню (3.18), знаходимо:

$$\Phi(\omega, \omega_0) = \frac{T}{2\Delta \omega} \left[\int_0^T \frac{\sin \left(\omega_0 - \omega + \frac{\Delta \omega}{2} \right) \tau}{\tau} d\tau + \int_0^T \frac{\sin \left(\omega_0 + \omega + \frac{\Delta \omega}{2} \right) \tau}{\tau} d\tau \right].$$

Представимо цю функцію так:

$$\Phi(\omega, \omega_0) = \chi \left(\omega_0 - \omega + \frac{\Delta \omega}{2} \right) + \chi \left(\omega_0 + \omega + \frac{\Delta \omega}{2} \right), \quad (3.22)$$

де

$$\chi(\Omega) = \frac{T}{2\Delta\omega} \int_0^T \frac{\sin \Omega\tau}{\tau} d\tau, \quad (3.23)$$

Причому

$$\chi(-\Omega) = -\chi(\Omega). \quad (3.24)$$

Аналогічно з виразу (3.22) для функції $\Phi(\omega, -\omega_0)$, яка описується співвідношенням (3.21), з урахуванням рівності (3.24) маємо:

$$\Phi(\omega - \omega_0) = \chi\left(-\omega_0 - \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \chi\left(-\omega_0 + \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right). \quad (3.25)$$

З урахуванням співвідношень (3.22) і (3.25) формула (3.19) приймає вигляд:

$$\begin{aligned} \Phi(\omega) = & \chi\left(\omega_0 - \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \chi\left(\omega_0 + \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \chi\left(-\omega_0 - \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \\ & + \chi\left(-\omega_0 + \omega + \frac{\Delta\omega}{2}\right). \end{aligned} \quad (3.26)$$

Перегрупувавши у виразі (3.26) складові, маємо:

$$\Phi(\omega) = \chi\left(\omega + \omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}\right) - \chi\left(\omega + \omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}\right) + \chi\left(\omega - \omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2}\right) - \chi\left(\omega - \omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}\right)$$

або з урахуванням рівності (3.23)

$$\Phi(\omega) = \chi(\Omega_1) - \chi(\Omega_2) + \chi(\Omega_3) - \chi(\Omega_4) = \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} \chi(\Omega_i), \quad (3.27)$$

$$\text{де } \Omega_1 = \omega + \omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2};$$

$$\Omega_2 = \omega + \omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2};$$

$$\Omega_3 = \omega - \omega_0 + \frac{\Delta\omega}{2};$$

$$\Omega_4 = \omega - \omega_0 - \frac{\Delta\omega}{2}.$$

Функцію $\chi(\Omega)$, згідно рівності (3.23), представимо у вигляді:

$$\chi(\Omega) = \frac{T}{2\Delta\omega} \int_0^T \frac{\sin \Omega\tau}{\tau} d\tau = \frac{T}{2\Delta\omega} \text{Si}(T\Omega), \quad (3.28)$$

$$\text{де } \text{Si}(x) = \text{si}(x) + \frac{\pi}{2}, \quad (3.29)$$

$$\text{si}(x) = -\int_x^\infty \frac{\sin x'}{x'} dx', \text{ при } x > 0.$$

Тоді для функції $\Phi(\omega)$ із формули (3.27) з урахуванням рівності (3.28) маємо:

$$\Phi(\omega) = \frac{T}{2\Delta\omega} \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} \text{Si}(T\Omega_i),$$

або з урахуванням рівності (3.29)

$$\begin{aligned} \Phi(\omega) &= \frac{T}{2\Delta\omega} \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} \left[\text{si}(T\Omega_i) + \frac{\pi}{2} \right] = \\ &= \frac{T}{2\Delta\omega} \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} \text{si} T\Omega_i + \frac{T}{2\Delta\omega} \frac{\pi}{2} \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} = \frac{T}{2\Delta\omega} \sum_{i=1}^4 \text{si}(T\Omega_i) \end{aligned} \quad (3.30)$$

Графік функції $\Phi(\omega)$ наведено на рисунку 3.1. З рисунку видно, що осциляції істотні тільки поблизу «країв» функції $\Phi(\omega)$, тобто поблизу частот $\omega = \pm\omega_0 \pm \frac{1}{2}\Delta\omega$. Поблизу кожної «границі» функції $\Phi(\omega)$ з чотирьох доданків

у формулі (3.27) або (3.30) основний внесок дає тільки один з них – той, аргумент якого звертається в нуль у відповідній точці. Його й необхідно враховувати при обчисленні похибки вимірювання оцінки СЦП, а іншими складовими можна знехтувати [81], [89].

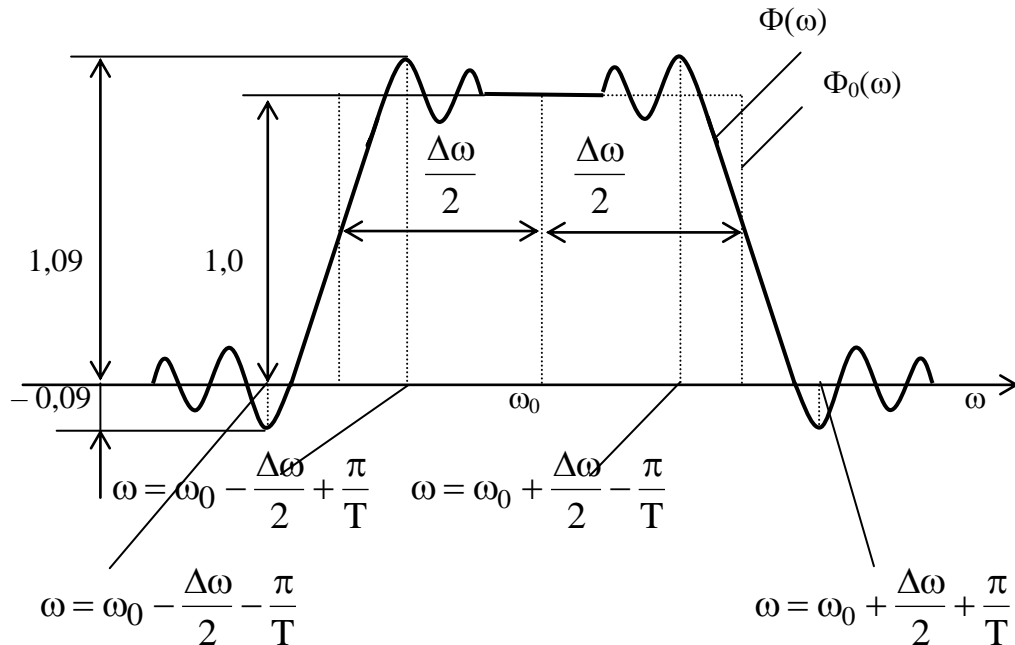


Рисунок 3.1 – Графік функції спектрального вікна $\Phi(\omega)$

Зазначимо, що на графіку (рис. 3.1) масштаб осі ω для наочності сильно перебільшений, так як при $T\Delta\omega \gg 1$ осциляції (коливання) є тільки поблизу «границь» функції $\Phi(\omega)$, на інтервалах порядку π/T . Відзначимо також, що, якщо функцію істинної СЦП $G(x)$, а, відповідно, і інтегральний синус $\text{Si}(x)$ можна вважати приблизно постійними поблизу «границі» на інтервалах порядку $\frac{1}{T}$, тобто якщо характерний масштаб $\text{Si}(x)$ великий порівняно з величиною $\frac{1}{T}$, то осциляції взагалі не позначаються, оскільки виникає через осциляцій добуток $\Delta X(\Omega)$ – антисиметрична функція Ω . Рівень найближчого до «границі» негативного викиду (при $\Omega = \frac{\pi}{T}$) дорівнює:

$$-\frac{1}{\pi}\text{Si}(\pi) = -\frac{0,281}{3,14} = -0,09.$$

Усередині спектрального вікна найбільший викид (при $\Omega = -\frac{\pi}{T}$) дорівнює $(1 + 0,09) = 1,09$.

Оцінимо значення середньоквадратичного відхилення реальної функції спектрального вікна $\Phi(\omega)$ від ідеальної (прямокутної) функції $\Phi_0(\omega)$, використовуючи формулу (3.1).

Для цього скористаємося тим, що функція $\Phi_0(\omega)$ виходить з функції $\Phi(\omega)$, відповідно до виразу (3.3), при $T \rightarrow \infty$. Тоді

$$\Phi(\omega) - \Phi_0(\omega) = \int_T^{\infty} H(\tau) \cos \omega \tau d\tau. \quad (3.31)$$

Підставляючи співвідношення (3.31) у формулу (3.1), маємо:

$$\Gamma = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \left[\int_T^{\infty} H(\tau) \cos \omega \tau d\tau \right]^2.$$

Уявімо це рівність у вигляді:

$$\Gamma = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_T^{\infty} d\tau d\tau' H(\tau) H'(\tau') \cos \omega \tau \cos \omega \tau'.$$

Приймаючи до уваги, що

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} \cos \omega \tau \cos \omega \tau' d\omega &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} [\cos \omega(\tau - \tau') + \cos \omega(\tau + \tau')] d\omega = \\ &= \pi [\delta(\tau - \tau') + \delta(\tau + \tau')], \end{aligned}$$

запишемо:

$$\Gamma = \pi \int_{\Gamma}^{\infty} H^2(\tau) d\tau . \quad (3.32)$$

Підставляючи у вираз (3.32) оптимальну перетворюючу функцію $H_{\text{опт}}(\tau)$ згідно (3.15), маємо:

$$\Gamma = \frac{4\pi\Gamma^2}{(\Delta\omega)^2} \int_{\Gamma}^{\infty} \cos^2 \omega_0 \tau \frac{\sin^2 \frac{\Delta\omega\tau}{2}}{\tau^2} d\tau = \frac{\pi\Gamma^2}{(\Delta\omega)^2} \int_{\Gamma}^{\infty} (1 + \cos 2\omega_0\tau)(1 - \cos \Delta\omega\tau) \frac{d\tau}{\tau^2} ,$$

або

$$\Gamma \approx \frac{\pi\Gamma^2}{(\Delta\omega)^2} \int_{\Gamma}^{\infty} \frac{d\tau}{\tau^2} = \frac{\pi\Gamma}{(\Delta\omega)^2} \left[1 + O\left(\frac{1}{\Gamma\Delta\omega}\right) \right] . \quad (3.33)$$

У той же час

$$\int_{-\infty}^{\infty} \Phi_0^2 d\omega = 2\Phi_0^2 \Delta\omega = \frac{\pi^2\Gamma^2}{2\Delta\omega} , \quad (3.34)$$

де враховано $\Phi_0 = \frac{\pi\Gamma}{2\Delta\omega}$.

Відносна середньоквадратична похибка наближення оптимальної спектральної характеристики $\Phi(\omega)$ до ідеальної характеристики $\Phi_0(\omega)$ визначається виразом:

$$\delta\Gamma = \frac{\Gamma}{\int_{-\infty}^{\infty} \Phi_0^2(\omega) d\omega} . \quad (3.35)$$

Після підстановки у формулу (3.35) рівності (3.33) і (3.34) знаходимо:

$$\delta\Gamma = \frac{2}{\pi T \Delta\omega} \left[1 + O\left(\frac{1}{T\Delta\omega}\right) \right]. \quad (3.36)$$

Визначимо спектральну функцію $\Phi'(\omega)$ для оптимальної перетворюючої функції $H'_{\text{opt}}(\tau)$, одержуваної при оптимізації по мінімуму бічних пелюсток і описуваної виразом (3.16).

Представимо функцію $\Phi'(\omega)$ у вигляді:

$$\Phi'(\omega) = \int_0^T H'(\tau) \cos \omega \tau \, d\tau = \int_0^T \left[H(\tau) - \frac{2}{\Delta\omega} \cos \omega_0 \tau \sin \frac{\Delta\omega \tau}{2} \right] \cos \omega \tau \, d\tau,$$

або з урахуванням співвідношення (2.45) запишемо:

$$\Phi'(\omega) = \Phi(\omega) + \Delta\Phi'(\omega), \quad (3.37)$$

$$\text{де } \Delta\Phi'(\omega) = -\frac{2}{\Delta\omega} \int_0^T \cos \omega_0 \tau \sin \frac{\Delta\omega \tau}{2} \cos \omega \tau \, d\tau.$$

Після перетворень, аналогічних попереднім, маємо:

$$\Delta\Phi'(\omega) = -\frac{T}{2\Delta\omega} \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} \varphi(T\Omega_i), \quad (3.38)$$

$$\text{де } \varphi(x) = \frac{1}{x} \int_0^x \sin x' \, dx' = \frac{1 - \cos x}{x}. \quad (3.39)$$

З урахуванням виразів (3.30) і (3.38) формула (3.37) приймає вигляд:

$$\Phi'(\omega) = \frac{T\pi}{2\Delta\omega} \frac{1}{\pi} \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} [\text{Si}(T\Omega_i) - \varphi(T\Omega_i)],$$

або

$$\Phi'(\omega) = \frac{T}{2\Delta\omega} \sum_{i=1}^4 (-1)^{i-1} f(T\Omega_i), \quad (3.40)$$

$$\text{де } f(x) = \text{Si}(x) - \frac{1 - \cos x}{x}. \quad (3.41)$$

Проаналізуємо поведінку функції $f(x)$. Перш за все, відзначимо, що вона має такі властивості:

а) $f(-x) = -f(x)$, тобто функція симетрична щодо нуля;

б) при $x \ll 1$ $f(x) \approx x - \frac{1}{2}x = \frac{1}{2}x$;

в) при $x \gg 1$ $f(x) = \frac{\pi}{2} - \frac{\cos x}{x} - \frac{\sin x}{x^2} + \frac{\cos x - 1}{x} \approx \frac{\pi}{2} - \frac{1}{x} - \frac{\sin x}{x^2}$;

$$\text{г) } f'(x) = \frac{\sin x}{x} - \frac{\sin x}{x} + \frac{1 - \cos x}{x^2} = \frac{1 - \cos x}{x^2} = \frac{2\sin^2 \frac{x}{2}}{x^2}.$$

Точки екстремуму x_l функції $f(x)$ визначимо з умови $\cos x_l = 1$, тобто $x_l = 2\pi l$, $l = 1, 2, \dots$. Ці точки є точками перегину функції $f(x)$, яка монотонно зростає, так як $f'(x) \geq 0$.

Відзначимо важливу обставину: функція $\Phi'(\omega)$ за межами вікна $\Delta\omega$ не має викидів (ні позитивних, ні негативних) і відрізняється від ідеального (прямокутного) спектрального вікна тільки поблизу «границь», в області $\sim 1/T$.

Обчислимо тепер похибку наближення оптимальної спектральної характеристики $\Phi'(\omega)$ до спектральної характеристики ідеального, прямокутного вікна $\Phi_0(\omega)$ вузько-смугового фільтра. Аналогічно формулі (3.1) запишемо:

$$\Gamma' = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\Phi'(\omega) - \Phi_0(\omega) \right]^2 d\omega. \quad (3.42)$$

Використовуючи співвідношення (3.3) і рівність Парсеваля вираз (3.42) представимо у вигляді:

$$\Gamma' = \pi \int_0^T [H'(\tau) - H(\tau)]^2 d\tau + \pi \int_T^\infty H^2(\tau) d\tau,$$

або

$$\Gamma' = \Gamma + \Delta\Gamma, \quad (3.43)$$

де функціонал Γ визначається виразом (3.30), а

$$\Delta\Gamma = \pi \int_0^T [H'(\tau) - H(\tau)]^2 d\tau.$$

Оскільки $\Delta\Gamma > 0$, то, як випливає із виразу (3.43), справедлива умова $\Gamma' > \Gamma$, що й слід було очікувати заздалегідь (з постановки задачі оптимізації).

Обчислимо величину $\Delta\Gamma$ з урахуванням рівності (3.15) і (3.16):

$$\begin{aligned} \Delta\Gamma &= \frac{4\pi}{(\Delta\omega)^2} \int_0^T \cos^2 \omega_0 \tau \sin^2 \frac{\Delta\omega \tau}{2} d\tau = \\ &= \frac{\pi}{(\Delta\omega)^2} \int_0^T (1 + \cos 2\omega_0 \tau)(1 - \cos \Delta\omega \tau) d\tau \approx \frac{\pi\Gamma}{(\Delta\omega)^2} = \Gamma. \end{aligned}$$

Тоді, відповідно до рівності (3.43),

$$\Gamma' = 2\Gamma,$$

а отже,

$$\delta\Gamma' = 2\delta\Gamma. \quad (3.44)$$

Отже, при оптимізації спектральної характеристики вузько-смугового фільтра за мінімумом середньоквадратичної похибки апроксимації ідеального вікна (перша задача оптимізації) застосування фільтра з імпульсною характеристикою $h_{\text{опт}}(\tau)$, відповідно до виразу (3.9), забезпечує мінімальне середньоквадратичне відхилення $\delta\Gamma$, формула (3.36), форми спектральної характеристики $\Phi(\omega)$, вираз (30), від ідеальної прямокутної, але в той же час призводить до появи осциляцій, як в смузі аналізу $\Delta\omega$, так і поза нею (рис. 3.1).

При оптимізації спектральної характеристики фільтра за мінімумом бічних пелюсток при заданій дисперсії оцінки СЦП (друга задача оптимізації) застосування фільтра із імпульсною характеристикою $h'_{\text{опт}}(\tau)$, вираз (3.14), забезпечує форму спектральної характеристики $\Phi'(\omega)$, формула (3.40), яка не має осциляцій у всьому діапазоні частот, але при цьому відносна середньоквадратична похибка апроксимації $\delta\Gamma'$ ідеального спектрального вікна збільшується вдвічі, рівність (3.44). Крім того, функція $h'_{\text{опт}}(\tau)$ забезпечує більш просту технічну реалізацію фільтра.

Відзначимо також, що відносні дисперсії оцінок СЦП $\delta\hat{G}$ і $\delta\hat{G}'$ для обох спектральних характеристик при $T\Delta\omega \gg 1$ (при цьому $\delta\Gamma, \delta\Gamma' \ll 1$) практично однакові та дорівнюють

$$\delta\hat{G} \approx \delta\hat{G}' = \frac{2\pi}{T\Delta\omega} = \frac{1}{T\Delta f}.$$

Таким чином, у результаті постановки та розв'язання задач оптимізації вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу отримані їх спектральні характеристики або ФСВ, вирази (3.30) і (3.40), що дозволяють при заданих значеннях часу вимірювання T і відносній дисперсії оцінки СЦП $\delta\hat{G}$ найкращим чином (оптимальним, кожна в своєму розумінні) апроксимувати ідеальне спектральний вікно вузько-смугового фільтра.

Отже, застосування запропонованих оптимальних фільтрів при спектральному аналізі випадкових сигналів діагностування технічного стану двигунів засобів водного транспорту дозволяє своєчасно виявити можливі несправності чи порушення у режимах роботи (відповідно до заздалегідь відомих, справних). Своєчасне виявлення можливих відмов двигунів засобів водного транспорту дозволить уникнути додаткових витрат під час перевезення вантажів, тобто зменшити додаткові (непланові) витрати [116].

3.2 Дослідження можливостей реалізації оптимальних функцій спектрального вікна при застосування динамічних фільтрів

Отримаємо вихідні співвідношення для оптимального синтезу параметрів смугових динамічних фільтрів для двох методів вимірювання оцінки СЩП: методу множення та методу безпосередньої фільтрації [40].

Для цих методів вимірювання оцінки СЩП, відповідно до формул (2.29) і (2.1), описуються відповідно виразами:

$$\hat{G}_1(\omega_0, \Delta\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T x(t)y(t)dt, \quad (3.45)$$

$$\hat{G}_2(\omega_0, \Delta\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T y^2(t)dt. \quad (3.46)$$

Вихідний сигнал смугового динамічного фільтра з імпульсною перехідною характеристикою $h(t, \tau)$, що є функцією часу, описується виразом

$$y(t) = \int_0^t h(t, \tau)x(\tau)d\tau = \int_0^t h_t(t - \tau)x(\tau)d\tau, \quad (3.47)$$

де $h_t(t - \tau) = h(t, t - \tau)$ – імпульсна перехідна характеристика динамічного фільтра;

індекс t тут і надалі – означає залежність, тобто перебудову в часі відповідних характеристик (параметрів) фільтра.

Знайдемо математичні очікування та дисперсії оцінок СЩП \hat{G}_1, \hat{G}_2 .

3.2.1 Математичне очікування оцінок спектральної щільності потужності при використанні динамічних фільтрів

Для математичного очікування оцінки СЩП \hat{G}_1 методу множення з урахуванням співвідношення (3.45) маємо

$$M[\hat{G}_1] = \frac{1}{T} \int_0^T \langle x(t)y(t) \rangle dt. \quad (3.48)$$

Обчислимо середнє значення добутку вхідного та відфільтрованого сигналів $x(t), y(t)$, тобто $\langle x(t)y(t) \rangle$. Беручи до уваги вираз (3.47), отримаємо

$$\langle x(t)y(t) \rangle = \int_0^t h_t(t - \tau) \langle x(t)x(\tau) \rangle dt,$$

$$\text{або } \langle x(t)y(t) \rangle = \int_0^t h_t(\tau) R_x(\tau) d\tau, \quad (3.49)$$

$$\text{де } R_x(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) e^{-j\omega\tau} d\omega - \quad (3.50)$$

кореляційна функція сигналу $x(t)$;

$G_x(\omega)$ – СЩП сигналу $x(t)$.

З урахуванням співвідношення (3.50) формула (3.49) приймає вигляд

$$\langle x(t)y(t) \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^t d\tau h_t(\tau) G_x(\omega) e^{-j\omega\tau} = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) W_t(j\omega) d\omega, \quad (3.51)$$

$$\text{де } W_t(j\omega) = \int_0^t h_t(\tau) e^{-j\omega\tau} d\tau - \quad (3.52)$$

комплексна частотна характеристика динамічного фільтра.

Після підстановки рівності (3.51) в вираз (3.48) маємо

$$M[\hat{G}_1] = \frac{1}{T} \int_0^T \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) W_t(j\omega) dt d\omega. \quad (3.53)$$

Так як функція $G_x(\omega)$ – речова парна функція, то для правої частини рівності (3.53) запишемо

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} G_x W_t(j\omega) d\omega &= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) [W_t(j\omega) + W_t(-j\omega)] d\omega = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} G_x \operatorname{Re} W_t(j\omega) dt. \end{aligned}$$

Тоді

$$M[\hat{G}_1] = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) \Phi_1(\omega) d\omega, \quad (3.54)$$

$$\text{де } \Phi_1(\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T \operatorname{Re} W_t(j\omega) dt - \quad (3.55)$$

функція спектрального вікна вузько-смугового фільтра для методу множення спектрального аналізу.

Визначимо математичне очікування оцінки СЦП для методу безпосередньої фільтрації реалізованого на основі динамічних фільтрів. З використанням виразу (3.46) маємо

$$M[\hat{G}_2] = \frac{1}{T} \int_0^T \langle y^2(t) \rangle dt. \quad (3.56)$$

Обчислимо $\langle y^2(t) \rangle$. З урахуванням рівності (3.47) запишемо

$$\langle y^2(t) \rangle = \int_0^t d\tau \int_0^t d\tau' h_t(t-\tau) h_t(t-\tau') \langle x(\tau) x(\tau') \rangle,$$

або

$$\begin{aligned} \langle y^2(t) \rangle &= \int_0^t \int_0^t d\tau d\tau' h_t(t-\tau) h_t(t-\tau') R_x(\tau-\tau') = \\ &= \int_0^t \int_0^t d\tau d\tau' h_t(\tau) h_t(\tau') R_x(\tau-\tau'). \end{aligned} \quad (3.57)$$

На підставі теореми Вінера-Хінчіна вираз (3.56) представимо у вигляді

$$\langle y^2(t) \rangle = \int_0^t \int_0^t d\tau d\tau' h_t(\tau) h_t(\tau') e^{j\omega(\tau-\tau')} \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) d\omega = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) |W_t(j\omega)|^2 d\omega. \quad (3.58)$$

Підставляючи співвідношення (3.58) в формулу (3.56), отримаємо

$$M[\hat{G}_2] = \frac{1}{T} \int_0^T \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) |W_t(j\omega)|^2 dt d\omega.$$

Представимо цю рівність так:

$$M[\hat{G}_2] = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) \Phi_2(\omega) d\omega, \quad (3.59)$$

$$\text{де } \Phi_2(\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T |W_t(j\omega)|^2 dt - \quad (3.60)$$

ФСВ вузько-смугового фільтра для методу безпосередньої фільтрації спектрального аналізу.

3.2.2 Дисперсія оцінок спектральної щільності потужності при використанні динамічних фільтрів

Дисперсію оцінки СЩП \hat{G}_1 для кореляційно-фільтрової методу спектрального аналізу визначимо, використовуючи співвідношення

$$\begin{aligned} D[\hat{G}_1] &= \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T dt dt' [\langle x(t)y(t)x(t')y(t') \rangle - \langle x(t)y(t) \rangle \langle x(t')y(t') \rangle] = \\ &= \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T dt dt' [\langle x(t)x(t') \rangle \langle y(t)y(t') \rangle + \langle x(t)y(t') \rangle \langle x(t')y(t) \rangle]. \quad (3.61) \end{aligned}$$

Обчислимо величини:

$$\begin{aligned} \text{a) } \langle y(t)y(t') \rangle &= \int_0^t \int_0^{t'} d\tau d\tau' h_t(\tau) h_{t'}(\tau') \langle x(t-\tau)x(t'-\tau') \rangle = \\ &= \int_0^t \int_0^{t'} d\tau d\tau' h_t(\tau) h_{t'}(\tau') R_x(t-t'-\tau+\tau'). \end{aligned}$$

На підставі теореми Вінера-Хинчина маємо

$$\langle y(t)y(t') \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^t \int_0^{t'} d\tau d\tau' h_t(\tau) h_{t'}(\tau') S_x(\omega) e^{j\omega(t-t'-\tau+\tau')}.$$

З урахуванням рівності (3.52) отримаємо

$$\langle y(t)y(t') \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) e^{j\omega(t-t')} W_t^*(j\omega) W_{t'}(j\omega) d\omega, \quad (3.62)$$

$$W_{t'}^*(j\omega) = \int_0^{t'} h_{t'}(\tau') e^{j\omega\tau'} d\tau';$$

$$\text{б) } \langle x(t)y(t') \rangle = \int_0^{t'} h_{t'}(\tau) \langle x(t)x(t-\tau) \rangle d\tau = \int_0^{t'} h_{t'}(\tau) R(t-t'+\tau) d\tau.$$

Беручи до уваги теорему Вінера-Хінчина, маємо

$$\langle x(t)y(t') \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) e^{j\omega(t-t')} W_{t'}(j\omega) d\omega; \quad (3.63)$$

в) для величини $\langle x(t')y(t) \rangle$ аналогічно попередньому, тобто $\langle x(t)y(t') \rangle$, маємо

$$\langle x(t')y(t) \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega') e^{j\omega'(t'-t)} W_t(j\omega') d\omega'. \quad (3.64)$$

З огляду на рівності (3.59), (3.63) і (3.64) у формулі (3.61), отримаємо

$$D[\hat{G}_1] = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int dt dt' \left[R_x(t-t') \int_{-\infty}^{\infty} d\omega G_x(\omega) e^{j\omega(t-t')} W_t^*(j\omega) W_{t'}(j\omega) + \int_{-\infty}^{\infty} d\omega d\omega' G_x(\omega) G_x(\omega') e^{j\omega(t-t')} W_{t'}(j\omega) e^{j\omega'(t'-t)} W_t(j\omega') \right],$$

або, застосовуючи теорему Вінера-Хінчина для величини $R_x(t-t')$, маємо

$$D[\hat{G}_1] = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega d\omega' G_x(\omega) G_x(\omega') \left\{ \frac{1}{T^2} \int_0^T \int dt dt' e^{j\omega(t-t') + j\omega'(t'-t)} \left[W_t^*(j\omega) W_{t'}(j\omega) + W_{t'}(j\omega) W_t(j\omega') \right] \right\}.$$

Дану рівність запишемо так

$$D[\hat{G}_1] = \int_{-\infty}^{\infty} \int d\omega d\omega' G_x(\omega) G_x(\omega') \Psi_1(\omega, \omega'), \quad (3.65)$$

де

$$\Psi_1(\omega, \omega') = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int dt dt' e^{j\omega(t-t') + j\omega'(t'-t)} [W_t^*(j\omega) W_{t'}(j\omega) + W_{t'}(j\omega) W_t(j\omega')]. \quad (3.66)$$

Так як дисперсію досить обчислити лише приблизно, а функція $\Psi_1(\omega, \omega')$ згідно рівності (3.66), має різкий максимум при $\omega = \omega' = \pm\omega_0$, то вираз (3.63) перетворимо до виду

$$D[\hat{G}_1] \approx G_x^2(\omega_0) \int_{-\infty}^{\infty} \int \Psi_1(\omega, \omega') d\omega d\omega'. \quad (3.67)$$

Обчислимо в цій формулі подвійний інтеграл, з урахуванням рівності (3.53) і (3.66) маємо

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} \int \Psi_1(\omega, \omega') d\omega d\omega' &= \frac{4\pi^2}{T^2} \int_0^T dt \int_0^t d\tau h_t^2(\tau) = \\ &= \frac{2\pi}{T^2} \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt |W_t(j\omega)|^2 = \frac{4\pi}{T^2} \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt [\operatorname{Re} W_t(j\omega)]^2. \end{aligned} \quad (3.68)$$

З урахуванням рівності (3.68) для вираження (3.67) отримаємо

$$D[\hat{G}_1] = \frac{4\pi}{T^2} G_x^2(\omega_0) \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt [\operatorname{Re} W_t(j\omega)]^2. \quad (3.69)$$

Дисперсію оцінки СЩП \hat{G}_2 для методу безпосередньої фільтрації визначимо з виразу

$$D[\hat{G}_2] = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T dt dt' \left[\langle y^2(t)y^2(t') \rangle - \langle y^2(t) \rangle \langle y^2(t') \rangle \right]. \quad (3.70)$$

У цьому співвідношенні величину $\langle y^2(t)y^2(t') \rangle$, беручи до уваги нормальний закон розподілу вхідних сигналів, уявімо такий спосіб

$$\langle y^2(t)y^2(t') \rangle = \langle y(t)y(t)y(t')y(t') \rangle = \langle y^2(t) \rangle \langle y^2(t') \rangle + 2(\langle y(t)y(t') \rangle)^2.$$

З урахуванням даного рівності зі співвідношення (3.70) знаходимо

$$D[\hat{G}_2] = \frac{2}{T^2} \int_0^T \int_0^T (\langle y(t)y(t') \rangle)^2 dt dt'.$$

Підставами в цю формулу рівність (3.62), маємо

$$D\hat{G}_2 = \frac{2}{T^2} \int_0^T \int_0^T dt dt' \left[\int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) e^{j\omega(t-t')} W_t(j\omega) W_{t'}(j\omega) d\omega \right]^2.$$

Запишемо дане співвідношення у вигляді

$$D[\hat{G}_2] = \frac{2}{T^2} \int_0^T \int_0^T dt dt' \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} d\omega d\omega' G_x(\omega) G_x(\omega') e^{j\omega(t-t') - j\omega'(t-t')} \times \\ \times W_t^*(j\omega) W_{t'}(j\omega) W_t(j\omega') W_{t'}^*(j\omega'),$$

або, за аналогією з виразом (3.65),

$$D[\hat{G}_2] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} G_x(\omega) G_x(\omega') \Psi_2(\omega, \omega') d\omega d\omega', \quad (3.71)$$

де

$$\Psi_2(\omega, \omega') = \frac{2}{T^2} \int_0^T \int_0^T dt dt' e^{j\omega(t-t') - j\omega'(t-t')} W_t^*(j\omega) W_{t'}(j\omega) W_t(j\omega') W_{t'}^*(j\omega'). \quad (3.72)$$

Як випливає з формули (3.72), функція $\Psi_2(\omega, \omega')$, аналогічно функції $\Psi_1(\omega, \omega')$, має різкий максимум при $\omega = \omega' = \pm\omega_0$, тому наближено маємо

$$D[\hat{G}_2] \approx G_x^2(\omega_0) \int_0^T d\omega d\omega' \Psi_2(\omega, \omega'). \quad (3.73)$$

За аналогією з попередніми висловлюваннями (3.67) і (3.68), обчислимо наближено подвійний інтеграл

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \Psi_2(\omega, \omega') d\omega d\omega' \approx \frac{4\pi}{T^2} \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T |W_t(j\omega)|^4 dt. \quad (3.74)$$

З урахуванням рівності (3.74) вираз (3.73) набуває вигляду

$$D[\hat{G}_2] = \frac{4\pi}{T^2} G_x^2(\omega_0) \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T |W_t(j\omega)|^4 dt. \quad (3.75)$$

Використовуючи вирази (3.54), (3.59) і (3.69), (3.75), визначимо відносні дисперсії оцінок СЩП \hat{G}_1 і \hat{G}_2 :

– для методу множення

$$\delta_{\hat{G}_1} = \frac{D[\hat{G}_1]}{(M[\hat{G}_1])^2} = \frac{4\pi \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T [\operatorname{Re} W_t^{(1)}(j\omega)]^2 dt}{\left[\int_{-\infty}^{\infty} \int_0^T \operatorname{Re} W_t^{(1)}(j\omega) dt \right]^2}; \quad (3.76)$$

– для методу безпосередньої фільтрації

$$\delta \hat{G}_2 = \frac{D[\hat{G}_2]}{(M[\hat{G}_2])^2} = \frac{4\pi \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T [W_t^{(2)}(j\omega)]^4 dt}{\left[\int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T W_t^{(2)}(j\omega) dt \right]^2}, \quad (3.77)$$

де індекси (1) та (2) в позначеннях комплексної частотної характеристики $W_t(j\omega)$ введені відповідно для методу множення та методу безпосередньої оцінки.

З попарного порівняння виразів (3.76), (3.77) і (3.55), (3.60) випливає, що метод множення та метод безпосередньої фільтрації вимірювання оцінок СЦП із застосуванням динамічних вузько-смугових фільтрів будуть еквівалентні, по-перше, по ФСВ, що означає виконання рівності $\Phi_1(\omega) = \Phi_2(\omega)$, і, по-друге, по точності, тобто відносної дисперсії оцінок СЦП ($\delta \hat{G}_1 = \delta \hat{G}_2$), при виконанні умови

$$\operatorname{Re} W_t^{(1)}(j\omega) = |W_t^{(2)}(j\omega)|^2. \quad (3.78)$$

Назвемо рівність (3.78) умовою еквівалентності розглянутих фільтрових методів вимірювання оцінок СЦП по точності. У загальному випадку ця умова виконана бути не може, оскільки права частина рівності є свідомо позитивної величиною, а його ліва частина може бути як позитивною, так і негативною величиною, але в окремих випадках цю умову можна виконати.

У формулі (3.76), приймаючи до уваги рівність (3.53), перейдемо до часового подання

$$\int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T \operatorname{Re} W_t^{(1)}(j\omega) dt = \int_{-\infty}^{\infty} d\omega \int_0^T dt \int_0^t h_t^{(1)}(\tau) e^{j\omega\tau} d\tau = \pi \int_0^T h_t^{(1)}(0) dt, \quad (3.79)$$

$$\text{де } h_t^{(1)}(0) = 2 \int_0^t h_t^{(1)}(\tau) \delta(\tau) d\tau.$$

З урахуванням співвідношення (3.79) формула (3.76) приймає вид

$$\delta \hat{G}_1 = \frac{4 \int_0^T dt \int_0^t [h^{(1)}(0)]^2 d\tau}{\left[\int_0^T h_t^{(1)}(0) dt \right]^2}. \quad (3.80)$$

Для стаціонарного фільтра за умови $T\Delta\omega \gg 1$ справедлива рівність

$$\delta \hat{G}_1 = \frac{4}{T^2 [h^{(1)}(0)]^2} \int_0^T (T - \tau) [h^{(1)}(0)]^2 d\tau \approx \frac{4}{T [h^{(1)}(0)]^2} \int_0^T [h^{(1)}(\tau)]^2 d\tau.$$

Таким чином, формули (3.55) і (3.76) або (3.80) є вихідними для синтезу оптимального динамічного фільтра при апаратурною реалізації методу множення вимірювання оцінки СЦП, заснованого на тимчасовому усередненні твори вихідної і відфільтрованої реалізації випадкового сигналу, а формули (3.60), (3.77) – для синтезу оптимального динамічного фільтра методу безпосередньої фільтрації, заснованого на часовому усередненні квадрата фільтрованої реалізації випадкового сигналу.

Для пояснення фізичного змісту завдань оптимізації динамічних фільтрів, використовуваних при спектральному аналізі випадкових сигналів, звернемося до формул функції спектрального вікна (3.55), (3.60) і відносної дисперсії оцінки СЦП (3.76), (3.77) для методу множення та методу безпосередньої оцінки. Із зазначених формул слід, що всі вони містять комплексну частотну характеристику $W(j\omega)$. Тому кожену пару формул представимо в узагальненому вигляді:

– для ФСВ динамічних фільтрів, виходячи із співвідношень (3.55) і (3.60), запишемо

$$\Phi(\omega) = \frac{1}{T} \int_0^T \varphi_t(\omega) d\omega \equiv \langle \varphi_t(\omega) \rangle, \quad (3.81)$$

– для відносної дисперсії оцінок СЩП, згідно виразів (3.76) і (3.77), маємо

$$\delta \hat{G} = \frac{4\pi \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{1}{T} \int_0^T \varphi_t^2(\omega) dt \right] d\omega}{T \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} \left[\frac{1}{T} \int_0^T \varphi_t(\omega) dt \right] d\omega \right\}^2} = \frac{4\pi \int_{-\infty}^{\infty} \langle \varphi_t^2(\omega) \rangle d\omega}{T \left[\int_{-\infty}^{\infty} \langle \varphi_t(\omega) \rangle d\omega \right]^2}, \quad (3.82)$$

де $\varphi_t(\omega)$ – узагальнена функція, що залежить від комплексної частотної характеристики динамічного фільтра та методу спектрального аналізу, при реалізації якого він використовується.

Тоді запишемо для

– для методу множення спектрального аналізу

$$\varphi_t(\omega) = \operatorname{Re} W_t(j\omega);$$

– для методу безпосередньої фільтрації

$$\varphi_t(\omega) = |W_t(j\omega)|^2.$$

Таким чином, з виразів (3.81), (3.82) відповідно для функції спектрального вікна фільтра $\Phi(\omega)$ і відносної дисперсії оцінки СЩП $\delta \hat{G}$, видно, що $\Phi(\omega)$ і $\delta \hat{G}$ залежать від однієї і тієї ж функції $\varphi_t(\omega)$.

Тому незалежно мінімізувати дисперсію оцінки СЦП і похибка апроксимації, що викликається відмінністю форми спектрального вікна фільтра $\Phi(\omega)$ від ідеальної, що призводить до зміщення оцінки СЦП не можна. Зменшення похибки зсуву в загальному випадку призводить до збільшення відносної дисперсії оцінки СЦП і навпаки [81], [116].

Оптимальний закон перебудови параметрів динамічного фільтра, тобто отримання оптимальної функції $\varphi_t(\omega)$, визначається рішенням задачі оптимізації, яка формулюється так: в заданому класі функцій $\varphi_t(\omega)$ знайти таку, яка забезпечувала б при заданому часу вимірювання (аналізу) T мінімум відносної дисперсії оцінки СЦП $\delta\hat{G}$ за умови, що похибка апроксимації ухилення форми спектрального вікна від ідеальної (прямокутної) форми не перевищує заданого допустимого значення.

Клас допустимих функцій $\varphi_t(\omega)$ і, отже, допустимих комплексних частотних характеристик $W(j\omega)$ визначається можливостями реалізації вузько-смугового динамічного фільтра. А так як складність реалізації вузько-смугового фільтра залежить, в основному, від його порядку, то, природно, порядком фільтра визначається і клас допустимих функцій $\varphi_t(\omega)$. При цьому оптимізація законів перебудови параметрів динамічного фільтра зводиться до стандартної варіаційної задачі, яка може бути вирішена відомими методами.

Таким чином, розроблений метод синтезу характеристик динамічного вузько-смугового фільтру для спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту для контролю їх технічного стану.

Висновки по розділу 3

1. Запропоновано метод оптимізації ФСВ (спектральної або частотної характеристики) вузько-смугового фільтру для спектрального аналізу

випадкових сигналів за середньоквадратичним критерієм, тобто мінімуму середньоквадратичної похибки апроксимації ідеальної (прямокутної) ФСВ фільтра реальної ФСВ. Отримано вихідне співвідношення для імпульсної перехідної характеристики фільтра при методі множення вимірювання оцінки СЩП. Показано, що для методу безпосередньої фільтрації вимірювання оцінки СЩП оптимальна імпульсна характеристика не може бути отримана.

2. Розроблено метод оптимізації функції спектрального вікна вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів по мінімуму впливу бічних пелюсток ФСВ на похибка вимірювання оцінки СЩП. Отримано співвідношення для оптимальної імпульсної перехідної характеристики фільтра.

В результаті постановки і розв'язання зазначених задач оптимізації отримані аналітичні співвідношення для ФСВ вузько-смугового фільтра, які дозволяють при заданих значеннях часу аналізу та відносної дисперсії оцінки СЩП оптимально (за відповідним критерієм) апроксимувати ідеальне спектральне вікно фільтра для спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту.

3. Отримані вихідні співвідношення для оптимального синтезу законів перебудови характеристик динамічних смугових фільтрів для методу множення та методу безпосередньої фільтрації вимірювання оцінок СЩП. Ці співвідношення пов'язують статистичні характеристики оцінок СЩП (математичне очікування й дисперсію) зазначеними методами з характеристиками динамічного фільтра (ФСВ, комплексної частотної характеристикою тощо) і вимірюваної СЩП. Отримано умова еквівалентності по точності методу множення та методу безпосередньої фільтрації.

Основні результати розділу опубліковані [21], [40], [116].

РОЗДІЛ 4

МОДЕЛЮВАННЯ ТА ДОСЛІДЖЕННЯ ФІЛЬТРІВ ДЛЯ СПЕКТРАЛЬНОГО АНАЛІЗУ ВИПАДКОВИХ СИГНАЛІВ ПРИ КОНТРОЛІ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ ДВИГУНІВ

В апаратури спектрального аналізу, особливо в системах діагностування технічних об'єктів, таких як двигуни засобів водного транспорту, використовують вузько-смугові фільтри малих порядків, що спрощує їх синтез і технічну реалізацію апаратури. Як показано в попередніх розділах, отримання однакових характеристик точності спектрального аналізу може бути забезпечено динамічними фільтрами менших порядків, ніж класичних, стаціонарних (які не перебудовуються), фільтрів.

Для перевірки отриманих в роботі результатів, в даному розділі викладаються теорія синтезу динамічних фільтрів другого порядку для спектрального аналізу випадкових сигналів кореляційно-фільтровим методом, і результати обчислювального експерименту (моделювання за допомогою ЕОМ).

4.1 Синтез фільтру для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів

Як вже відмічалось вище, для підвищення точності параметрів випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигуна при спектральному аналізі, необхідні вузько-смугові фільтри. Для отримання вузько-смугового фільтра з центральною частотою $\tilde{\omega}_0$ і пропускною здатністю (смугою пропускання випадкових сигналів) $\Delta\omega$ необхідно змінювати центральну частоту (частоту настройки) динамічного фільтра $\tilde{\omega}(t)$ (рис. 1.9) за законом

$$\tilde{\omega}(t) = \tilde{\omega}_0 + \frac{\Delta\omega}{2} x(t), \quad (4.1)$$

де $\frac{\Delta\omega}{2}$ – половина смуги пропускання динамічного фільтра;

$x(t)$ – функція, яка визначає закон зміни в часі частоти настройки динамічного фільтра $\tilde{\omega}(t)$ залежно від $\Delta\omega$ задовольняє граничним умовам:

$$x(0) = -1; \quad x(T) = +1.$$

Введемо змінні $\alpha(t)$ – функцію перебудови коефіцієнта загасання α динамічного фільтра в часі; $A(t)$, $B(t)$ – функції зміни в часі параметрів A і B фільтра, що визначають його коефіцієнт передачі.

Позначимо $\beta = \frac{2\alpha}{\Delta\omega}$, після перетворення співвідношення (3.80) і переходу від змінної t до змінної x , запишемо:

$$\frac{1}{T} dt = \frac{dt}{T dx} dx = \frac{dx}{\rho(x)}, \quad (4.2)$$

$$\text{де } \rho(x) = T \frac{dx}{dt}. \quad (4.3)$$

Введемо функцію

$$c(x) = \frac{2TB_1}{\Delta\omega\rho(x)}, \quad (4.4)$$

так що

$$B_1 dt = c(x) \frac{\Delta\omega}{2} dx, \quad (4.5)$$

Позначення

$$\Omega = \frac{2(\omega - \tilde{\omega}_0)}{\Delta\omega}. \quad (4.6)$$

З урахуванням виразів (4.1) – (4.6) формула (3.81) приймає вигляд

$$\Phi_{1+}(\Omega) = \frac{1}{2} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)c(x)}{(\Omega - x)^2 + \beta^2(x)} dx. \quad (4.7)$$

Знайдемо відносну дисперсію фільтру δG_1 . Для цього, використовуючи рівність (4.2), обчислимо

$$\int_0^T B_1 dt = \frac{\Delta\omega}{2} \int_{-1}^1 c(x) dx; \quad (4.8)$$

$$\int_0^T \frac{B_1^2}{\alpha(t)} dt = \frac{\Delta\omega}{2T} \int_{-1}^1 \frac{c^2(x)\rho(x)}{\beta(x)} dx. \quad (4.9)$$

Після підстановки рівностей (4.2), (4.2) в формулу (3.80) маємо

$$\delta \hat{G}_1 = \frac{2}{T\Delta\omega} \frac{\int_{-1}^1 \frac{c^2(x)\rho(x)}{\beta(x)} dx}{\left[\int_{-1}^1 c(x) dx \right]^2}. \quad (4.10)$$

Формули (4.7), (4.10) є вихідними для оптимізації законів перебудови характеристик динамічного фільтра, необхідного при апаратурній реалізації методу множення вимірювання оцінки СЩП випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту.

Оптимізація в загальному випадку полягає у відповідному виборі функцій $\alpha(t)$, $\tilde{\omega}(t)$ і $\tilde{\beta}(t)$ [19], [20].

Як приклад прикладного використання співвідношень (4.7), (4.10) вирішимо наступну задачу оптимізації законів перебудови параметрів динамічного вузько-смугового фільтра для контролю технічного стану електродвигуна засобу водного транспорту, який має несправність у вигляді тертя ротора та статора (рис. 1.4).

Припустимо, що коефіцієнт передачі фільтра підтримується постійним, а його центральна частота змінюється за лінійним законом, тобто здійснюється лінійне сканування центральної частоти фільтра.

При цьому

$$x(t) = 2\frac{t}{T} - 1, \quad 0 \leq t \leq T,$$

і з рівності (4.3), (4.4) знаходимо

$$\rho(x) = 2; \quad c(x) = \frac{TB_1}{\Delta\omega} = \text{const.}$$

Для цього випадку формули (4.7), (4.10) приймають відповідно вигляд:

$$\Phi_{1+}(\Omega) = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega - x)^2 + \beta^2(x)} dx; \quad (4.11)$$

$$\delta\hat{G}_1 = k_{\delta G} \int_{-1}^1 \frac{dx}{\beta(x)}, \quad (4.12)$$

де $k_\Phi = \frac{\pi\Gamma}{\Delta\omega} B_1$; (4.13)

$$k_{\delta G} = \frac{1}{T\Delta\omega}. \quad (4.14)$$

За показник оптимізації приймемо площу під кривою ФСВ $\Phi_{1+}(\Omega)$ у смузі аналізу [117].

При цьому завдання оптимізації формулюється так: необхідно визначити закон зміни безрозмірного коефіцієнта загасання $\beta(x)$ динамічного фільтра, що забезпечує при заданому значенні відносної дисперсії оцінки СЦП $\delta\hat{G}_1$ максимум площі під кривою ФСВ $\Phi_{1+}(\Omega)$ в смузі аналізу.

Повна площа, яка знаходиться під кривою ФСВ $\Phi_{1+}(\Omega)$ визначається рівністю

$$S_n = \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_{1+}(\Omega) d\Omega. \quad (4.15)$$

Підставляючи рівність (4.11) в формулу (4.15), маємо

$$S_n = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega - x)^2 + \beta^2(x)} dx d\Omega = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} dx \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega - x)^2 + \beta^2(x)} d\Omega.$$

Після обчислень отримаємо

$$S_n = \frac{k_\Phi}{2\pi} \int_{-1}^1 \left[\arctg \frac{\Omega - x}{\beta(x)} + \arctg \frac{\Omega + x}{\beta(x)} \right]_{-\infty}^{\infty} dx = \frac{k_\Phi}{2} \int_{-1}^1 dx = k_\Phi. \quad (4.16)$$

Введемо площу, обмежену функцією $\Phi_{1+}(\Omega)$, в робочій смузі частот $-\gamma \leq \Omega \leq \gamma$:

$$S_p = \int_{-\gamma}^{\gamma} \Phi_{1+}(\Omega) d\Omega.$$

Аналогічно до попереднього, з урахуванням рівності (4.11) і (4.16), маємо

$$S_p = \frac{S_n}{2\pi} \int_{-\gamma-1}^{\gamma} \int_{-1}^1 \frac{\beta(x)}{(\Omega - x^2) + \beta^2(x)} dx d\Omega,$$

або після обчислень

$$S_p = \frac{S_n}{2\pi} \int_{-1}^1 \left[\operatorname{arctg} \frac{\gamma - x}{\beta(x)} + \operatorname{arctg} \frac{\gamma + x}{\beta(x)} \right] dx. \quad (4.17)$$

Відзначимо, що значення величини γ дещо більше одиниці за рахунок деякого розширення смуги пропускання $\Phi(\omega)$ від номінальної, вона буде визначена нижче.

Для вирішення завдання оптимізації скористаємося варіаційним методом (методом невизначених множників Лагранжа) мінімізації функціоналу [27], [89]:

$$\psi = -S_p + \lambda \int_{-1}^1 \frac{dx}{\beta(x)}.$$

Обчислюючи часткову похідну $\frac{\partial \psi}{\partial \beta}$ з урахуванням рівності (4.17),

отримаємо

$$\frac{\partial \psi}{\partial \beta} = \frac{S_n}{\pi} \cdot \frac{\gamma \beta^2 (\beta^2 + u) - \mu [4\gamma^2 \beta^2 + (\beta^2 - u)^2]}{\beta^2 [4\gamma^2 \beta^2 + (\beta^2 - u)^2]}, \quad (4.18)$$

де

$$\mu = \frac{\pi \lambda}{S_n}, \quad (4.19)$$

$$u = \gamma^2 - x^2. \quad (4.20)$$

Оптимальну функцію $\beta(u)$ знайдемо, прирівнюючи нулю чисельник у виразі (4.18):

$$\gamma^2\beta^2(\beta^2 + u) - \mu [4\gamma^2\beta^2 + (\beta^2 - u)^2] = 0. \quad (4.21)$$

При $0 < \mu < \gamma$ розв'язок $\beta^2(u)$ рівняння (4.21) має вигляд:

$$\beta^2(u) = \frac{1}{2(\gamma - \mu)} \left[-(\gamma u - 4\mu\gamma^2 + 2\mu u) + \sqrt{(\gamma u - 4\mu\gamma^2 + 2\mu u)^2 + 4\mu(\gamma - \mu)u^2} \right]. \quad (4.22)$$

Аналогічно з рівняння (4.21) знайдемо величину $u(\beta)$ як функцію від $\beta^2(u)$:

$$u(\beta) = \frac{1}{2\mu} \left\{ (\gamma + 2\mu)\beta^2 \pm \sqrt{(\gamma + 2\mu)^2\beta^4 - [4\mu\gamma^2\beta^2 - \beta^4(\gamma - \mu)]} \right\}. \quad (4.23)$$

Точку мінімуму функції $\beta^2(u)$ визначимо з умови $\frac{d\beta^2(u)}{du} = 0$. Після диференціювання правій частині виразу (4.22) і перетворень отримаємо

$$(\gamma + 2\mu)^2\beta^4 - 4\mu[4\mu\gamma^2\beta^2 - \beta^4(\gamma - \mu)] = 0.$$

Вирішуючи це рівняння щодо величин β^2 і u , отримаємо їх значення β_m і u_m , відповідні точці мінімуму функції $\beta^2(u)$:

$$\beta_m^2 = \frac{16\mu^2\gamma}{\gamma + 8\mu}. \quad (4.24)$$

$$u_m = \frac{8\mu\gamma(\gamma + 2\mu)}{\gamma + 8\mu}. \quad (4.25)$$

Виберемо величину γ таким чином, щоб значення (точка) u_m збігалася з кінцем інтервалу сканування по частоті, $u_m = \gamma^2 - 1$. Підставами це рівність в вираз (4.25)

$$\gamma^2 - 1 = \frac{8\mu\gamma(\gamma + 2\mu)}{\gamma + 8\mu},$$

звідки маємо рівняння для величини γ :

$$\gamma^3 - (1 + 16\mu^2)\gamma - 8\mu = 0. \quad (4.26)$$

Наближено вирішуючи рівняння (4.26), отримаємо:

$$\gamma^3 \approx 1 + 4\mu. \quad (4.27)$$

Рівність (4.27) справедливо як для $\mu \gg 1$, так і для $\mu \ll 1$. З нього випливає, що зі збільшенням μ значення γ також монотонно зростає. Величина u , як випливає з співвідношення (4.20), змінюється від $(\gamma^2 - 1)|_{x=1}$ до $\gamma^2|_{x=0}$. Тому виходить, що при $\mu \gg 1$ має місце рівність $u|_{x=1} \approx u|_{x=0}$, а, значить, $\beta^2|_{x=1} \approx \beta^2|_{x=0}$. При цьому

$$\beta^2 \approx \frac{16}{3}\mu^2.$$

Вираз (4.23), для спрощення подальших обчислень, перетворимо наступним чином. Введемо позначення:

$$\chi = \frac{\beta^2}{\beta_m^2 - 1}; \quad \xi = \frac{u}{u_m} - 1,$$

звідки

$$\beta^2 = \beta_m^2(1 + \chi); \quad u = u_m(1 + \xi). \quad (4.28)$$

З урахуванням рівності (4.28) вираз (4.23) запишемо у вигляді

$$u_m(1 + \xi) = \frac{1}{2\mu} \left\{ (\gamma + 2\mu)\beta_m^2(1 + \chi) + \sqrt{\beta_m^2(1 + \chi) [\beta_m^2(1 + \chi)(\gamma^2 + 8\mu\gamma) - 16\mu^2\gamma^2]} \right\}. \quad (4.29)$$

Вирішуючи рівняння (4.29) щодо ξ , знаходимо

$$\xi = \chi + k_\xi \sqrt{\chi(1 + \chi)}, \quad (4.30)$$

$$\text{де } k_\xi = \frac{\sqrt{\gamma(\gamma + 8\mu)}}{\gamma + 2\mu}. \quad (4.31)$$

При $\mu \ll 1$ із співвідношень (4.24), (4.25), (4.29), (4.30) і (4.31) отримаємо:

$$\left. \begin{aligned} \gamma^2 - 1 &\approx 8\mu; & \beta_m &\approx 4\mu; & u_m &\approx 8\mu; \\ k_\xi &= \sqrt{\frac{(1 + 4\mu)(1 + 12\mu)}{1 + 6\mu}} \approx 1 + 2\mu; \\ \xi &= \frac{1 - x^2}{8\mu}; & \chi &= \frac{\xi^2}{1 + 2\xi}. \end{aligned} \right\} \quad (4.32)$$

При $x = 0$ маємо

$$\xi_0 \approx \frac{1}{8\mu}; \quad \chi \approx \frac{1}{16\mu}; \quad \beta_0 \approx \mu.$$

Тоді формула (4.22) для оптимального закону перебудови коефіцієнта

загасання $\beta(x)$ динамічного фільтра набуває вигляду

$$\beta^2(x) = \mu \frac{(1 + 8\mu - x^2)^2}{1 + 4\mu - x^2}. \quad (4.33)$$

Вирази (4.32) і (4.33) справедливі при такому $\mu < 1$, щоб виконувалася нерівність $\mu \gg \mu^2$, тобто за умови $\mu \ll \frac{1}{16}$. При цьому, як випливає з рівності (4.24), $\beta_0 \ll \frac{1}{4}$.

Знайдемо зв'язок між початковим значенням коефіцієнта загасання $\beta_0(x=0)$ і кінцевим його значенням $\beta_m(x = \pm 1)$. Для цього виразимо величини γ і k_ξ через β_m . Зі співвідношення (4.24) знаходимо

$$\gamma = \frac{8\mu\beta_m^2}{16\mu^2 - \beta_m^2}. \quad (4.34)$$

Підставами рівність (4.34) в рівняння (4.26), після перетворень, за умов $\gamma > 0$, $\mu > 0$, $16\mu^2 - \beta_m^2 > 0$, отримаємо

$$\mu = \frac{1}{4}\beta_m \left(1 + \frac{2\beta_m}{\sqrt{1 + \beta_m^2}} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (4.35)$$

При цьому вираз (4.34) набуває вигляду

$$\gamma = \sqrt{1 + \beta_m^2} \cdot \left(1 + \frac{2\beta_m}{\sqrt{1 + \beta_m^2}} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (4.36)$$

Підставляючи співвідношення (4.35) і (4.36) в формулу (4.32), після перетворень знаходимо коефіцієнт

$$k_{\xi} = \frac{\left(1 + \frac{2\beta_m}{\sqrt{1 + \beta_m^2}}\right)^{\frac{1}{2}}}{1 + \frac{\beta_m}{2\sqrt{1 + \beta_m^2}}}. \quad (4.37)$$

Рівняння (4.30) перетворимо до наступного вигляду

$$(k_{\xi} - 1)^2 \chi^2 + (k_{\xi}^2 + 2\xi)\chi - \xi^2 = 0.$$

Вирішуючи це рівняння щодо χ , отримаємо

$$\chi = \frac{\xi^2}{k_{\xi} \sqrt{\xi^2 + \xi + \frac{k_{\xi}^2}{4} + \xi + \frac{k_{\xi}^2}{2}}}. \quad (4.38)$$

Вираз (4.38) є функцією $\chi = f(\xi)$. Запишемо його для умови $x = 0$, для якого із відповідних рівностей (4.28) і (4.32) маємо

$$\xi = \frac{1}{\gamma^2 - 1}; \quad (4.39)$$

$$\chi_0 = \frac{\beta_0^2}{\beta_m^2} - 1. \quad (4.40)$$

Підставляючи співвідношення (4.39) в формулу (4.38), отримаємо

$$\chi_0 = \frac{1}{(\gamma^2 - 1) \cdot \left[k_{\xi} \sqrt{\gamma^2 + \frac{k_{\xi}^2}{2} (\gamma^2 - 1)^2 + 1 + \frac{k_{\xi}^2}{2} (\gamma^2 - 1)} \right]}. \quad (4.41)$$

В результаті перетворення виразу (4.61), з урахуванням співвідношень (4.56) і (4.57), отримаємо

$$\chi_0 = \frac{1}{2\beta_m \left[(2 + 3\beta_m^2) \sqrt{1 + \beta_m^2} + 3\beta_m^2 + \frac{7}{2}\beta_m \right]}, \quad (4.42)$$

а з виразу (4.40) запишемо

$$\beta_0 = \beta_m \sqrt{1 + \chi_0}. \quad (4.43)$$

Рівняння (4.43), з урахуванням виразу (4.42), визначає шукану залежність для коефіцієнта загасання динамічного фільтра $\beta_0 = f(\beta_m)$.

При $\beta_m < 0,2$ для розрахунку параметрів оптимального закону перебудови динамічного фільтра можна користуватися наближеною формулою, яку отримують з виразу (4.43) з урахуванням рівності (4.42):

$$\beta_0 \approx \frac{\sqrt{\beta_m}}{2} \left(1 + \frac{9}{8}\beta_m \right). \quad (4.44)$$

Таким чином, в результаті рішення задачі оптимізації визначено оптимальний закон зміни перебудови коефіцієнта загасання $\beta(x)$ динамічного вузько-смугового фільтра в часі, який відповідно до виразу (4.33) описується формулою

$$\beta(x) = \sqrt{\mu \frac{(1 + 8\mu - x^2)^2}{1 + 4\mu - x^2}} = (1 + 8\mu - x^2) \sqrt{\frac{\mu}{1 + 4\mu - x^2}}. \quad (4.45)$$

Він забезпечує при постійному коефіцієнті передачі та лінійному скануванні центральної частоти фільтра максимальну точність апроксимації

ідеального вікна та задану відносну дисперсію оцінки СЩП при методі множення спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту [19], [20], [81].

Для наочності графіки залежності $\beta = f_1(x)$, відповідно до виразу (4.45), для різних значень β_m зображені на рисунку 4.1.

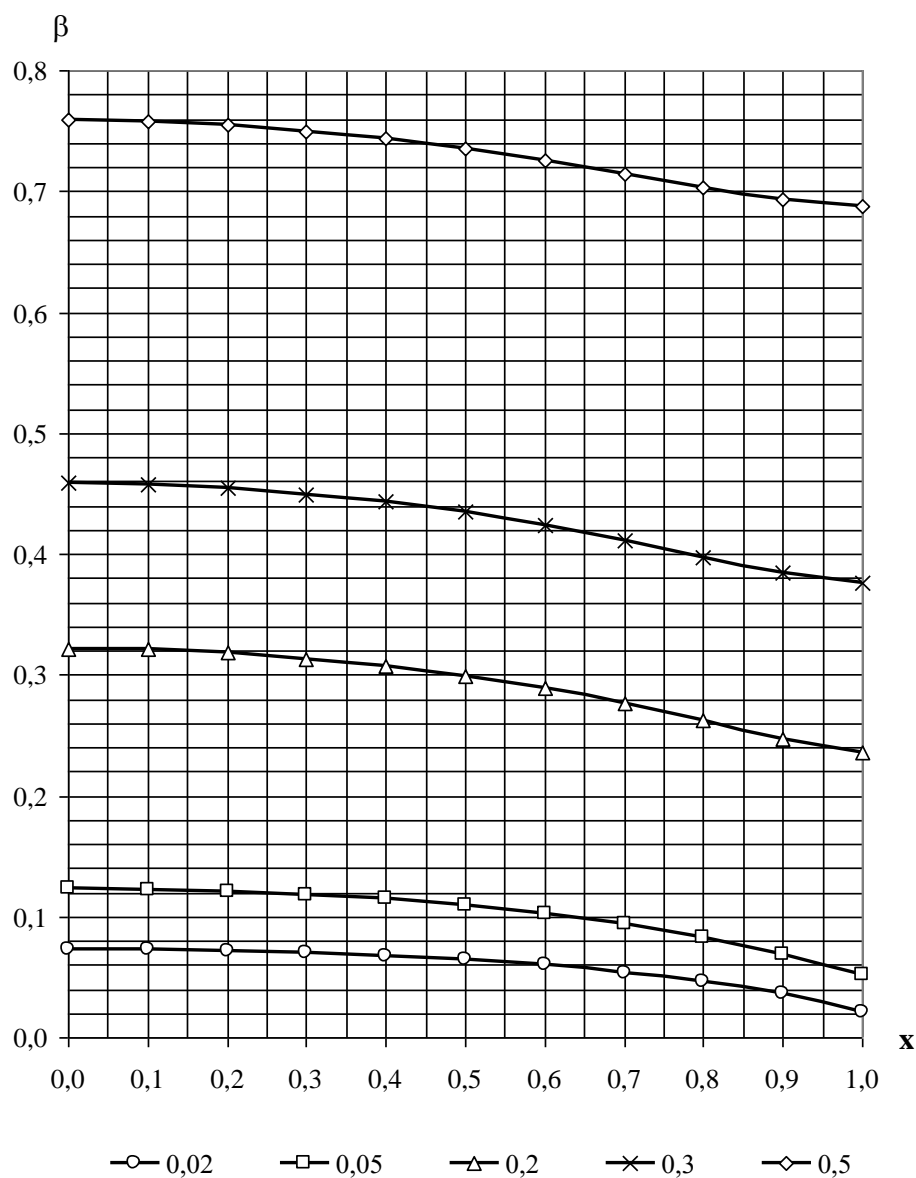


Рисунок 4.1 – Графіки залежності $\beta = f_1(x)$ для динамічного фільтра для значень β_m від 0,02 до 0,5 відповідно

Графік залежності $\beta_0 = f_2(\beta_m) = \beta_m \sqrt{1 + \chi_0}$, відповідно до (4.43), наведено на рисунку 4.2.

З цього графіка видно, що істотна відмінність між початковим і кінцевим значеннями коефіцієнта загасання динамічного фільтра для методу множення спектрального аналізу має місце при $\beta_m < 0,5$.

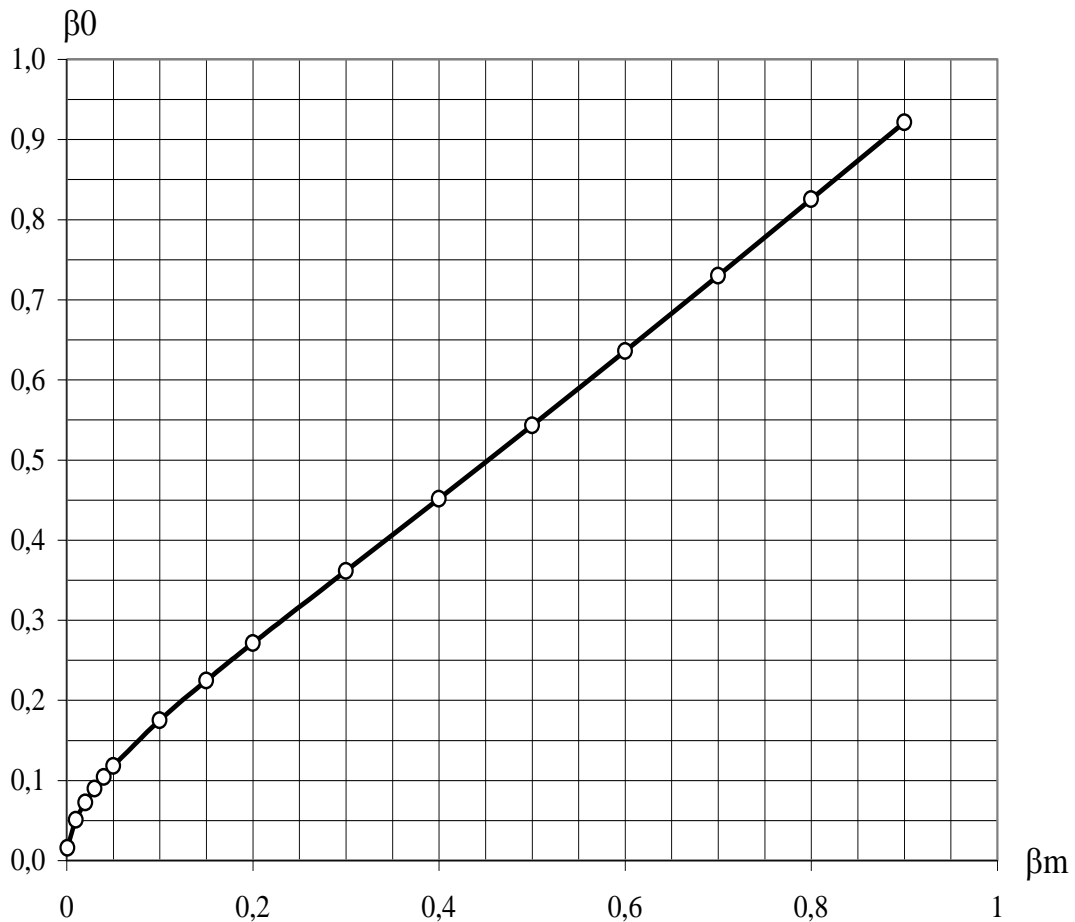
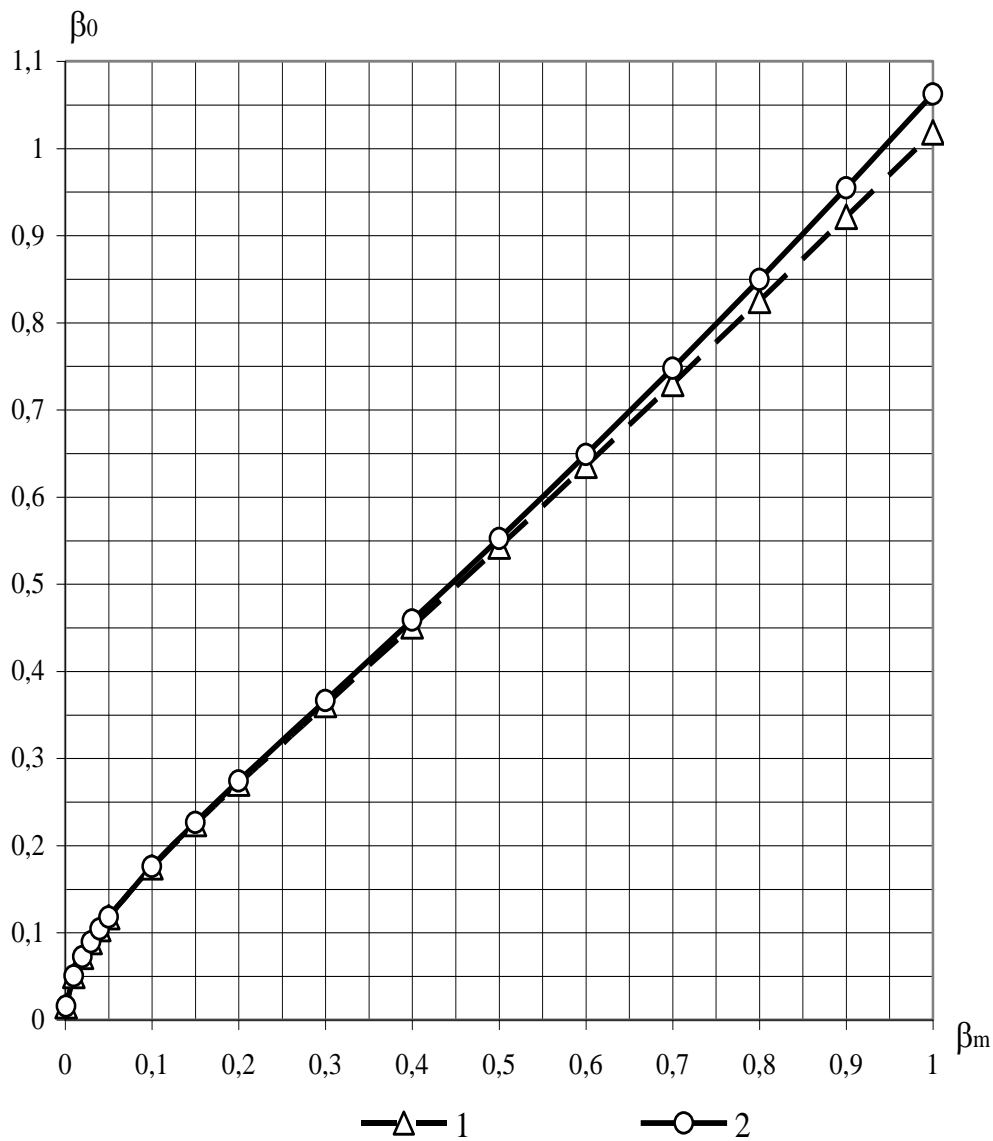


Рисунок 4.2 – Графіки залежності $\beta_0 = f_2(\beta_m)$ для динамічного фільтра

На рисунку 4.3 наведені графіки залежності функції $\beta_0 = f_3(\beta_m)$, побудовані по точній формулі (4.43) – крива 1 і за наближеною формулою (4.44) – крива 2. Вони підтверджують, що при $\beta_m < 0,2$, і навіть при $\beta_m < 0,3$, можна користуватися наближеною формулою (4.44), а при інших значеннях β_m – більш точною формулою (4.43), але можливе використання й наближеної формули залежно від допустимої похибки обчислення β_0 .

Так, при $\beta_m = 0,2$ відносна систематична похибка обчислення β_0

становить $\delta\beta_0 = -1,01\%$, а при зміні β_m від $\beta_m = 0,3$ до $\beta_m = 0,9$ вона змінюється від $\delta\beta_0 = -1,34\%$ до $\delta\beta_0 = -3,6\%$ (рис. 4.4). У разі необхідності підвищення точності вона може бути врахована.



крива 1 – по точній формулі (4.63);

крива 2 – по наближеній формулі (4.64)

Рисунок 4.3 – Графіки залежності функції $\beta_0 = f_3(\beta_m)$

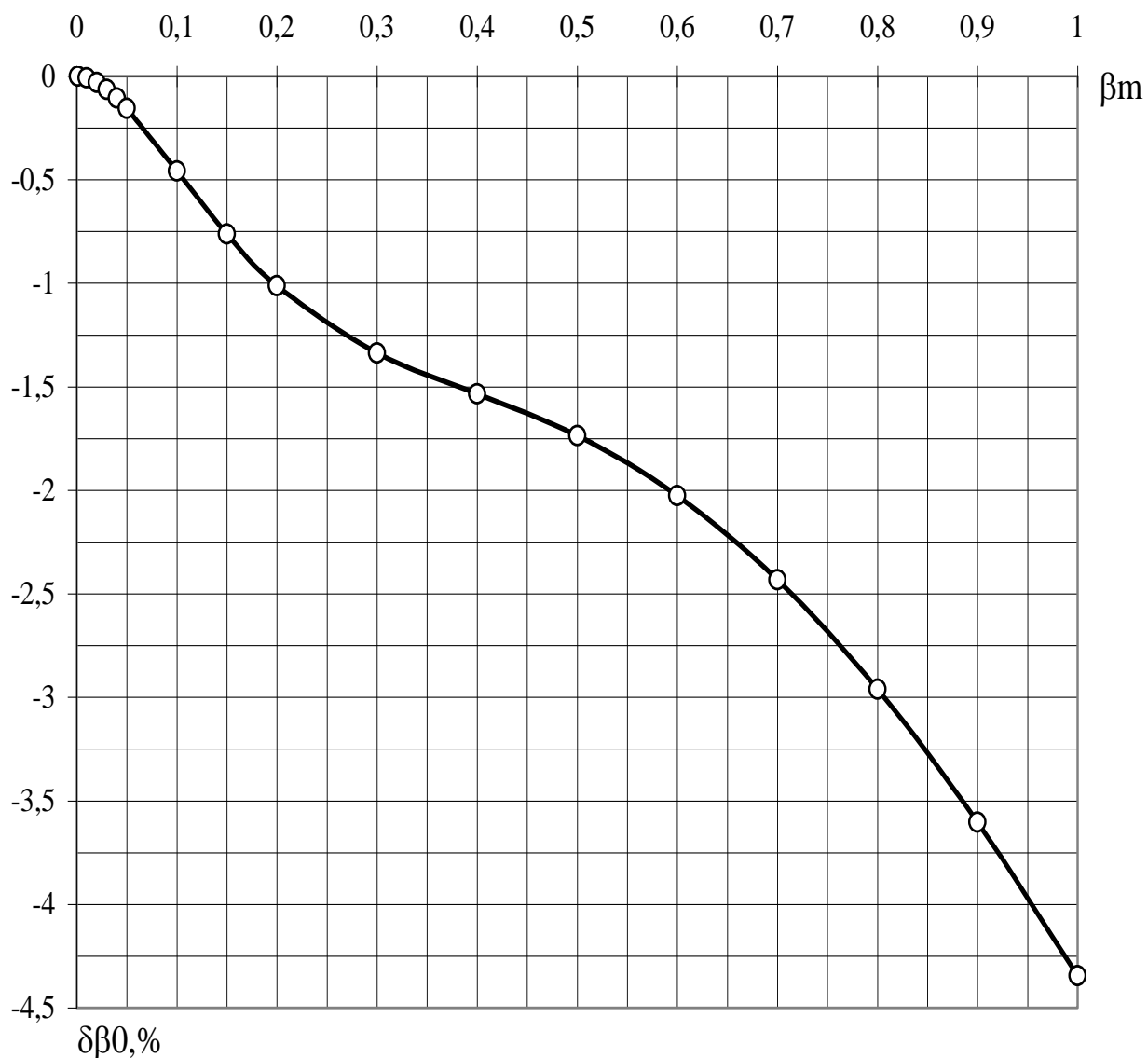


Рисунок 4.4 – Графіки залежності $\Delta\beta_0 = f(\beta_m)$ відносної систематичної похибки обчислення β_0 за точною формулою (4.43) і за наближеною формулою (4.44)

На рисунку 4.5. наведено приклади графіки залежності $\beta = f_1(x)$, при $\beta_m = 0,02$, для оптимального закону перебудови (крива 1) і для лінійного закону перебудови (крива 2).

Графік залежності $\Gamma' = f'_4(\beta_0)$ наведено на рисунку 4.6 (крива 2).

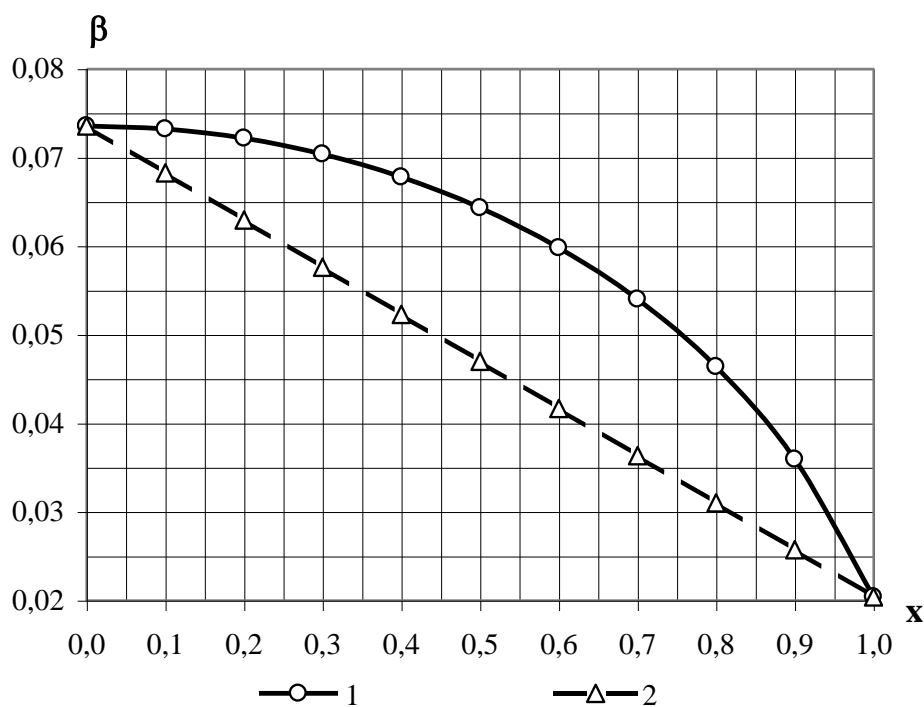


Рисунок 4.5 – Графіки залежності $\beta = f_1(x)$: крива 1 – для оптимального закону перебудови $\beta(x)$ за формулою (4.45); крива 2 – для лінійного закону перебудови $\beta(x)$ згідно (4.47)

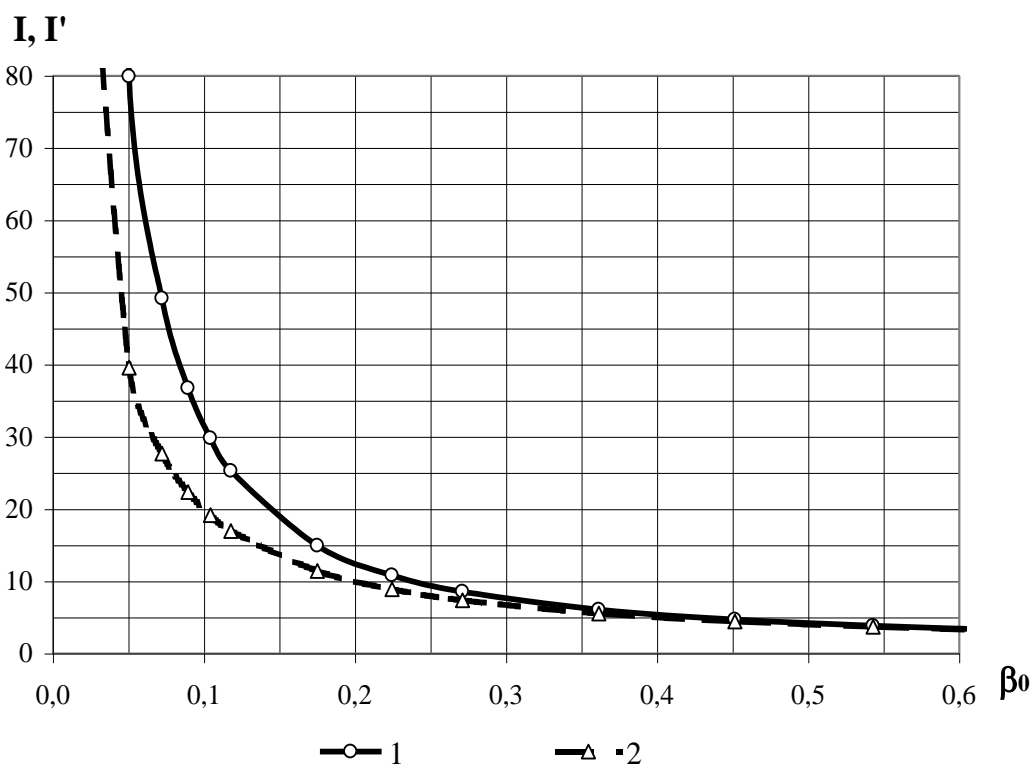
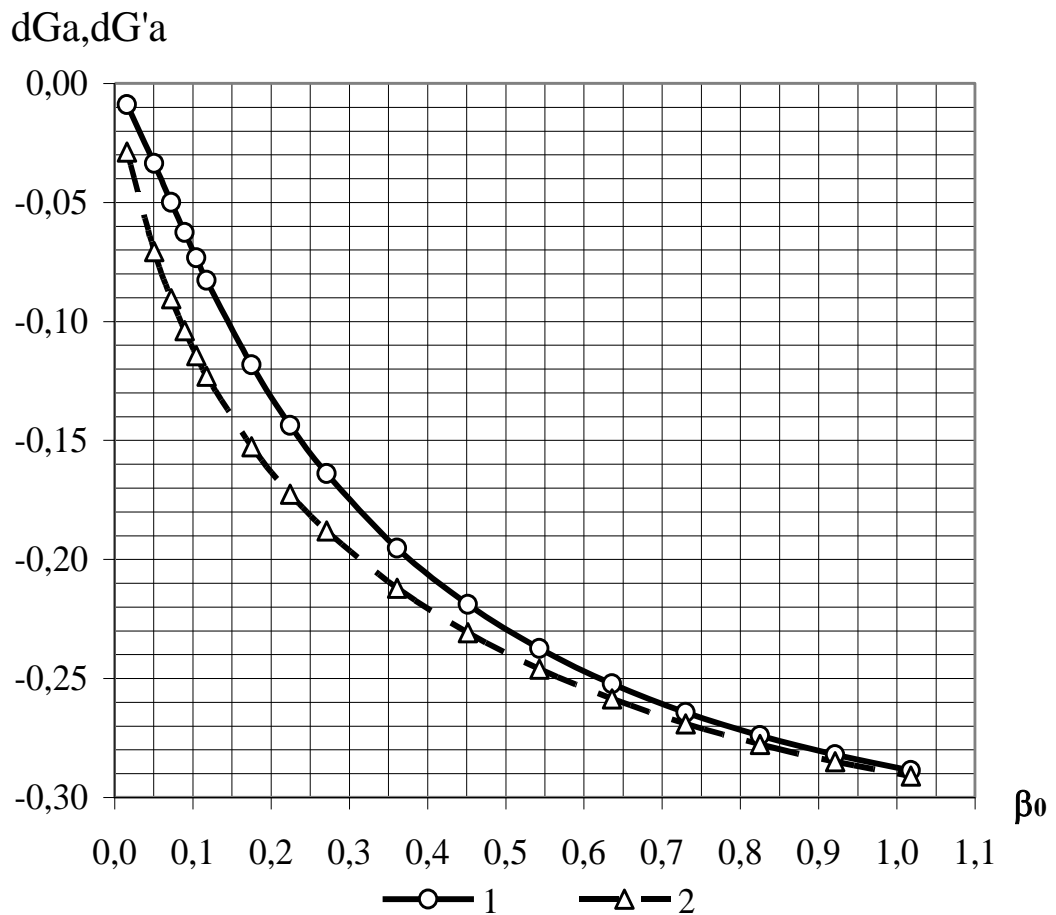


Рисунок 4.6 – Графіки залежності $I=f_4(\beta_0)$ – крива 1 і $I'=f'_4(\beta_0)$ – крива 2.

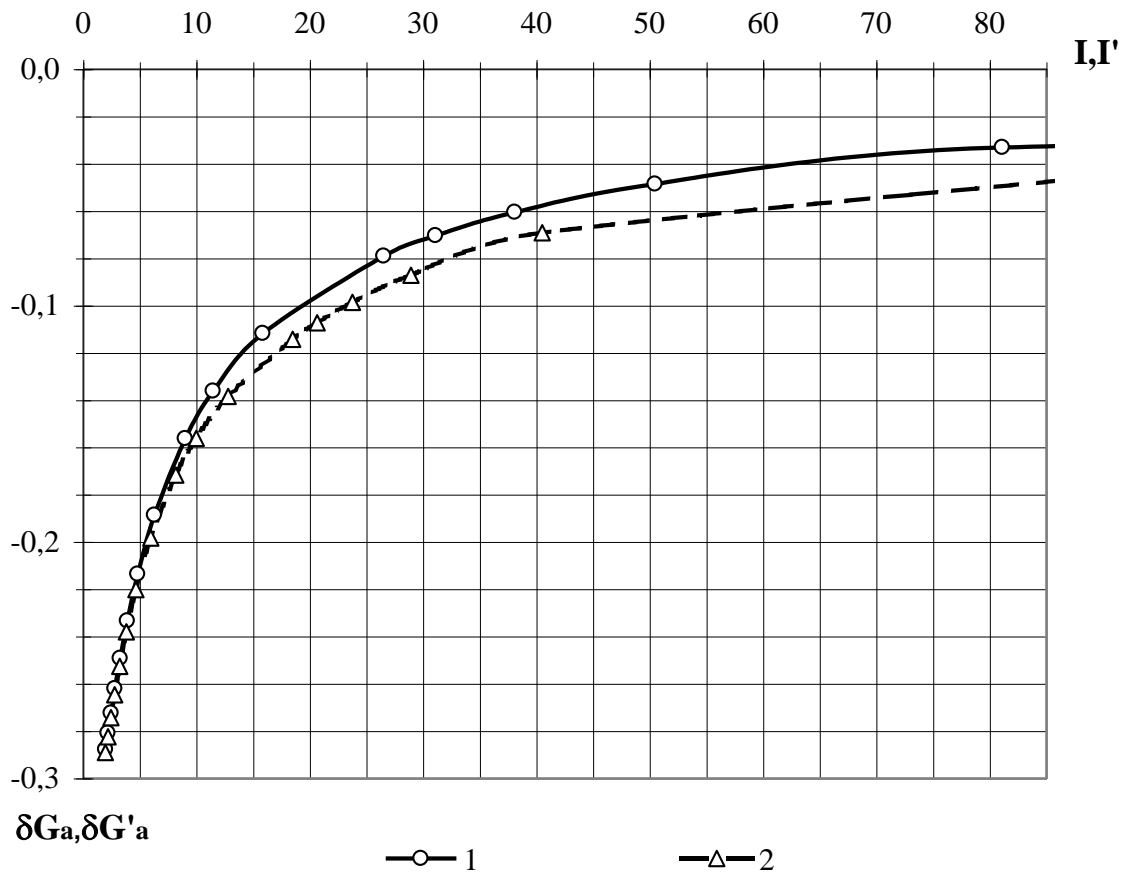
За графіками, наведеними на рисунках 4.6 і 4.7, можна також побудувати залежність відносної дисперсії оцінки СЦП від похибки апроксимації для методу множення спектрального аналізу з використанням динамічного вузько-смугового фільтра. Графік цієї залежності $\delta\hat{G}_a = f_6(I)$, наведено на рисунку 4.8 (крива 1).



крива 1 – для відносної похибки $\delta\hat{G}_a = f_5(\beta_0)$, відповідної лінійному закону перебудови центральної частоти фільтра та лінійним законом зміни коефіцієнта загасання динамічного фільтра;

крива 2 – для відносної похибки $\delta\hat{G}'_a = f'_5(\beta_0)$, відповідної лінійному закону перебудови центральної частоти фільтра при постійному коефіцієнті затухання динамічного фільтра

Рисунок 4.7 – Графіки залежностей похибки апроксимації $\delta\hat{G}_a$, $\delta\hat{G}'_a$ ідеального спектрального вікна від коефіцієнта загасання β_0

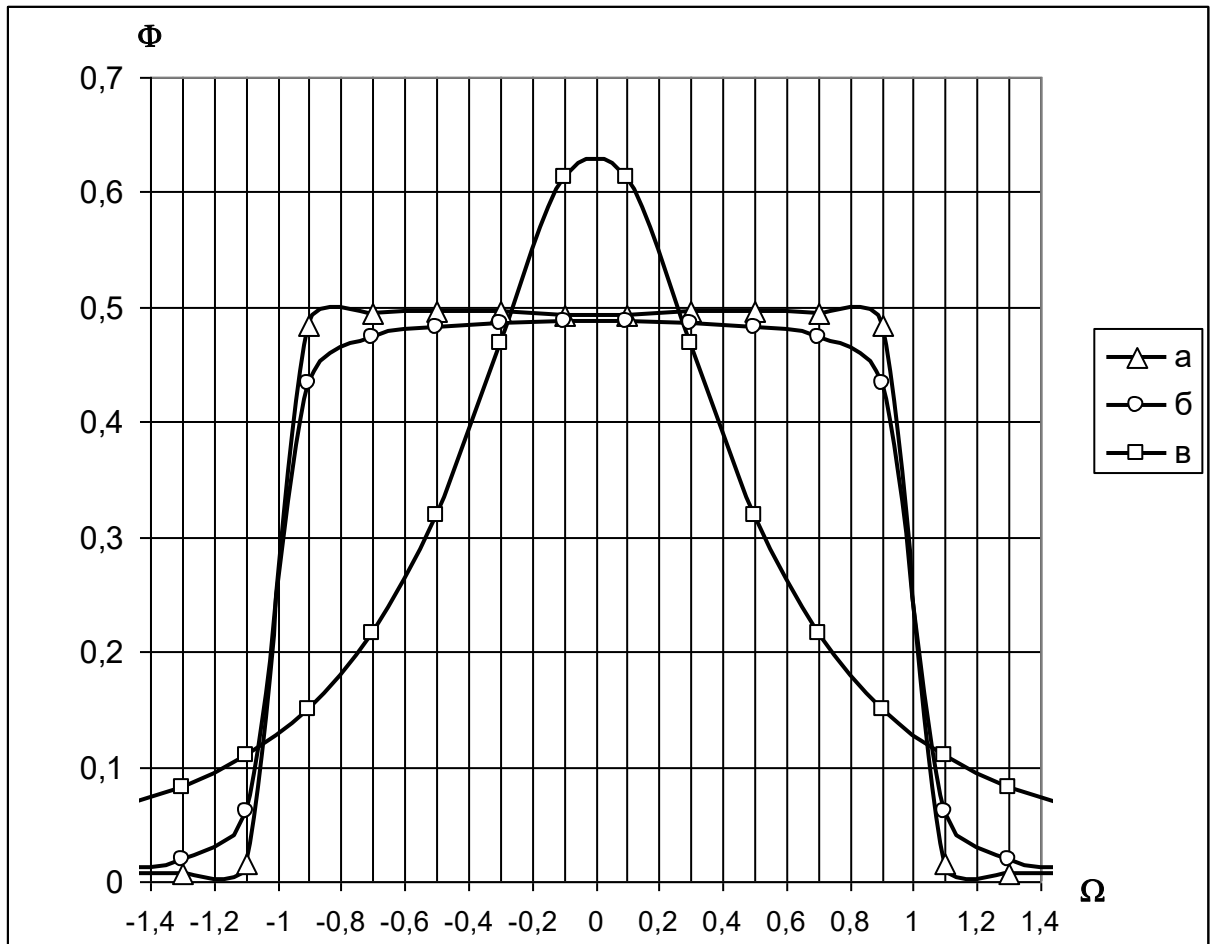


$$\delta \hat{G}_a = f_6(I) - \text{крива 1} \quad \text{і} \quad \delta \hat{G}'_a = f'_6(I') - \text{крива 2}$$

Рисунок 4.8 – Графіки залежностей функцій

Отже, синтезований динамічний фільтр для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту, згідно співвідношення (4.11) з розрахованими характеристиками, має ФСВ, яка прагне до «ідеального» (рис. 4.9). На рисунку 4.9 залежності відображають наступні ФСВ:

- крива а – «ідеальний» фільтр;
- крива б – синтезований фільтр за допомогою запропонованого методу множення;
- крива в – відомий фільтр, синтезований за допомогою методу безпосередньої фільтрації.



а) «ідеальний» фільтр; б) синтезований фільтр; в) відомий фільтр

Рисунок 4.9 – Функції спектрального вікна фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів

Аналіз залежностей на рисунку 4.9 показують переваги синтезованого фільтру для спектрального аналізу. За рахунок наближення форми ФСВ синтезованого фільтру до «ідеальної» такий фільтр дозволить точно виділяти необхідні частоти спектру випадкового сигналу, який характеризує дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту. Отже, такий фільтр при більш точному виділенні складових спектру випадкових сигналів дозволить підвищити достовірність контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту [117].

4.2 Дослідження синтезованого фільтру для спектрального аналізу випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів

Розглянемо діагностику дефектів (несправностей) електродвигуна засобу водного транспорту при терті ротора о статор.

На рисунку 4.10 показаний вібраційний сигнал (рис. 4.10, а) і його спектр (рис. 4.10, б) при терті ротора о статор електродвигуна [59], [81].

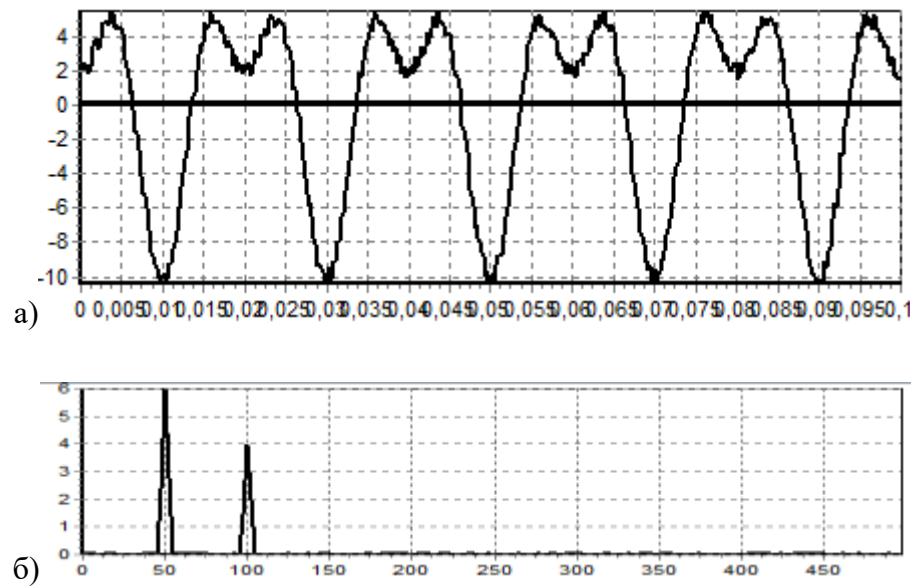


Рисунок 4.10 – Вібраційний сигнал а) і його спектр б) при терті ротора о статор електродвигуна

Аналіз форми вібраційного сигналу (рис. 4.10, а), то видно фазову зону, при позитивних значеннях вібраційного сигналу, в якій відбувається тертя ротора. Ця зона показує «дзеркальний відскік ротора», Верхня частина вібраційного сигналу в цій зоні не зростає, а зменшується. Початок відскоку характеризується деяким імпульсним високочастотним піком.

На графіку вібраційного сигналу (рис. 4.10, а) виділяється момент часу, коли відбувається зачіпання ротора о статор електродвигуна. При цьому верхня частина синусоїди деформована та представляє коливальний процес. Після виходу ротора із зони торкання форма часового сигналу

«відновлюється» і процес коливання йде по синусоїді основної гармоніки вібрації. В даному прикладі зачіпання «вирізає» позитивний пік синусоїди.

Специфікою спектральної картини резонансних коливань при зачіпанні і затираннях є те, що зазвичай все несинхронні компоненти спектра зосереджуються поблизу синхронних. На загальному спектрі вібраційного сигналу це виражається не в загальному піднятті рівня спектра, а в «розширенні» підстави деяких синхронних гармонік, частоти яких близькі до частот власних резонансних елементів конструкції. Кількість таких «розширених» гармонік в спектрі зазвичай не перевищує двох, а найчастіше є одна. Такий спектр наведено на рисунку 4.11.

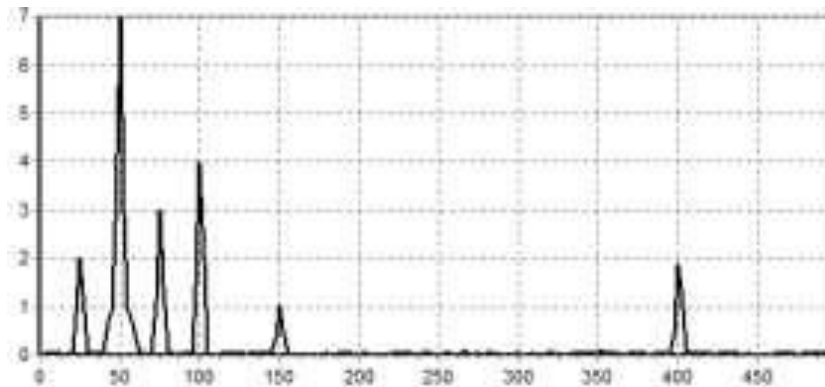


Рисунок 4.11 – Спектр вібраційного сигналу при розвиненому дефекті типу «затирання» ротора о статор електродвигуна

Часто зачіпання генерує підняття спектра на частоті власного резонансу одного з третьових елементів. На спектрі є, як зазвичай, багато цілих і дробових гармонік, але більша частина потужності вібрації зосереджена в області власного резонансу конструкції. Така картина найчастіше спостерігається при затирання в ущільненнях, коли потужність від такого дефекту не дуже велика за величиною, але значно «розмазана» по частотному діапазону значної ширини.

Зовні такий прояв затирання виглядає як один або кілька «горбів» на спектрі. Частота цих «горбів» не пов'язана з частотою обертання, а повністю визначається власними частотами резонансу різних елементів конструкції. Це, в основному, несинхронні компоненти спектра.

На рисунках 4.12 і 4.13 показаний приклад застосування «ідеального», синтезованого та відомого фільтрів при спектральному аналізі випадкового (вібраційного) сигналу, який характеризує початок дефекту (рис. 4.12) і його розвиток (рис. 4.13) у електродвигуні засобів водного транспорту.

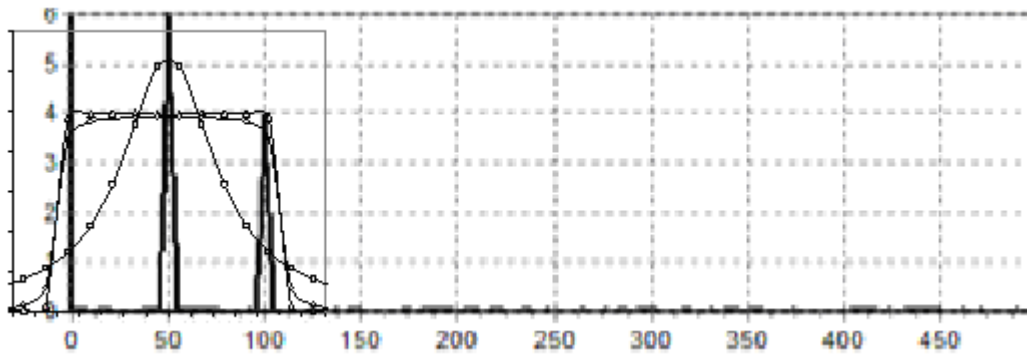


Рисунок 4.12 – Приклад застосування «ідеального», синтезованого та відомого фільтрів при спектральному аналізі початку дефекту у електродвигуні засобів водного транспорту

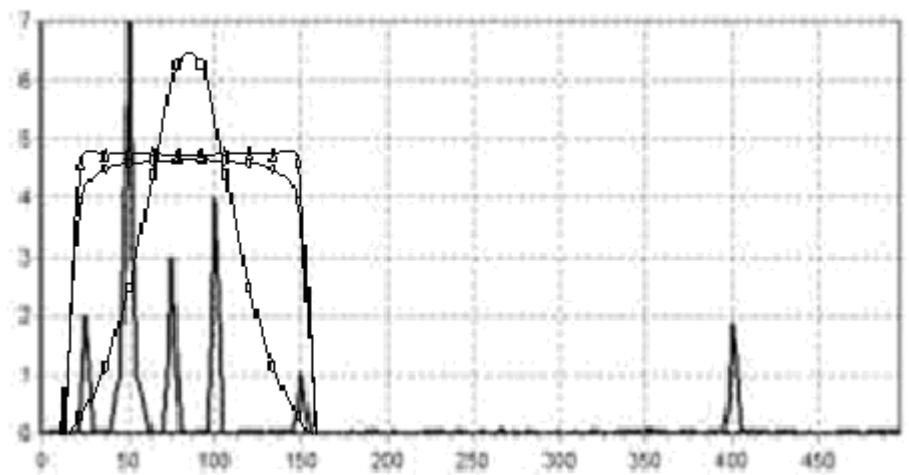


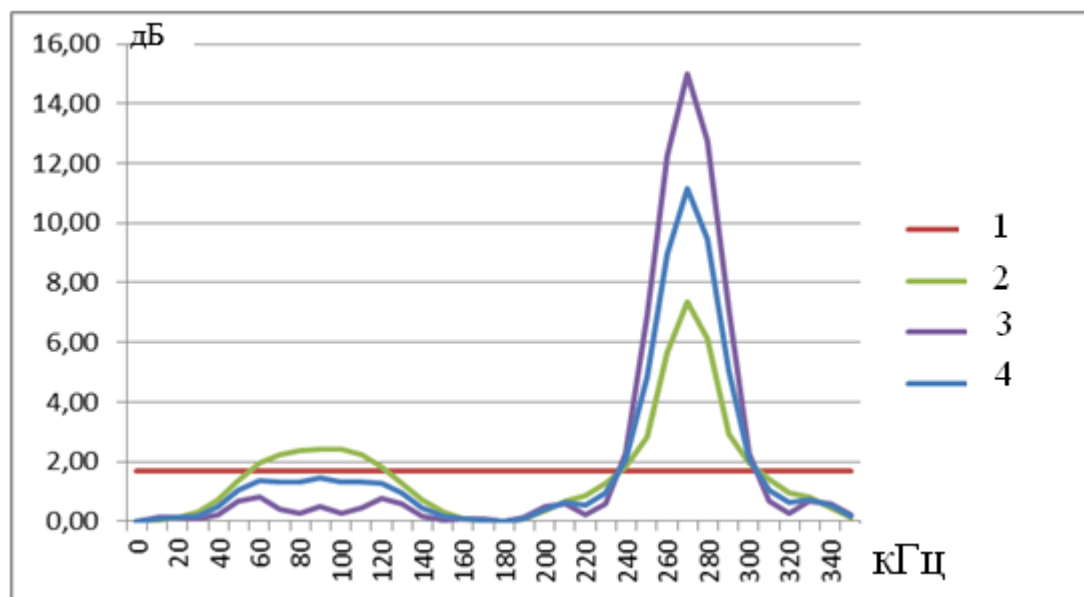
Рисунок 4.13 – Приклад застосування «ідеального», синтезованого та відомого фільтрів при спектральному аналізі розвитку дефекту у електродвигуні засобів водного транспорту

Аналіз залежностей на рисунках 4.12 і 4.13 доводить, що ФСВ існуючих фільтрів не дозволяють виявити своєчасно початок дефекту при спектральному аналізі вібраційного сигналу, а при його розвитку виявляють дефект як початковий. Це не дозволяє за допомогою існуючих фільтрів

своєчасно виявити відмову двигунів, що може стати причинами відмови двигунів засобів водного транспорту під час рейсів. Отже, аналіз залежностей на рисунках 4.12 і 4.13 доводить про підвищення достовірності контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту за допомогою запропонованих фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигунів.

Розрахуємо показники достовірності та економічності від застосування запропонованих фільтрів спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту [3], [5].

На рисунках 4.14 і 4.15 показаний результати комп'ютерного моделювання запропонованого методу обробки випадкового сигналу при зміні роботи двигуна засобу водного транспорту [51], [86], [106].



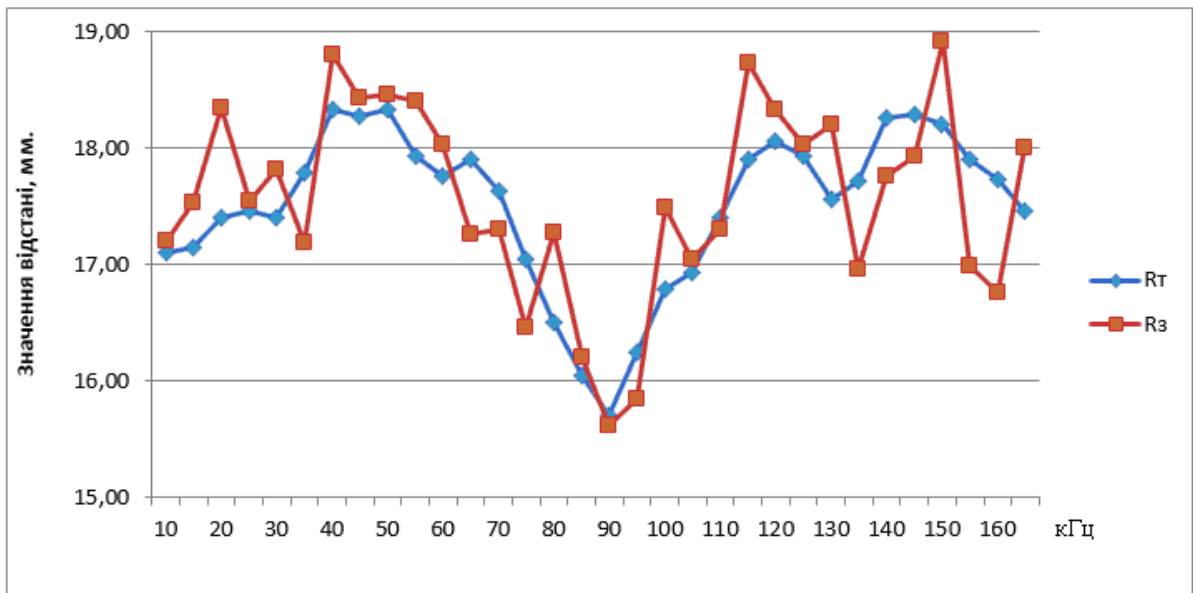
1 – шумові зміни справного двигуна;

2 – шумові зміни при аналізі спектру роботи двигуна (запропоновано)

3 – шумові зміни при несправності двигуна (на «слух»);

4 – шумові зміни при аналізі спектру роботи двигуна (відомий метод)

Рисунок 4.14 – Спектр роботи двигуна при несправності одного клапану



Rt – значення вібрації двигуна при несправності (запропоновано);

Rz – значення вібрації двигуна при несправності (відомо)

Рисунок 4.15 – Вібрація двигуна (мм) залежно від її частоти

Із рисунку 4.14 видно, що акустична вібродіагностика дозволяє виявити несправність двигуна засобу водного транспорту методом «на слух» при рівні шуму 15 дБ. Відомі методи вібродіагностування двигунів дозволяють визначити несправність двигуна при рівні шуму 11 дБ. Застосування запропонованого фільтру для спектрального аналізу вібраційного акустичного сигналу дозволяє визначити несправність при рівні шуму 7 дБ. Таким чином, підвищення достовірності контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту при застосуванні запропонованого фільтру для спектрального аналізу вібраційного акустичного сигналу становить до 36%.

Із рисунку 4.15 видно, що значення механічної вібрації для виявлення несправності двигуна зменшується до 1 мм залежно від частоти при застосуванні запропонованого фільтру. Отже, підвищення достовірності контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту при застосуванні запропонованого фільтру для спектрального аналізу вібраційного сигналу становить до 10%.

Результати комп'ютерного моделювання [51], [54], проведені за відомою методикою [5], показали, що запропоновані методи при діагностичному контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту дозволяють зменшити витрати часу на простій транспорту до 30%. Це дозволяє економити кошти до 25% від річних витрат на обслуговування засобів водного транспорту. При цьому підвищується достовірність контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту від 10% до 36% (залежно від метод діагностичного контролю). Це дозволяє економити до 15% коштів при транспортуванні вантажів за рахунок виключення можливих відмов у двигунах при переміщенні за вказаним маршрутом руху.

Висновки по розділу 4

1. З використанням узагальнених виразів для ФСВ і відносної дисперсії оцінки СЩП динамічних фільтрів, отриманих в попередніх розділах, знайдені аналітичні співвідношення для характеристик динамічного вузько-смугового фільтру для спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправності) двигунів засобів водного транспорту. Визначено аналітичні залежності визначають закони перебудови характеристик (параметрів) динамічних фільтрів.

2. Із використанням запропонованих методів синтезу законів перебудови параметрів динамічного фільтра проведено моделювання ФСВ таких фільтрів на ЕОМ, результати якого підтвердили отримані теоретичні результати.

3. Сформульовані результати комп'ютерного моделювання отриманих результатів.

Основні результати розділу опубліковані [19], [20], [117].

ВИСНОВКИ

У дисертаційній роботі розв'язана актуальна науково-технічна задача розвитку фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Розроблені у роботі методи і математична модель дозволяють:

– зменшити витрати на обслуговування та експлуатацію засобів водного транспорту за рахунок зменшення часу його простою при контролі технічного стану та підвищення рівня його готовності до експлуатації;

– підвищити достовірність контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту за рахунок застосування динамічних фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів, які характеризують дефекти (несправність) двигунів.

Основні результати дисертаційної роботи полягають у наступному.

1. Проведений аналіз сучасного стану методів і засобів контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та напрямків розвитку методів спектрального аналізу характеристик випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Обґрунтовані часткові завдання дослідження та методи їх розв'язання. Доведено, що розробка фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту є актуальним завданням.

2. У дисертації наведено теоретичне узагальнення та нове розв'язання науково-технічної задачі, мета розв'язання якої полягає у підвищенні достовірності діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та зменшення витрат на експлуатацію таких засобів.

У рамках поставленої задачі вирішені часткові завдання: проведено аналіз сучасного стану методів вимірювання оцінок спектральної щільності потужності випадкових сигналів; розроблена узагальнена математична

модель оцінок спектральної щільності потужності для апаратурних методів спектрального аналізу; розроблено метод множення вимірювання оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів; узагальнені методи апаратурного спектрального аналізу випадкових сигналів; отримані аналітичні вирази для математичного очікування та дисперсії оцінок спектральної щільності потужності, які необхідні для оптимізації форми АЧХ вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу; розроблено метод оптимізації АЧХ вузько-смугового фільтра для спектрального аналізу випадкових сигналів за критерієм мінімуму середньоквадратичної похибки апроксимації ідеальної (прямокутної) АЧХ фільтра; проведено моделювання АЧХ динамічного вузько-смугового фільтра для методу множення вимірювання оцінки спектральної щільності потужності для двох окремих законів зміни характеристик фільтра в процесі вимірювання характеристик випадкових сигналів для контролю технічного стану засобів водного транспорту.

3. Найбільш важливі наукові та практичні результати, які отримані в роботі, є такі:

– отримала подальший розвиток узагальнена математична модель оптимальної оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, що, на відміну від відомих, побудована на теорії прийняття рішень і дозволяє порівняти різні методи апаратурного спектрального аналізу випадкових сигналів і виявити серед них оптимальні, виходячи з максимуму функції правдоподібності;

– отримав подальший розвиток метод оцінки характеристик випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, який, на відміну від відомих, базується на усередненні за часом результату множення вихідного сигналу та його відгуку після фільтра, та забезпечує мінімум похибки спектрального аналізу при достатньо простому апаратурному виконанні;

– отримав подальший розвиток метод формування оптимальних характеристик спектрального вікна динамічним фільтром, параметри якого перебудовують встановленим чином, який, на відміну від відомих, заснований на оптимальному синтезі алгоритмів перебудови параметрів вузько-смугових фільтрів для спектрального аналізу, та забезпечує оптимальну апроксимацію «ідеального» спектрального вікна для оцінки характеристик випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту.

Отримані у роботі теоретичні результати можуть бути застосовані при створенні мобільних контрольно-діагностичних комплексів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Це дозволяє скоротити витрати часу на проведення контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та підвищити його достовірність.

Результати імітаційного моделювання отриманих результатів показали, що застосування запропонованих методів при діагностичному контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту зменшує витрати часу на простій транспорту до 30%. Це дозволяє економити кошти до 25% від річних витрат на обслуговування засобів водного транспорту та до 15% коштів при транспортуванні вантажів за рахунок виключення можливих відмов у двигунах при переміщенні за вказаним маршрутом руху. При цьому підвищується достовірність діагностування технічного стану двигунів на (10...36)% залежно від методу діагностичного контролю.

Отримані результати показали, що застосування запропонованих результатів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту доцільно як за інформаційним показником (підвищується достовірність визначення технічного стану двигунів), так і за показником економічності (порівняно з застосуванням відомих методів, наприклад постійного моніторингу окремих параметрів або вібродіагностування). При цьому оперативність підвищується за рахунок зменшення часу контролю та перебування засобів водного транспорту в черзі на обслуговування.

4. *Значення розв'язаної у дисертації задачі для науки та практики* полягає в подальшому розвитку теоретичних та прикладних основ обґрунтування системи технічного контролю двигунів засобів водного транспорту.

5. *Методи дослідження.* Методи дослідження базуються на теорії системного аналізу, теорії контролю технічних систем, теорії обробки вимірювальних сигналів на базі рядів Фур'є та Тейлора, теорії оптимізації функцій, класичній теорії розрахунку амплітудно-частотних характеристик фільтрів, теорії похибок вимірювальних приладів і математичного моделювання.

6. *Достовірність і обґрунтованість отриманих наукових результатів* підтверджується збігом деяких часткових результатів дисертації з відомими; коректним використанням адекватного математичного апарата для розв'язання часткових задач, поставлених у роботі. Основні теоретичні положення дисертаційної роботи базуються на початкових посилках і допущеннях, які виходять із існуючого стану робіт у даній області та не суперечать відомим положенням і результатам досліджень, приведеним у літературі.

7. *Наукові та прикладні результати досліджень*, отримані в дисертації, доцільно використовувати так.

Теоретичні результати можуть бути застосовані при створенні мобільних контрольно-діагностичних комплексів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, а також розповсюджені на двигуни інших транспортних засобів. Це дозволить скоротити витрати часу на проведення контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту та підвищити його достовірність його визначення.

Практичне значення отриманих у роботі результатів полягає у тому, що запропоновані методи синтезу фільтрів для оцінки характеристик випадкових сигналів при контролі технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Це дозволить обґрунтовувати рішення про прийняття в експлуатацію нових

або модернізацію існуючих контрольно-діагностичних комплексів, що є складовою аналізу та синтезу системи контролю технічного стану двигунів різних засобів транспорту.

Дисертаційна робота завершена, а її мета досягнута.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Агеев В.М. Приборные комплексы летательных аппаратов и их проектирование / В.М. Агеев, Н.В. Павлова. – М.: Машиностроение, 1990. – 432 с.
2. Барзилович Е.Ю. Модели технического обслуживания сложных систем / Е.Ю. Барзилович. – М.: Высшая школа, 1982. – 231 с.
3. Безюков О.К. Анализ энергоэкологического эффекта применения газопоршневых двигателей в судовых энергетических установках / О.К. Безюков, В.А. Жуков, К.А. Воробей // Вестн. Гос. ун-та мор. и реч. флота им. адм. С.О. Макарова. – 2015. № 6 (34). – С. 143-151. – DOI: 10.21821/2309-5180-2015-7-6-143-151.
4. Безюков О.К. Газомоторное топливо на водном транспорте / О.К. Безюков, В.А. Жуков, О.И. Яценко // Вестн. Гос. ун-та мор. и реч. флота им. адм. С. О. Макарова. – 2014. – № 6 (28). – С. 31-39. – DOI: 10.21821/2309-5180-2014-6-6-31-39.
5. Богом'я В.І. Узагальнений показник ефективності контролю технічного стану радіотехнічних засобів і методика його оцінювання / Богом'я В.І., Шапран Ю.Є., Кас'яненко М.В., Якобінчук О.В. // Сучасні інформаційні технології у сфері безпеки та оборони. – 2017. – № 3 (30). – С. 5-8.
6. Большаков В.Ф. Эксплуатация судовых среднеоборотных дизелей / В.Ф. Большаков, Ю.Я. Фомин, В.И. Павленко. – М.: Транспорт, 1983. – 160 с.
7. Буравлев А.И. Управление техническим состоянием динамических систем / А.И. Буравлев, Б.И. Доценко, И.Е. Казаков; под общ. ред. И.Е. Казакова. – М.: Машиностроение, 1995. – 240 с.
8. Бусленко Н.П. Моделирование сложных систем / Н.П. Бусленко. – М.: Наука, 1978. – 400 с.

9. Варжапетян А.Г. Системы управления: учебное пособие / Варжапетян А.Г., Глущенко Д.В. – М.: Вузовская книга, 2000. – 328 с.

10. Василенко В.М. Модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів морських навігаційних приладів / В.М. Василенко, О.М. Вечурко, В.В. Штрибець // Наукоємні технології. – 2018. – №4 (40). – С. 487-491.

11. Васькевич Ф.А. Двигатели внутреннего сгорания. Теория, эксплуатация, обслуживание / Ф.А. Васькевич. – Новороссийск, МГА, 2009. – 266 с.

12. Величко О.М. Основи метрології та метрологічна діяльність / Величко О.М., Коцюба А.М., Новиков В.М. – К: Техніка, 2000. – 228 с.

13. Винокуров В.И. Электрорадиоизмерения / В.И. Винокуров, С.И. Каплин, И.Г. Петелин; под ред. В.И. Винокурова. – М.: Высш. шк., 1986. – 351 с.

14. Вихров Н.М. Управление и оптимизация производственно-технологическими процессами / [Вихров Н.М., Гаскаров Д.В., Грищенко А.А., Шнуренко А.А.]; под ред. Гаскарова Д.В. – С-Пб.: Изд. Энергоатомиздат, 1995. – 301 с.

15. Вишневський В.І. Дніпро біля Києва / Вишневський В.І. – К.: Інтерпрес ЛТД, 2005. – 100 с.

16. Возницкий И.В. Современные судовые среднеоборотные двигатели / И.В. Возницкий. – СПб.: Моркнига, 2006. – 140 с.

17. Герасимов Б.М. Системи підтримки прийняття рішень: проектування, застосування, оцінка ефективності. / Герасимов Б.М., Дивизинюк М.М., Субач І.Ю. // Севастополь: Изд. Центр СНИЯЭ и П, 2004. – 318 с.

18. Герасимов С.В. Метрологічна надійність засобів вимірювальної техніки: Навчальн. посіб. / С.В. Герасимов, В.Є. Козлов, Ю.П. Шамаєв. – Х.: ХВУ, 2006. – 175 с.

19. Герасимов С.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок / С.В. Герасимов, В.В. Штребец // *Elmi Əsərləri. Proceedings Of Azerbaijan State Marine Academy.* – ВАКИ-2019. – № 2. – С. 102-106.

20. Герасимов С.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок / С.В. Герасимов, В.В. Штрибец // *XIV International scientific-technical conference on «Water transport problems»,* 2-3 May 2019. – Ваки – 2019. – С. 16.

21. Герасимов С.В. Розробка методу діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для зменшення витрат на перевезення вантажів / С.В. Герасимов, В.В. Штрибець // *Матеріали Міжнародної науково-практичної конференції «Інформаційна безпека та інформаційні технології»,* 24-25 квітня 2019 р. – Х.: ХНЕУ імені Семена Кузнеця, 2019. – С. 3.

22. Горб С.И. Новые правила энергоэффективности для судов / С.И. Горб // *Порты Украины.* – № 01 (123) 2013. – С. 37-39.

23. Гордеев О.И. Оценка напряженности управления судном на различных участках рек / Гордеев О.И. – М., 1996. – 261 с.

24. Дакі О.А. Аналіз методів формування вимірювальних сигналів для контролю систем навігації / О.А. Дакі, А.О. Трофіменко, В.В. Штрибець // *Наукоємні технології.* – 2019. – № 1(41). – С. 88-94. – DOI: 10.18372/2310-5461.41.13534.

25. Данилов А.А. Метрологическое обеспечение измерительных систем / А.А. Данилов. – Пенза: Професионал, 2008. – 63 с.

26. Данилян А.Г., Чимшир В.И., Разинкин Р.А., Найденов А.И. Совершенствование систем технического диагностирования малооборотных судовых дизелей // *Молодой ученый.* – 2015. – № 2 (82). – С. 138-142. – URL: <https://moluch.ru/archive/82/14613/>.

27. Демидович Б.П. Краткий курс высшей математики / Б.П. Демидович, В.А. Кудрявцев. – М.: Астрель, 2001. – 655 с.
28. Дизельные и газовые двигатели: каталог. – СПб.: ООО ЦНИДИ, 2011. – 144 с.
29. Дмитриев А.К. Основы теории построения и контроля сложных систем / А.К. Дмитриев, П.А. Мальцев. – Л.: Энергоатомиздат, 1988. – 192 с.
30. Дмитриев В.И. Судовождение на уровне управления / В.И. Дмитриев. – СГТГУВК, 2008. – 330 с.
31. Доценко Б.И. Диагностирование динамических систем / Б.И. Доценко. – К.: Техніка, 1983. – 159 с.
32. ДСТУ 2389-94. Технічне діагностування та контроль технічного стану: Терміни та визначення. Чинний з 01.01.1995. – К.: Держстандарт України, 1994. – 24 с.
33. ДСТУ 2681 – 94. Метрологія. Терміни та визначення. – Чинний з 01.01.95. – К.: Держстандарт України, 1994. – 68 с.
34. Егоров Г.В. Проектирование и постройка коастров и судов смешанного плавания / Г.В. Егоров. – Одесса: Изд. Н. Дубров, 2008. – 128 с.
35. Егупов Н.Д. Методы классической и современной теории автоматического управления / Под редакцией Н.Д. Егупова. – Том 3. Методы современной теории автоматического управления. – М.: Изд. МГТУ, 2000. – 748 с.
36. Емельянов М.Д. Анализ повреждаемости главных судовых дизелей / М. Д. Емельянов // Двигателестроение. – № 3 (245). – 2011. – С. 35-39.
37. Железный Г.М. Судоводителям: Опыт и знание. Практическое пособие / Железный Г.М., Задорожный А.И., Щербак В.Н. – Одесса: Изд-во КП ОГТ, 2008. – 522 с.
38. Железный Г.М. Судоводителям. Практическое пособие / Железный Г.М., Задорожный А.И. – Одесса: Изд-во КП ОГП, 2004. – 436 с.
39. Захаров Г.В. Техническая эксплуатация судовых дизельных установок / Г.В. Захаров. – М.: Транслит, 2009. – 256 с.

40. Інформаційна безпека та інформаційні технології: монографія / За заг. ред. В.С. Пономаренка. – Х.: Вид. Рожко С.Г. – 2019. – 327 с. (п. 1.4 Метод діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для зменшення витрат на перевезення вантажів / Герасимов С.В., Штрибець В.В. – С. 61-76).

41. Ивановский В.Г., Варбанец Р.А. Мониторинг рабочего процесса судовых дизелей в эксплуатации // Всеукр. науч.-техн. журн. – 2004. – Вып. 2. – С. 138-141.

42. Измерительные информационные системы / Под общей ред. Н.А. Рубичева. – М.: Дрофа, 2010. – 334 с.

43. Информационно-измерительная техника и электроника / Под ред. Г.Г. Раннева. – М.: Академия, 2006. – 512 с.

44. Измерения в электронике: справочник / В.А. Кузнецов, В.А. Долгов, В.М. Коневских и др.; под ред. В.А. Кузнецова. – М.: Энергоатомиздат, 1987. – 512 с.

45. Казаков И.Е. Аналитическое конструирование условно-оптимального управления в нелинейно-стохастической системе по сложному локальному критерию / И.Е. Казаков. – А и Т, 1995. – № 3. – С. 34-46.

46. Камкин С.В. Повышение экономичности судовых дизелей / С.В. Камкин, А.Л. Лемещенко, А.С. Пунда. – СПб.: Судостроение, 1992. – 168 с.

47. Конкс Г.А. Мировое судовое дизелестроение: концепции конструирования, анализ международного опыта / Г.А. Конкс, В.А. Лашко. – М.: Машиностроение, 2005. – 512 с.

48. Конкс Г.А. Некоторые итоги развития мирового судового дизелестроения за последние годы / Г.А. Конкс, В.А. Лашко // Актуальные проблемы создания, проектирования и эксплуатации современных двигателей внутреннего сгорания: сб. науч. тр. Хабаровск: Хабар. гос. техн. ун-т. – 2001. – Вып. 2. – С. 4-29.

49. Корнилов Э.В. Аварии и аварийные повреждения судовых дизелей / Э.В. Корнилов, П.В. Бойко. – Одесса: Феникс, 2010. – 272 с.

50. Красавский А.А. Теория самоорганизующегося оптимального регулятора биномиального типа в детерминировано-стохастическом приближении / А.А. Красовский. – А и Т, 1999. – № 5. – С. 97-113.

51. Культин Н. Программирование на Object Pascal в Delphi 5 / Н. Культин – С-Пб.: БХВ, 2000. – 464 с.

52. Кунцевич В.М. Управление и идентификация в условиях неопределенности: результаты и нерешенные проблемы / В.М. Кунцевич // Радіоелектронні і комп'ютерні системи. – 2007. – № 5. – С. 34-46.

53. Ланчуковский В.И. Риск менеджмент судовой команды / Ланчуковский В.И., Бондаренко А.А. // Автоматика 2008: Доклады XV міжнародної конференції з автоматичного управління. 23-26 вересня 2008 р. – Одеса: ОНМА. – 2008. – С. 74-77.

54. Леоненков А.В. Нечеткое моделирование в среде MATLAB и Fuzzy TECH / А.В. Леоненков. – С-Пб.: БХВ-Петербург, 2005. – 215 с.

55. Лесков М.М. Навигация / М.М. Лесков, Ю.К. Баранов, М.И. Гаврюк. – Москва: Транспорт, 1986. – 360 с.

56. Лукомский Ю.А. Навигация и управление движением судов // Ю.А. Лукомский, В.Г. Пешехонов, Д.А. Скороходов. – СПб.: Элмор, 2002. – 360 с.

57. Лукомский Ю.А. Управление морскими подвижными объектами / Ю.А. Лукомский, В.М. Корчанов. – СПб.: Элмор, 1996. – 320 с.

58. Мальцев А.С. Управление движением судна / А.С. Мальцев. – Одесса: Весть, 1995. – 235 с.

59. Машиностроение. Энциклопедия / ред. совет К.В. Фролов (пред.) и др. М.: Машиностроение. – Т. IV-14. Двигатели внутреннего сгорания / В.Л. Грехов, Н.А. Иващенко, В.А. Марков и др.; под общ. ред. А.А. Александрова и Н.А. Иващенко. – 2013. – 784 с.

60. Машков О.А. Методы построения функционально устойчивых сложных динамических систем / О.А. Машков // Інтелектуальні системи

прийняття рішень та прикладні аспекти інформаційних технологій: ISDMCT 2007. – Євпаторія. – 2007. – С. 184-186.

61. Машков О.А. Направления развития теории функционально-устойчивых сложных систем управления / Машков О.А., Усаченко Л.М. // Интеллектуальні системи прийняття рішень і проблеми обчислювального інтелекту: Матеріали міжнародної наукової конференції ISDMCT 2009. – Херсон: ХНТУ. – 2009. – Том 1. – С. 79-86.

62. Машков О.А. Новые подходы к построению функционально устойчивых сложных динамических систем / Машков О.А., Усаченко Л.М. // Системи управління, навігації та зв'язку. – К.: ЦНДІ НіУ. – 2008. – Вип. 4 (8). – С. 68-72.

63. Международная конвенция по охране человеческой жизни на море СОЛАС. – С-Пб.: ЦНИИМФ, 2008. – 984 с.

64. Международная конвенция по предотвращению загрязнения с судов (МАРПОЛ), Книга III, пересмотренное издание – International Convention for Prevention of Pollution from Ships (MARPOL), Book III, revised edition. – СПб.: ЦНИИМФ, 2009. – 304 с.

65. Мелешенко Ю.С. Техніка й закономірності її розвитку / Ю.С. Мелешенко. – К.: Наука, 2005. – 176 с.

66. Мельник Г.В. Развитие двигателестроения за рубежом (по материалам конгресса СИМАС 2013) / Г.В. Мельник // Двигателестроение. – 2013. – № 3. – С. 39-53.

67. Мельник Г.В. Развитие среднеоборотных дизелей / Г.В. Мельник. // Двигателестроение. – № 1 (239). – 2010. – С. 41-53.

68. Министерство речного флота. Наставление по штурманской службе на судах Минречфлота. – Часть 3. – Ленинград: Транспорт, 1987. – 143 с.

69. Мирошник И.В. Нелинейное и адаптивное управление сложными динамическими системами / Мирошник И.В., Никифоров А.Л., Фрадков А.Л. – С-Пб.: Наука, 2000. – 549 с.

70. Морозов А.А. Ситуационные центры – основа стратегического управления / Морозов А.А., Яценко В.А. // Математические машины и системы. – 2003. – № 1. – С. 3-14.

71. Морозов А.А. Построение сценариев развития событий-основа функционирования информации на аналитических системах типа ситуационные центры / Морозов А.А., Кузьменко Г.Е. – С-Пб., 2005. – С. 42-44.

72. Навігаційна річкова карта Канівського водосховища (від Київської ГЕС до Канівської ГЕС). – К.: ДУ «Держгідрографія», ТОВ «Друкарня «Літера», 2007. – 16 с.

73. Неймарк Ю.И. Простые математические модели и их роль в постижении мира / Неймарк Ю.И. // Сорровский образовательный журнал. – 1997. – № 3. – С. 139-143.

74. Новицкий П.В. Оценка погрешностей результатов измерений / П.В. Новицкий, И.В. Зограф. – Л.: Энергоатомиздат, 1985. – 245 с.

75. Овсянников М.К. Судовые автоматизированные энергетические установки / М.К. Овсянников, В.А. Петухов. – М.: Транспорт, 1989. – 256 с.

76. Овсянников М.К. Судовые дизельные установки: справочник / М.К. Овсянников, В.А. Петухов. – Л.: Судостроение, 1986. – 424 с.

77. Обеспечение надежности судовых дизелей на эксплуатационных и особых режимах работы / М.А. Малиновский, А.А. Фока, В.И. Ролинский. – Одесса: Феникс, 2007. – 152 с.

78. Основы автоматизации измерений / Под ред. В.Б. Коркина. – М.: Издательство стандартов, 1991. – 253 с.

79. Охтилев М.Ю. Интеллектуальные технологии мониторинга и управления структурной динамикой сложных технических объектов / Охтилев М.Ю., Соколов Б.В., Юсупов Р.М. – М.: Наука, 2006. – 40 с.

80. Пахомов Ю.А. Судовые энергетические установки с двигателями внутреннего сгорания / Ю.А. Пахомов. – М.: ТрансЛит, 2007. – 528 с.

81. Петухов В.С. Диагностика состояния электродвигателей. Метод спектрального анализа потребляемого тока / В.С. Петухов, В.А. Соколов // Новости ЭлектроТехники. – 2005. – № 1(31). – С. 50-52.
82. Пospelов Д.А. Ситуационное управление и практика / Д.А. Пospelов – М.: Наука. – 1986. – 288 с.
83. Пухов Г.Е. Дифференциальные преобразования функций и уравнений / Пухов Г.Е. – К.: Наукова думка, 1980. – 419 с.
84. Пухов Г.Е. Дифференциальные спектры и модели / Пухов Г.Е. – Киев: Наукова думка, 1990. – 184 с.
85. Пухов Г.Е. Приближенные методы математического моделирования, основанные на применении дифференциальных Т-преобразований / Пухов Г.Е. – К.: Наукова думка, 1988. – 216 с.
86. Пярнпуу А.А. Программирование на современных алгоритмических языках / А.А. Пярнпуу. – М.: Наука, 1990. – 384 с.
87. Ричард А. Кейхилл. Столкновения судов и их причины / Ричард А. Кейхилл; пер. с англ. – М: Транспорт, 1987. – 240 с.
88. Сборник резолюций Международной морской организации по вопросам судоходства. – М.: В/О Мортехинформреклама, 1989. – 68 с.
89. Сергиенко А.Б. Цифровая обработка сигналов / А.Б. Сергиенко. – СПб.: Питер, 2006. – 751 с.
90. Сизых В.А. Судовые энергетические установки / В.А. Сизых. – М.: РКонсульт, 2002. – 264 с.
91. Соловьёв А.В. Интеллектуальная система управления классификационной деятельностью на водном транспорте / А.В. Соловьёв // Речной транспорт (XXI век). – 2017. – № 84. – С. 40-42.
92. Соловьёв А.В. Концепция единого целеориентированного управления судовой энергетической установкой / А.В. Соловьёв // Вестн. гос. ун-та мор. и реч. флота им. адм. С.О. Макарова. – 2017. – Т. 9. – № 5. – С. 1027-1039.

93. Сорокин В.А. Производство современных среднеоборотных судовых дизелей / В.А. Сорокин // Двигателестроение. – 2013. – № 3. – С. 3-8.
94. Справочник капитана дальнего плавания / [Аксютин Л.Р., Бондарь В.М., Ермолаев Г.Г. и др.; под ред. Г.Г. Ермолаева]. – М.: Транспорт, 1988. – 248 с.
95. Судовые двигатели внутреннего сгорания: учебник для вузов/ Ю.Я. Фомин, А.И. Горбань, В.В. Добровольский, А.И. Лукин и др. – Л.: Судостроение, 1989. – 344 с.
96. Суворов П.С. Динамика дизеля в судовом пропульсивном комплексе / П.С. Суворов. – Одесса: ОНМА, 2004. – 304 с.
97. Суворов П.С. Управление режимами работы главных судовых дизелей / П.С. Суворов. – Одесса: ЛАТСТАР, 2000. – 238 с.
98. Сысоева С. Новые тенденции и перспективные технологии автомобильных датчиков систем Powertrain и контроля эмиссии. Ч. 1. Состояние и перспективы рынка датчиков положения, скорости, датчиков концентрации кислорода (газа), массового расхода воздуха и давления / С. Сысоева // Компоненты и технологии. – 2006. – № 60. – С. 86-94.
99. Теоретические основы испытаний и экспериментальная отработка сложных технических систем / Л.Н. Александровская, В.И. Круглов, А.Г. Кузнецов и др. – М.: Логос, 2003. – 736 с.
100. Тихонов И.В. Прогнозирование параметров траектории движения объектов на внутренних водных путях / И.В. Тихонов // «Практичні проблеми розвитку радіозв'язку та радіонавігації в ГМЗЛБ, у системах АІС, СУКС і РІС». Матеріали VIII науково-практичної конференції 6-7 листопада 2007 року. – Одеса: ОНМА. – 2007. – С. 8-9.
101. Тихонов І.В. Удосконалення систем управління об'єктами водного транспорту з використання дискретних аналітичних моделей планової траєкторії руху / І.В. Тихонов // «Економіка і менеджмент на транспорті». Тези доповідей Міжнародного науково-практичного семінару. – К: КДАВТ. – 2008. – С. 73-74.

102. Тихонов И.В. Пособие судоводителя малотонажного судна / [Тихонов И.В., Корнилов Э.В., Корнилов Э.В. и др.]. – Одесса: Феникс, 2007. – 302 с.

103. Топливо и топливные системы судовых дизелей / Ю.А. Пахомов, Ю.П. Коробков, Д.В. Дмитриевский. – М.: РКонсульт, 2004. – 496 с.

104. Украинец Е.А. Теоретическое обоснование возможности физического моделирования обтекания сложных пространственных надводных частей кораблей в гидродинамических трубах / Е.А. Украинец, В.Я. Моисеев, Л.М. Вильдяева, С.Л. Панов, В.А. Степук, В.В. Штрибец // Новітні технології. – 2018. – Вип. 3(7). – С. 61-72.

105. Характеристика систем диагностики судовой дизельной установки в судовых дизелях. – URL: <http://vdvzhke.ru/sudovye-dizelnye-ustanovki/puskoreversivnye-sistemy-dvigatelja/harakteristika-sistemdiagnostiki-sudovoj-dizelnoj-ustanovki-v-sudovyh-dizeljah.html>.

106. Чарльз Калверт. Delphi 5. Энциклопедия пользователя / Чарльз Калверт. – Киев: Изд. ДиаСофт Лтд. – 1996. – 736 с.

107. Чинков В.Н. Основные направления совершенствования фильтровых методов спектрального анализа / В.Н. Чинков, В.А. Тищенко // Системи обробки інформації. – 1999. – Вип. 2 (6). – С. 44-47.

108. Чинков В.Н. Основы теории оптимизации полосовых фильтров для спектрального анализа случайных сигналов / В.Н. Чинков, В.А. Тищенко // Вестник ХГПУ. – 1998. – Вып. 21. – С. 129-133.

109. Чиняев И.А. Судовые системы / И.А. Чиняев. – М.: Транспорт, 1984. – 216 с.

110. Шильман С.В. Адаптивные фильтры Кальмана / С.В. Шильман // Докл. РАН. – 1994. – Т. 338. – № 6. – С. 724-744.

111. Шишкин В.А. Анализ неисправностей и предотвращение повреждений судовых дизелей / В.А. Шишкин. – М.: Транспорт, 1986. – 192 с.

112. Штрибець В.В. Контроль технічного стану двигунів засобів водного транспорту методом спектрального аналізу випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Новітні технології. – 2019. – Вип.1(8). – С. 59-69.

113. Штрибець В.В. Оцінка спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Матеріали дев'ятої міжнародної науково-технічної конференції «Сучасні напрями розвитку інформаційно-комунікаційних технологій та засобів управління», 11-12 квітня 2019 р. – Баку – Харків – Жиліна. – 2019. – С. 65.

114. Штрибець В.В. Алгоритм процесу оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // International scientific and practical conference «Application of information technologies in the preparation and operation of law enforcement forces», 15 березня 2019 р.. – Х.: НАНГУ. – 2019. – С. 27-28.

115. Штрибець В.В. Метод оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // 15 Міжнародна наукова конференція Харківського національного університету Повітряних Сил «Новітні технології – для захисту повітряного простору», 10-11 квітня 2019 р. – Х.: ХНУПС. – 2019. – С. 310-311.

116. Штрибець В.В. Методи оптимізації форми функції спектрального вікна фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Міжнародна науково-технічна конференція «Перспективи розвитку озброєння та військової техніки сухопутних військ», 16-17 травня 2019 р. – Львів: НАСВ. – 2019. – С. 280.

117. Штрибець В.В. Модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів суднових навігаційних приладів / В.В. Штрибець // Міжнародна науково-практична конференція «Водний транспорт: сучасний стан та перспективи розвитку», 16-17 травня 2019 р. – К.: ДУІТ, 2019. – С. 393-394.

118. Штрибець В.В., Трофименко А.О. Методи спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів

водного транспорту. Всеукраїнська інтернет-конференція студентів, аспірантів та молодих вчених «Технічні науки в Україні: сучасні тенденції розвитку»: тези доповідей, 20-21 листопада 2019 року. – К.: ДУІТ, 2019.– С.152-155.

119. Coelli T. An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis/ T. Coelli, D.S.Prasada Rao, G.E. Battese. – Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998. – p. 275.

120. Decarbonising the maritime supply chain // MER. – 2010. – № 11. – P. 8.

121. Diesel Directory // Marine Propulsion Perspective in association with MER. – 2013. – № 1. – P. 10-23.

122. Directive 2005/33/EC of the European Parliament and of the Council of 6 July 2005 amending Directive 1999/32/EC. – Official Journal of the European Union, 22.07.2005 EN L 191/59-69.

123. EPRI: «Improved Motors for Utility Applications and Improved Motors for Utility Applications, Industry Assessment Study», Vol 1, EPRI EL-2678, Vol 1 1763-1, final report and EPRI EL-2678, Vol 2, 1763-1 final report October 1982.

124. IMO, SN/Circ. 213. – Guidance on Chart Datum and Accuracy of Positions on Charts. – 31 May, 2000.

125. International Electrotechnical commission (IEC). Technical committee № 65: Industrial Process Measurement and Control, Sub-Committee 65B.: Devices.IEC1131-Programmable Controllers. Part7 – Fuzzy control Programming Committee Draft Cd.1.0 (Rel.19.Jan.97).

126. ISO 9000:2005. Quality management systems – Fundamentals and Vocabulary. Third edition 2005-05-15.

127. ISO 8217 Fuel Standart: Quality Specification for Marine Bunker Fuels.

128. Ramakrishnan C.R., Sekar R. Model-Dased Analysis of Configuration Vulnerabilities – [електронний ресурс] – Режим доступа: <http://seclab.cs.sunisb.edu/sec lab1/pubs/papers/widsoo.pdf>

129. Standards guaranteed? // Marine Propulsion Perspective in association with MER. – 2007. – № 1. – P. 12-16.

130. Sheyner O., Wing J., Lippman R., Haines J. Automated Generation and Analysis of Attak Graphs // In 2002 IEEE Symposium on Security and Privacy. – Oakland, California, 2002 – <http://csse.usc.edu>.

131. The Math Works – MATLAB and Simulink for Technical Computing // [електронний ресурс] – Режим доступа: [http http://www.mathworks.com](http://www.mathworks.com)

132. Thomson W.T.: «A Review of On-Line Condition Monitoring Techniques for Three-Phase Squirrel-Cage Induction Motors – Past, Present and Future». Keynote address at IEEE Symposium on Diagnostics for Electrical Machines, Power Electronics and Drives, Gijon, Spain, Sept. 1999, p.p. 3-18.

133. Thorsen V. and Dalva M.: «Condition Monitoring Methods, Failure Identification and Analysis for High Voltage Motors in Petrochemical Industry», Proc 8a IEE Int Conf, EMD'97, University of Cambridge, № 444, p.p. 109-113.

134. Training still fails to keep pace with complex control systems / MER, June 2006. – P. 20-23.

135. Штрибець В.В., Кондратенко В.В., Абросимов В.В., Апчел В.І., Арванінов М.І. Дослідження фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів двигунів засобів водного транспорту. Новітні технології. 2019. Вип.2(9). С.25–31.

136. Штрибець В.В., Трофіменко А.О., Шевченко А.П. Розроблення фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Slovak international scientific journal. Vol.1. No.34, 2019. P.30-38.

ДОДАТОК А

АКТИ ВПРОВАДЖЕННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ ДОСЛІДЖЕННЯ

ЗАТВЕРДЖУЮ

в.о. ректора Державного університету
інфраструктури та технологій
Д.Т.Н., професор **В.В. ПАНІН**

« 21 » жовтня 2019 року



АКТ № 1/А

впровадження результатів дисертаційних досліджень
Штрибця В.В.

Комісія у складі: голови – завідувача кафедри експлуатації засобів транспорту на внутрішніх водних шляхах Войченко Т.О. та членів: Богом'я В.І., Ганношиної І.М., встановила, що результати наукових досліджень автора, а саме:

удосконалений автором метод оцінки характеристик випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, який, на відміну від відомих, базується на усередненні за часом результату множення вихідного сигналу та його відгуку після фільтра та забезпечує мінімум похибки спектрального аналізу при достатньо простому апаратурному виконанні,

використовувались в навчальному процесі при підготовці з освітніх програм бакалаврів і магістрів «Управління судновими технічними системами і комплексами» та «Експлуатація суднових енергетичних установок» спеціальності 271 «Річковий та морський транспорт» при створенні курсу лекцій з дисциплін «Технічні засоби судноводіння» та «Експлуатація засобів водного транспорту».

Також, результати дисертаційних досліджень Штрибця В.В. впроваджені у науково-дослідній роботі: «Розробка комплексного показника якості пасажирських круїзних суден змішаного плавання в системі безпересадкових круїзних перевезень між портами Дніпра, Чорного моря та Дунаю» (номер держреєстрації 0116U03946), яка виконувалася у Київській державній академії водного транспорту, в якій автор приймав участь як виконавець.

Акт не є підставою для фінансових розрахунків.

Голова:

Т.О. Войченко

Члени:

В.І. Богом'я

І.М. Ганношина



МІНІСТЕРСТВО ІНФРАСТРУКТУРИ УКРАЇНИ
 ДЕРЖАВНЕ ПІДПРИЄМСТВО ВОДНИХ ШЛЯХІВ
 «УКРВОДШЛЯХ»

04070, м.Київ-70, вул. Петра Сагайдачного,12;адреса для листування: 04071, м.Київ-71, вул. Електриків, 14
 Код ЄДРПОУ 03150102, р/р№2600830028067 у Філії ГУ по м. Києву та Київській області АТ «Ощадбанк» МФО 322669
 тел.:(044) 337-45-13; факс: (044) 428-88-46; e-mail:office@ukrvodshliah.org.ua

20.10. 2019 р. № 23-07/2

Затверджую

В. о. начальника ДП «Укрводшлях»

С. В. Халецький

« 20 » жовтня 2019 р.

АКТ № 23-07/2

впровадження результатів дисертаційних досліджень Штрибця В.В.

Комісія у складі: голови – начальника служби з безпеки судноплавства к. д. п. Безносенка Д. П., начальника служби підприємства Камар'янца Р. Р. та членів: інженера I категорії Чернокапської С. М., методиста Польчука В. П. встановила, що результати наукових досліджень автора, а саме:

запропонований автором метод оцінки характеристик випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, який, на відміну від відомих, базується на усередненні за часом результату множення вихідного сигналу та його відгуку після фільтра та забезпечує мінімум похибки спектрального аналізу при достатньо простому апаратурному виконанні використовується при виконанні робіт з підвищення ефективності експлуатації засобів водного транспорту на підприємстві.

Крім того, метод використовується при навчанні судноводіїв у Центрі підготовки фахівців морського та річкового транспорту "Укрводшлях – Training".

Використання матеріалів дослідження дозволяє проводити аналіз різноманітних умов експлуатації суднового обладнання, що, у свою чергу, дозволяє використовувати її у якості складової в технології автоматизації процесу контролю технічного стану суден підприємства.

Акт не є підставою для фінансових розрахунків.

Голова комісії:

Д. П. Безносенко

Члени комісії:

Р. Р. Камар'янц

С. М. Чернокапська

В. П. Польчук

Вик.: Камар'янц Р.Р.
 Тел.: (044) 428-87-29

ЗАТВЕРДЖУЮ

Голова правління
ПрАТ «Дунайсудноремонт»

В.О. Сідяков

АКТ № 1965-4

впровадження результатів дисертаційних досліджень Штрибця В.В.

Комісія у складі: голови – виконуючий директор Купрієнко В.М. та членів: головний інженер Бузань В.О., керівник тех. відділу Ромашок О.Л. встановила, що результати наукових досліджень автора, а саме:

метод оцінки характеристик випадкових сигналів для діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту, який, на відміну від відомих, заснований на використанні максимуму функції відповідності, були апробовані під час ремонтних та відновлювальних робіт на судах, які обслуговуються ПрАТ «Дунайсудноремонт».

Реалізація запропонованого методу дозволяє оцінити оптимальні характеристики фільтру для спектрального аналізу енергетичних установок на судах.

Акт не є підставою для фінансових розрахунків.

Голова:

виконуючий директор _____ Купрієнко В.М.

Члени:

головний інженер _____ Бузань В.О.

керівник тех. відділу _____ Ромашок О.Л.

ДОДАТОК Б

СПИСОК ОПУБЛІКОВАНИХ ПРАЦЬ ЗА ТЕМОЮ ДИСЕРТАЦІЇ

1. Наукові праці, в яких опубліковані основні наукові результати дисертації:

1.1. Василенко В.М. Модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів морських навігаційних приладів / В.М. Василенко, О.М. Вечурко, В.В. Штрибець // Наукоємні технології. – 2018. – №4 (40). – С. 487-491.

1.2. Штрибець В.В. Контроль технічного стану двигунів засобів водного транспорту методом спектрального аналізу випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Новітні технології. – 2019. – Вип.1(8). – С. 59-69.

1.3. Дакі О.А. Аналіз методів формування вимірювальних сигналів для контролю систем навігації / О.А. Дакі, А.О. Трофіменко, В.В. Штрибець // Наукоємні технології. – 2019. – № 1(41). – С. 88-94. – DOI: 10.18372/2310-5461.41.13534.

1.4. Інформаційна безпека та інформаційні технології: монографія / За заг. ред. В.С. Пономаренка. – Х.: Вид. Рожко С.Г. – 2019. – 327 с. (п. 1.4 Метод діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для зменшення витрат на перевезення вантажів / Герасимов С.В., Штрибець В.В. – С. 61-76).

1.5. Штрибець В.В., Кондратенко В.В., Абросимов В.В., Апчел В.І., Арванінов М.І. Дослідження фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів двигунів засобів водного транспорту. Новітні технології. 2019. Вип.2(9). С.25–31.

1.6. Штрибець В.В., Трофіменко А.О., Шевченко А.П. Розроблення фільтрових методів спектрального аналізу випадкових сигналів для

контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Slovak international scientific journal. Vol.1. No.34, 2019. P.30-38

2. Наукові праці, які засвідчують апробацію матеріалів дисертації:

2.1. Штрибець В.В. Оцінка спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Матеріали дев'ятої міжнародної науково-технічної конференції «Сучасні напрями розвитку інформаційно-комунікаційних технологій та засобів управління», 11-12 квітня 2019 р. – Баку – Харків – Жиліна. – 2019. – С. 65.

2.2. Герасимов С.В. Розробка методу діагностичного контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту для зменшення витрат на перевезення вантажів / С.В. Герасимов, В.В. Штрибець // Матеріали Міжнародної науково-практичної конференції «Інформаційна безпека та інформаційні технології», 24-25 квітня 2019 р. – Х.: ХНЕУ імені Семена Кузнеця, 2019. – С. 3.

2.3. Герасимов С.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок / С.В. Герасимов, В.В. Штрибець // XIV International scientific-technical conference on «Water transport problems», 2-3 May 2019. – Вакі – 2019. – С. 16.

2.4. Штрибець В.В. Алгоритм процесу оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // International scientific and practical conference «Application of information technologies in the preparation and operation of law enforcement forces», 15 березня 2019 р. – Х.: НАНГУ. – 2019. – С. 27-28.

2.5. Штрибець В.В. Метод оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів / В.В. Штрибець // 15 Міжнародна наукова конференція Харківського національного університету Повітряних Сил «Новітні технології – для захисту повітряного простору», 10-11 квітня 2019 р. – Х.: ХНУПС. – 2019. – С. 310-311.

2.6. Штрибець В.В. Методи оптимізації форми функції спектрального вікна фільтрів для спектрального аналізу випадкових сигналів / В.В. Штрибець // Міжнародна науково-технічна конференція «Перспективи розвитку озброєння та військової техніки сухопутних військ», 16-17 травня 2019 р. – Львів: НАСВ. – 2019. – С. 280.

2.7. Штрибець В.В. Модель оцінки спектральної щільності потужності випадкових сигналів судових навігаційних приладів / В.В. Штрибець // Міжнародна науково-практична конференція «Водний транспорт: сучасний стан та перспективи розвитку», 16-17 травня 2019 р. – К.: ДУІТ, 2019. – С. 393-394.

2.8. Штрибець В.В., Трофименко А.О. Методи спектрального аналізу випадкових сигналів для контролю технічного стану двигунів засобів водного транспорту. Всеукраїнська інтернет-конференція студентів, аспірантів та молодих вчених «Технічні науки в Україні: сучасні тенденції розвитку»: тези доповідей, 20-21 листопада 2019 року. – К.: ДУІТ, 2019. – С.152-155.

3. Наукові праці, які додатково відображають наукові результати дисертації:

3.1. Українець Е.А. Теоретическое обоснование возможности физического моделирования обтекания сложных пространственных надводных частей кораблей в гидродинамических трубах / Е.А. Українець, В.Я. Моисеев, Л.М. Вильдяева, С.Л. Панов, В.А. Степук, В.В. Штрибець // Новітні технології. – 2018. – Вип. 3(7). – С. 61-72.

3.2. Герасимов С.В. Оптимизация законов перестройки динамического фильтра для аппаратурного спектрального анализа технического состояния судовых двигательных установок / С.В. Герасимов, В.В. Штрибець // Elmi Əsərləri. Proceedings Of Azerbaijan State Marine Academy. – ВАКІ-2019. – № 2. – С. 102-106.

ДОДАТОК В

**Основні характеристики силових установок (двигунів)
засобів водного транспорту**

Таблиця В.1 – Дизельні двигуни для засобів водного транспорту внутрішнього та змішаного («ріка – море») типу

Тип засобу водного транспорту	Потужність, кВт	
	Головні двигуни	Гвинто-рульові комплекси
Суховантажні засоби змішаного типу дедвейтом близько 5,0...7,0 тис. т	з 40 до 900...1200	з 40 до 900...1200
	з 10 до 1800...2500	немає
Танкери змішаного типу дедвейтом близько 7,0 тис. т	з 140 до 1000...1200	з 140 до 1000...1200
Суховантажні засоби дедвейтом близько 5,4 тис. т	з 100 до 1000...1200	з 100 до 1000...1200
Танкери дедвейтом близько 5,4 тис. т	з 80 до 1000...1200	з 80 до 1000...1200
Танкери дедвейтом близько 3,4 тис. т	з 20 до 800...1000	з 20 до 800...1000
Суховантажні засоби дедвейтом близько 3,4 тис. т	з 10 до 800...1000	з 10 до 800...1000
Річні товкачі та буксири	з 60 до 800...1200	з 60 до 800...1200
Бункерувальники паливом дедвейтом близько 6 тис. т	з 10 до 1600	з 10 до 1600
Бункерувальники паливом і мастилом дедвейтом близько 3 тис. т	з 35 до 800...1000	з 35 до 800...1000
Бункерувальники паливом і мастилом дедвейтом близько 2 тис. т	з 35 до 600...800	з 35 до 600...800
Бункерувальники паливом і мастилом дедвейтом близько 800 т	з 50 до 300...400	з 50 до 300...400

Таблиця В.2 – Основні технічні показники високооборотних дизелів малої потужності засобів водного транспорту

Агрегатна потужність, кВт	Основні розміри, см	Циліндрова потужність, кВт	Середня ефективна потужність, МПа	Питома ефективна витрата палива, г/(кВт·год)	Питома маса, кг/кВт
8,8...44,1	8,5/11 9,5/11	5,15...7,35	0,62	238...272	10,4
40...125	11/12,5	16,75...20,8	1,06	220	6,4...7,3
103...132	15/20,5	33	0,92	218	14,3
100...140	10,5/12,8	25...35	1,2...1,6	193...197	3,4...4,6
72...195	10,8/13	20,25	1,2...1,4	215	4,6...6,5
12...170	8,4/9 10,5/13,5	43,5	0,65...2,04	205...248	4,4...14
9...150	6,7/7,2 8,1/9,35 8,4/100	4,5...50	0,9...1,35	230...207	2,4...4,0

Таблиця В.3 – Основні технічні показники високооборотних дизелів середньої потужності засобів водного транспорту

Агрегатна потужність, кВт	Основні розміри, см	Циліндрова потужність, кВт	Середня ефективна потужність, МПа	Питома ефективна витрата палива, г/(кВт·год)	Питома маса, кг/кВт
603...4800	21/21 18,5/21,5	100...240	1,44...1,65	194...229	6,4...9,1 3,7...4,7
215...1320	21/21 21/26	83,2...112 108...118	1,4...1,82 1,2...1,6	209...226 195...225	7,0...8,06
500...990	18/20	83	0,95...1,28	213...220	2,7...3,36
110...590	13/14 14/14	18,3...49,2	0,79...1,3	195...224	3,8...5,8
370...560	14/14	46,5...70	2,4...2,6	195...204	2,4...3,4

Закінчення таблиці В.3.

Агрегатна потужність, кВт	Основні розміри, см	Циліндрова потужність, кВт	Середня ефективна потужність, МПа	Питома ефективна витрата палива, г/(кВт·год)	Питома маса, кг/кВт
154...324	12/12 12/13	19,25...40,5	0,65...0,8	200...265	2,0...3,1
110...220	15/15 15/18	18,3...22	0,63...1,01	218...242	6,3...7,1
335...736	15/16 15/18	31...61	1,16...1,19	201...247	1,5...2,1
186...824	12/14 13,7/16,5 17/19	31...103	1,8...2,26	199...201	5,1...6,8
384...2040	12,8/14,2 16,5/18,5	32...170	1,93...2,36	195...205	5,6...2,4
732...1464	18,5/21	122	2,2	190	4,6...3,5
212...316	10,5/13	52,7	2,17	203	2,75...3,3
320...900	8,6/9,6 10,6/11 16,5/21,9	104...123	1,8...2,1	194...205	1,8...2,1
690...1560	17/20	115...130	2,02	196	3,2...5,5
330...430	11,5/14,4 12,7/14	54...63,7	1,93...2,56	199...201	2,6...3,5
800...900	17/17	148	2,27	197	2,5
348...1536	12,8/14 17/19,5	58...127	1,87...1,92	192...199	2,4...2,5
260	11,7/13,6	43,5	2,13	201	3,4
1120	17/17	140	2,18	201	2,2
450...880	16/18	75...110	2,4	197	5,6

Таблиця В.4 – Основні технічні показники високооборотних дизелів великої потужності засобів водного транспорту

Агрегатна потужність, кВт	Основні розміри, см	Циліндрова потужність, кВт	Середня ефективна потужність, МПа	Питома ефективна витрата палива, г/(кВт·год)	Питома маса, кг/кВт
700...4800	18,5/21,5 21/21	116...240	1,44...1,65	204...220	3,7...4,7
1765...7355	16/17	42...70	0,89...1,18	222...243	2,0...2,24
2472...7400	19/21 23/23 23/28	206...345	2,42...3,03	189...200	2,6...5,5
2160...3600	20/24	180...200	2,44	190...196	4,8...6,0
4320	20,5/22	270	2,64	191	3,4
1952...2196	18,5/21	122	2,2	190	4,6...3,5
3708...3924	18,5/19,6 19,7/21,6	206...218	2,27...2,56	191...194	2,8...2,6
168...2240	17/17	140	2,18	201	2,2

Таблиця В.5 – Основні технічні показники середньо-оборотних дизелів засобів водного транспорту

Агрегатна потужність, кВт	Основні розміри, см	Циліндрова потужність, кВт	Середня ефективна потужність, МПа	Питома ефективна витрата палива, г/(кВт·год)	Питома маса, кг/кВт
450...4412	30/38 26/26	112,5...231	1,4...1,7 0,88...2,2	178...186 191...200	12,8...15,7 5,2...13,4
500...1500	31,8/33 20/28	125...187	0,61...1,7	220	6,4...7,3
240...3840	23/30	40...55	0,52...0,54	219...226	23,4
	22/28	116...138	1,58...1,77	185...195	14...18,4
	32/40	480	2,39	186	12,2...13,2
	36/45	110...191,6	0,78...1,05	202	25,9...31,1
184...1053	21/21	83...111,7	1,4...1,82	196...201	8,2...14,4
	21/26	108...119	1,2...1,6	198...201	7,6...8,1
	19/21	44...55,8	0,76...0,91	210	20,3
	19/25,5	87,7	1,49	210	15,7
	17/20	30,7...35	0,86...0,94	225	20,4
520...36 180	20/27	91,7...93,7	1,32...1,37	226	17,8
	64/77	1940...2010	2,55	172	
	46/58	905...1050	2,61	166...168	16...17
	38/47,5	660	2,45	176...178	13,8...17,9
	32/35	410	2,4	181	10,1...13,5
	28/30	300	2,33	189	7,6...11,3
	26/32	400	2,82	185	6,7...8,9
	25/30	185...230	2,08	191...193	6,0...6,4
	22/24	187,5	2,28	189...191	5,7...8,9
	22/26	130...180	2,46	189...191	7,6...10,3
960...16 800	20/28			187...189	
	58/64	1390	2,3	176...177	17...18
	48/60	1050	2,32	179...180	13...17
	40/54	720	2,48	181...183	13...16,2
	32/40	470	2,49	182...184	10...14,1
	28/32	245	1,93	191...192	9,4...13
	27/38	300...400	2,35	186...188	5,0...4,5
23/30	160	1,79	191...195	9,1...12	

Закінчення таблиці В.5.

Основні розміри, см	Основні розміри, см	Основні розміри, см	Основні розміри, см	Основні розміри, см	Основні розміри, см	
840...25 200	57/66	1325...1400	2,33	174...180	7,8...19,8	
	57/75		2,36	163...168	21...19	
	42,5/60		736	2,31	160...166	19,5...18
	40/50		750	2,39	184	11,1...10
	40/46		550	2,2	183...186	8,8...6,8
	28/35		295	2,19	185...186	8,7...6,8
	28/29		272...325	2,18	197	7,2...5,5
	25,5/27		210...220	2,13	192	8,6...6,3
	1140...15 660		58/60	1250	2,23	178
43/61		870	2,44	176...179	13,2...12	
32/48		440	2,49	176...179	13...11,4	
25,5/40		290...300	2,37	184...185	11...10,4	
20/30		190	2,42	185	10...9	
680...1755	16/24	85	2,0	191	8,0	
	32/48	140	1,0	198	27...22	
	24/29	150...195	2,4	186	13,5...11	
1164...2574	30/60	194	1,91	178	23,8	
	42/82	429	1,97	175	29,0	

ДОДАТОК Г

Перелік діагностичних параметрів двигунів, перспективних для використання в системах моніторингу та діагностики

Таблиця Г.1 – Діагностичні параметри двигунів засобів водного транспорту

Об'єкт діагностування	Параметр контролю
1	2
Двигун (ефективні показники)	Обертаючий момент $M_{крі}$ на фланці двигуна, кН·м (потужність, кВт)
	Витрата палива $G_{Гі}$, кг/ч
	Частота обертання колінчастого вала n_i , хв. ⁻¹
Робочий процес	Максимальний тиск циклу p_{maxi} , МПа
	Швидкість наростання тиску $(dp/d\varphi)_i$, МПа/°п.к.в.
	Кут п.к.в φ_{maxi} , який відповідає p_{maxi} , °п.к.в.
	Температура випускних газів по циліндрах $t_{Гі}$, °С
	Тиск в газовипускному трубопроводі $p_{Гі}$, МПа
Система подачі палива	Тиск впорскування палива $p_{Гі}$, МПа
	Циклова подача палива $g_{ци}$, кг/цикл
	Кут випередження впорскування палива $\alpha_{н.ві}$, °п.к.в.
	Тиск $p_{тпні}$ за насосом подачі палива, МПа
	Температура $t_{Гі}$ палива перед ТА високого тиску, °С
Циліндропоршнева група	Тиск кінця стиснення $p_{сі}$, МПа
	Витрата масла двигуном $G_{мі}$, кг/ч
	Вібрація в районі кришок циліндрів (віброшвидкість $v_{ці}$, мм/с)
Колінчастий вал	Вібрація в районі колінчастого вала (віброшвидкість $v_{кві}$, мм/с)
	Температура вкладишів підшипників ковзання або температура ліжок підшипників кочення колінчастого вала $t_{пі}$, °С

Закінчення таблиці Г.1.

Об'єкт діагностування	Параметр контролю
Система змащування і система охолодження двигуна	Тиск масла p_{mi}
	Температура масла на виході із двигуна t_{m2i} , °С
	Температура масла на вході в двигун t_{m1i} , °С
	Температура охолоджуючої рідини на виході із двигуна t_{ox2i} , °С
	Температура охолоджуючої рідини на вході в двигун t_{ox1i} , °С
	Циркуляція (протока) охолоджуючої рідини
Система управління	Час $\tau_{пппi}$ перехідного процесу пуску, с
	Час $\tau_{ппрi}$ перехідного процесу реверсу, с
	Точність регулювання частоти обертання ϵ , хв.^{-1}
	Час $\tau_{ппчв}$ перехідного процесу зміни частоти обертання, с
Турбонагнітач	Тис наддуву p_{ki} , МПа
	Температура наддувочного повітря t_{ki} , °С
	Вібрація турбонагнітача (віброшвидкість v_{ti}), мм/с
	Частота обертання ротора, $n_{тнi}$, хв.^{-1}
	Тиск перед турбіною $p_{гтi}$, МПа
Шкідливі викиди в атмосферу	Емісія ϵ_{NOx_i} у випускних газах двигуна, $\text{г}/(\text{кВт}\cdot\text{ч})$
	Емісія ϵ_{CO_i} у випускних газах двигуна, $\text{г}/(\text{кВт}\cdot\text{ч})$
	Димність D_i випускних газів двигуна (коефіцієнт N ослаблення світлового потоку, приведений до шкалою димоміра оптичного типу, %)

ДОДАТОК Д

Приклади реалізації методу визначення відносної дисперсії оцінок СЩП

Приклад 1. Визначимо відносну дисперсію оцінки СЩП для «фільтрового» методу вимірювання, заснованого на часовому усередненні квадрата фільтрованої реалізації випадкових сигналів.

Припустимо, що перетворює функція $H_1(\tau)$ близька до ідеальної. Нижче буде показано, що при цьому величина $t_0 \neq 0$ в оцінці \hat{G}_1 і форма $H_1(\tau)$ найбільш близька до ідеальної при $t_0 = \frac{T}{2}$. Якщо припустити, що

$\tau_\phi = \frac{2\pi}{\Delta\omega} \ll T$, то з виразу (2.70) отримаємо

$$\delta\hat{G}_1 = \frac{4}{H_1^2(0)(T - t_0)} \int_0^T H_1^2(\tau) d\tau. \quad (\text{Д.1})$$

Як випливає з формули (2.45), відповідно до теореми Вінера-Хінчіна

$$H_1(\tau) = \frac{2}{\pi} \int_0^\infty \Phi(\omega) \cos \omega \tau d\omega, \quad (\text{Д.2})$$

$$\text{тоді } \int_0^T H_1^2(\tau) d\tau = \frac{2}{\pi} \int_0^\infty \Phi^2(\omega) d\omega. \quad (\text{Д.3})$$

При формі функції спектрального вікна, близькою до оптимальної, з співвідношень (Д.2), (Д.3) маємо

$$H_1(0) \approx \frac{2}{\pi} \Phi(\omega_0) \Delta\omega; \quad (\text{Д.4})$$

$$\int_0^T H_1^2(\tau) d\tau = \frac{2}{\pi} \Phi^2(\omega_0) \Delta\omega. \quad (\text{Д.5})$$

З урахуванням виразів (Д.4), (Д.5) для відносної дисперсії оцінки СЩП δG_1 «фільтрового» методу вимірювання з формули (2.1) маємо

$$\delta \hat{G}_1 = \frac{2\pi}{(T - t_0)\Delta\omega} = \frac{\tau_{\delta}}{T - t_0}. \quad (\text{Д.6})$$

Якщо прийняти умову $t_0 = 0$, то значення дисперсії, як видно з рівності (Д.6) буде менше, але при цьому форма фільтра буде далека від ідеальної.

Приклад 2. Визначимо відносну дисперсію оцінки СЩП, заснованої на часовому усередненні квадратів коефіцієнтів Фур'є реалізації випадкового сигналу. Для такої оцінки СЩП перетворює функція $H(\tau)$ визначається виразом (2.27), де слід прийняти

$$T_1 = \tau_{\phi}, \quad T_{\text{уср}} = T \left(1 - \frac{\tau}{\tau_{\phi}} \right).$$

Тоді з формули (2.27) маємо $H_4(0) = T_1 = \tau_{\phi}$; $H_4(\tau) = (\tau_{\phi} - \tau) \cos \omega_0 \tau$; $\tau \leq \tau_{\phi}$, а з формули (2.70) знаходимо відносну дисперсію

$$\delta \hat{G}_4 = \frac{4}{\tau_{\delta}^2} \int_0^{\tau_{\delta}} \frac{(\tau_{\delta} - \tau)^2 \cos^2 \omega_0 \tau}{T(1 - \tau/\tau_{\delta})} d\tau = \frac{4}{\tau_{\delta} T} \int_0^{\tau_{\delta}} (\tau_{\delta} - \tau) \cos^2 \omega_0 \tau d\tau \approx \frac{\tau_{\delta}}{T},$$

при $\tau_{\phi} \omega_0 \ll 1$.

Однак для оцінки СЩП \hat{G}_4 форма перетворюючої функції $\Phi_4(\omega)$ далека від ідеальної.

Зауважимо, що, якщо при тій же формі функції (функція Барлетта), взяти оптимальну оцінку для $\hat{R}(\tau)$, то отримаємо

$$\delta\hat{G}'_4 = \frac{4}{\tau_{\hat{0}}} \int_0^{\tau_{\hat{0}}} \frac{(\tau_{\hat{0}} - \tau)^2 \cos^2 \omega_0 \tau}{T - \tau} d\tau \approx \frac{2\tau_{\hat{0}}}{3\hat{0}}, \quad \text{при } \tau_{\phi} \ll T,$$

тобто в цьому випадку за рахунок використання не оптимальною оцінки кореляційної функції $\hat{R}(\tau)$ точність визначення оцінки СЩП \hat{G}'_4 виходить в 1,5 рази гірше, ніж при оптимальній оцінці $R(\tau)$.

Приклад 3. Визначимо відносну дисперсію оцінки СЩП для методу множення. Якщо при цьому методі оцінки СЩП \hat{G}_5 використовувати фільтр, близький до оптимального, то, аналогічно прикладу 1, знаходимо

$$\delta\hat{G}_5 = \frac{2\pi}{T \Delta\omega} = \frac{\tau_{\hat{0}}}{\hat{0}}.$$

Звернемо увагу на те, що виграш у відносній дисперсії оцінки СЩП \hat{G}_5 порівняно з оцінкою СЩП \hat{G}_1 може досягати 2 рази, тобто точність оцінки СЩП \hat{G}_5 в два рази більше, ніж точність оцінки СЩП \hat{G}_1 $\left(\delta\hat{G}_5 = \frac{1}{2} \delta\hat{G}_1 \right)$.