

Міністерство освіти і науки України
Національний авіаційний університет

Кваліфікаційна наукова
праця на правах рукопису

Заліський Максим Юрійович

УДК 629.7.08: 681.5.03 (043.5)

ДИСЕРТАЦІЯ

Методологія оброблення даних у системах експлуатації
наземних засобів аеронавігації

Спеціальність 05.22.20 – Експлуатація та ремонт засобів транспорту

Подається на здобуття наукового ступеня доктора технічних наук

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

М.Ю. Заліський

Науковий консультант – Соломенцев Олександр Васильович, доктор технічних
наук, професор, професор кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних
систем НАУ

Київ – 2020

АНОТАЦІЯ

Заліський М. Ю. Методологія оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації. – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.

Дисертації на здобуття науково ступеня доктора технічних наук за спеціальністю 05.22.20 – «Експлуатація та ремонт засобів транспорту». Національний авіаційний університет, МОН України, Київ, 2021.

Дисертаційна робота спрямована на вирішення актуальної науково-технічної проблеми підвищення ефективності систем експлуатації наземних засобів аеронавігації України. Проблема вирішена за рахунок розроблення методології оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації, яка охоплює методи виявлення погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації та складових елементів систем експлуатації, методи оцінювання показників надійності після розладнання, методи формування стратегій технічного обслуговування наземних засобів аеронавігації за станом з превентивними порогами, які були обґрунтовані відповідними теоремами у рамках використання нового показника ефективності систем експлуатації, що в цілому надає можливість підвищувати ефективність функціонування наземних засобів аеронавігації та систем експлуатації шляхом формування та реалізації своєчасних та вірних запобіжних та коригувальних дій. Підвищення ефективності систем експлуатації досягається шляхом впровадження Центрів збирання та оброблення даних на всіх ієрархічних рівнях предметної галузі.

У роботі отримав подальший розвиток процес обґрунтування показника ефективності, що на відміну від існуючих використовує подійно-імовірнісну модель, яка враховує можливі події у системі експлуатації, їх ймовірності та витрати, пов'язані з ними. Цей показник був використаний для формування двох теорем щодо доцільності статистичної обробки даних та є складовою методологічного базису під час проектування та модернізації систем експлуатації. Використання подійно-імовірнісної моделі підтвердило доцільність використання показника ефективності у вигляді середніх експлуатаційних витрат та / або

середніх питомих експлуатаційних витрат. Аналітичні розрахунки та результати моделювання підтвердили існування оптимуму показника ефективності у вигляді середніх питомих експлуатаційних витрат під час використання стратегій технічного обслуговування за станом для випадку контролю визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації.

В роботі уперше виконано синтез та аналіз процедури виявлення розладнання у тренді зміни інтенсивності відмов для випадків стрибкоподібної та лінійної моделей на основі використання критерію Неймана-Пірсона. При цьому були проаналізовані моделі змін показників надійності у разі погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації, а також наведено функціональні співвідношення для моделі змін інтенсивності відмов (для стрибкоподібної, лінійної, квадратичної та лінійно-стрибкоподібної моделей), що дозволило не тільки дослідити аналітичні співвідношення для ймовірності безвідмовної роботи та щільності розподілу ймовірності напрацювань між відмовами, але й є основою для синтезу параметричних процедур виявлення погіршення технічного стану та оцінювання показників надійності після його виявлення. У цілому, процедура виявлення розладнання за критерієм Неймана-Пірсона може бути узагальнена до наступних операцій: отримання аналітичного виразу для відношення правдоподібності; отримання аналітичного виразу для вирішальної статистики; розрахунок порогу прийняття рішення; розрахунок характеристики виявлення. Аналіз процедури виявлення виконувався аналітично та на основі методу статистичного моделювання Монте-Карло. Результати моделювання підтвердили достовірність отриманих аналітичних співвідношень.

У роботі отримав подальший розвиток метод оцінювання показників надійності у випадку погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації для стрибкоподібної, лінійної та квадратичної моделей змін інтенсивності відмов, що базується на використанні методу максимальної правдоподібності, та на відміну від існуючих полягає у отриманні аналітичного співвідношення для щільності розподілу ймовірностей оцінок, що дозволяє більш адекватно визначати технічний стан наземних засобів аеронавігації. Отримані аналітичного

співвідношення для щільностей розподілу оцінок були використані для синтезу двох евристичних процедур виявлення погіршення технічного стану на основі оцінювання параметрів моделі змін показників надійності, а також на основі апроксимації емпіричних даних. Аналіз отриманих результатів показав, що процедура на базі апроксимації статистичних даних, є більш чутливою до процесів погіршення технічного стану, проте трохи гіршою за процедуру на основі критерію Неймана-Пірсона.

У роботі уперше виконано синтез та аналіз послідовного методу виявлення розладнання у тренді зміни інтенсивності відмов, що на відміну від класичного методу з фіксованим обсягом вибірки має вигреш у середній тривалості прийняття рішення за однакових рівнів показників ефективності. При цьому синтез правил зупину послідовної процедури оброблення статистичних даних виконувався за звичайною схемою та на основі багатократного прийняття рішення. Аналіз послідовної процедури виконувався аналітично та на основі методу статистичного моделювання Монте-Карло. У цілому послідовна процедура виявлення розладнання була узагальнена до наступних операцій: отримання аналітичного виразу для відношення правдоподібності; розрахунок порогів прийняття рішення; вибір правила прийняття рішення (однократне або багатократне); аналіз послідовної процедури шляхом знаходження статистичних характеристик її тривалості та розрахунку оперативної характеристики.

У роботі уперше отримано аналітичні співвідношення для розрахунку оптимального значення порогу для превентивного технічного обслуговування під час аналізу удосконаленого методу оброблення визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації. Ці співвідношення дозволяють мінімізувати значення питомих експлуатаційних витрат та формувати оптимальні стратегії технічного обслуговування за станом з контролем визначальних параметрів. При цьому були проаналізовані моделі змін визначальних параметрів у разі погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації. Наведені функціональні співвідношення для моделі змін визначального параметру (для лінійної та квадратичної моделей) дозволили не тільки дослідити аналітичні

співвідношення для щільностей розподілу імовірностей напрацювань між відмовами, але й є основою для синтезу процедур оброблення даних під час погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації та використання стратегії технічного обслуговування за станом. У цілому стратегія технічного обслуговування з превентивним порогом дозволяє запобігти можливим відмовам і, отже, зменшити витрати на експлуатацію. Аналіз ефективності стратегії технічного обслуговування з превентивним порогом проводився шляхом аналітичних розрахунків та шляхом моделювання на основі методу Монте-Карло. Дослідження показали, що у функціональній залежності питомих витрат на експлуатацію наземних засобів аеронавігації від значення превентивного порогу завжди існує мінімум.

У роботі отримав подальший розвиток процес вдосконалення стратегії технічного обслуговування за станом, яка на відміну від існуючої використовує декілька попереджувальних порогів, а також адаптивний поріг, що дозволяє найбільш ефективно запобігати виникненню поступових відмов наземних засобів аеронавігації.

У роботі уперше розроблено метод виявлення гетероскедастичності та її урахування під час побудови математичних моделей показників надійності та визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації, що дозволяє оцінити кількісний вміст гетероскедастичності на основі запропонованого відповідного показника, та на відміну від існуючих не потребує багатократних вимірювань для кожного фіксованого моменту часу. Суттєва відмінність від нуля показника гетероскедастичності є ознакою виникнення розладнання у тренді визначального параметру або показника надійності. Подані приклади оброблення даних щодо визначальних параметрів та показників надійності у випадку погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації та наявності гетероскедастичності засвідчили ефективність нового методу врахування гетероскедастичності за критерієм мінімуму зваженої суми квадратів залишків. Це дозволило побудувати більш коректні математичні моделі, що можуть бути

використані у стратегіях технічного обслуговування за напрацюванням та за станом з системою превентивних порогів, а також з адаптивним порогом.

У роботі отримав подальший розвиток метод побудови математичних моделей показників надійності та визначальних параметрів, що на відміну від існуючих використовує апарат багатосегментного регресійного аналізу, та дозволяє отримати більш точні аналітичні співвідношення за рахунок додаткової оптимізації точок з'єднання окремих сегментів. При цьому також побудовані моделі показників надійності на основі оброблення статистичних даних щодо напрацювань на відмову вторинного радіолокатора “Корінь-АС”. Ці аналітичні співвідношення можуть бути використані для прогнозування ресурсу наземних засобів аеронавігації.

Результати досліджень упроваджені в Державному підприємстві “Антонов”, Державному підприємстві “Науково-дослідний інститут “Квант”, Комунальному підприємстві “Міжнародний аеропорт “Київ” (Жуляни), навчальному та науковому процесам Національного авіаційного університету, що підтверджено відповідними актами впровадження.

Ключові слова: система експлуатації; наземні засоби аеронавігації; показники надійності; статистична обробка даних; розладнання; гетероскедастичність; ефективність.

Список публікацій здобувача

Статті в закордонних наукових журналах

1. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O. Estimation of quality parameters in the radio flight support operational system. *Aviation*. 2016. Vol. 20. № 3. P. 123–128. (*Scopus*)
2. Zaliskyi M., Petrova Yu., Asanov M., Bekirov E. Statistical Data Processing during Wind Generators Operation. *International Journal of Electrical and Electronic Engineering & Telecommunications*. 2019. Vol. 8. No. 1. P. 33–38. (*Scopus*)
3. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Kozhokhina O., Petrova Yu. Efficiency of operational data processing for radio electronic equipment. *Aviation*. 2019. Vol. 23. № 3. P. 71–77. (*Scopus*)

4. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Petrova Yu. Method for Change-point Detection with Sample Size Accumulation During Radio Equipment Operation. *The Scientific Journal of Riga Technical University – Electrical, Control and Communication Engineering*. 2020. Vol. 16. № 1. P. 23–29. (*Web of Science*)

5. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O., Yashanov I. Diagnostics programs efficiency analysis in operation system of radioelectronic equipment. *Computer Modelling And New Technologies*. 2015. Volume 19. № 1B. P. 49–56.

Статті у наукових фахових виданнях

6. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Мусієнко А.О. Вдосконалення структур обробки даних у системах експлуатації засобів аеронавігації. *Проблеми транспорту: збірник наукових праць*. 2012. Вип. 9. С. 146–154.

7. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Луньов В.В. Послідовний метод оцінювання показника надійності наземних засобів аеронавігації. *Електроніка та системи управління*. 2012. № 3 (33). С. 28–34.

8. Asanov M.M., Zaliskyi M.Yu. Temperature measurement of photovoltaic cells surface. *Електроніка та системи управління*. 2013. № 4 (38). С. 124–127.

9. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Процедура статистичної обробки даних щодо напрацювань на відмову в системі експлуатації радіотехнічних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2013. № 4 (44). С. 82–85.

10. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С. Аналіз процесу погіршення технічного стану радіотехнічних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 1 (49). С. 96–102.

11. Asanov M., Bekirov E., Solomentsev O., Zaliskyi M. Reducing the influence of the photocell's surface heating on its performance. *Proceedings of the National Aviation University*. 2015. №. 3. P. 55–59.

12. Соломенцев О.В., Мелкумян В.Г., Заліський М.Ю. Системи експлуатації радіоелектронних засобів. *Вісник Інженерної академії України*. 2015. № 3. С. 149–154.

13. Заліський М.Ю. Моніторинг процесів експлуатації засобів радіотехнічного забезпечення польотів. *Наукоємні технології*. 2015. № 3 (27). С. 257–260.
14. Zaliskyi M.Yu. Reliability parameters estimation in case of aviation radio electronic devices technical state deterioration. *Electronics and Control Systems*. 2015. № 3 (45). P. 18–22.
15. Заліський М.Ю. Виявлення погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 3 (51). С. 45–50.
16. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Методичний підхід для тестування статистичних даних на лінійність. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 4 (52). С. 63–67.
17. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Использование многосегментной регрессии для оценки долговечности конструктивных элементов систем. *Проблеми інформатизації та управління*. 2016. № 1 (53). С. 42–45.
18. Solomentsev O.V., Herasymenko T.S., Zaliskyi M.Yu., Cheked I.V. Test for Condition Degradation Detection of Radio Electronic Equipment. *Electronics and control systems*. 2016. № 4. P. 11–16.
19. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Data Processing During Condition Based Maintenance of Radio Electronic Equipment. *Electronics and control systems*. 2017. № 4. P. 11–17.
20. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю. Статистичний аналіз даних з використанням двосегментної параболічної регресії. *Наукоємні технології*. 2018. № 2 (Том 38). С. 173–177.
21. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С. Аналіз ефективності процедури виявлення розладнання в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації. *Наукоємні технології*. 2018. № 3 (Том 39). С. 376–382.

22. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С., Мусієнко А.О. Процедура аналізу нестационарних процесів в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації. *Новітні технології*. 2018. № 2 (6). С. 69–78.
23. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Kozhokhina O. Identification and analysis of heteroscedasticity at the econometric data approximation. *Новітні технології*. 2018. № 3 (7). С. 6–12.
24. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю., Рудий С.В. Статистичний аналіз експлуатаційних даних вітрогенераторної установки. *Вісник Інженерної академії України*. 2018. № 2. С. 254–258.
25. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Herasymenko T.S. Radio electronic equipment failures model. *Electronics and control systems*. 2018. № 3 (57). P. 18–23.
26. Kuzmyn V.M., Zaliskyi M.Yu., Kozhokhina O.V., Kaminskyi Ye.O. Approximation of time series with multiple switching points. *Новітні технології*. 2019. № 1 (8). С. 6–13.
27. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Petrova Yu.V., Cheked I.V. Comparative analysis of two methods for taking into account heteroskedasticity during mathematical models building. *Наукоємні технології*. 2019. № 4 (Том 44). С. 449–456.
28. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Камінський Є.О. Послідовна процедура аналізування розладнання під час обробки експлуатаційних даних. *Новітні технології*. 2019. № 3 (10). С. 43–51.
29. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю., Климчук В.П. Побудова математичних моделей з використанням полісегментної регресії. *Наукоємні технології*. 2020. № 1 (Том 45). С. 11–18.

Патенти

30. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Спосіб послідовного визначення середнього напрацювання на відмову технічних засобів: пат. 94852 Україна, МПК G01N 21/21 (2006.01), №201404039; заявл. 15.04.2014; опубл. 10.12.14, Бюл. № 23.

Розділи монографій

31. Zaliskyi M., Solomentsev O., Yashanov I. Analysis and optimization of diagnostic procedures for aviation radioelectronic equipment. *Cases on Modern Computer Systems in Aviation*: Chapter in the book, IGI Global, Pennsylvania, USA, 2019, P. 249–273.

32. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O. Intelligence-Based Operation of Aviation Radioelectronic Equipment. *Handbook of Research on Artificial Intelligence Applications in the Aviation and Aerospace Industries*: Chapter in the book, IGI Global, Pennsylvania, USA, 2020, P. 148–179.

Матеріали конференцій, які включено до наукометричних баз Scopus

33. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V. Radioelectronic equipment availability factor models. *Signal Processing Symposium 2013 (SPS 2013)*: Proceedings, Jachranka Village (Poland), 5 – 7 June 2013. P 1–3. (*Scopus*)

34. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V. Questions of radioelectronic equipment diagnostics programs efficiency analysis. *Signal Processing Symposium 2013 (SPS 2013)*: Proceedings, Jachranka Village (Poland), 5 – 7 June 2013. P 1–3. (*Scopus*)

35. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V., Asanov M.M. Data processing in exploitation system of unmanned aerial vehicles radioelectronic equipment. *Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments*: Proceedings of IEEE 2nd International Conference, Kyiv, 15 – 17 October 2013, K., 2013. P.77–80. (*Scopus*)

36. Zaliskyi M., Solomentsev O. Method of Sequential Estimation of Statistical Distribution Parameters. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control*: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 14 – 17 October 2014, K., 2014. P. 135–138. (*Scopus*)

37. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Asanov M.M. Three-Dimensional Mathematical Model in Heteroskedasticity Conditions. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control*: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 14 – 17 October 2014, K., 2014. P. 139–142. (*Scopus*)

38. Solomentsev O., Zaliskyi M., Nemyrovets Yu., Asanov M. Signal processing in case of radio equipment technical state deterioration. *Signal Processing Symposium 2015 (SPS 2015)*: Proceedings, Debe (Poland), 10 – 12 June 2015. P 1–5. (*Scopus*)
39. Solomentsev O.V., Melkumyan V.G., Zaliskyi M.Yu., Asanov M.M. UAV Operation System Designing. *Actual Problems of Unmanned Aerial Vehicles Developments*: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 13 – 15 October 2015, K., 2015. P. 95–98. (*Scopus*)
40. Solomentsev O., Zaliskyi M., Gerasymenko T. Change-point Detection During Radar Operation. *Data Stream Mining & Processing*: Proceedings of IEEE First International Conference, Lviv, 23 – 27 August 2016, L., 2016. P. 295–298. (*Scopus*)
41. Solomentsev O.V., Herasymenko T.S., Zaliskyi M.Yu., Cheked I.V. Statistical Data Processing Procedures for Ground Navigation Equipment. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control*: Proceedings of IEEE Fourth International Conference, Kyiv, 18 – 20 October 2016, K., 2016. P. 182–185. (*Scopus*)
42. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Reliability Parameters Estimation for Radioelectronic Equipment in Case of Change-point. *Signal Processing Symposium 2017 (SPSymo 2017)*: Proceedings, Jachranka Village (Poland), 12 – 14 September 2017. P 1–4. (*Scopus*)
43. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Efficiency of Data Processing for UAV Operation System. *Actual Problems of UAV Developments*: Proceedings of IEEE Fourth International Conference, Kyiv, 17 – 19 October 2017, K., 2017. P. 27–31. (*Scopus*)
44. Solomentsev O., Kuzmin V., Zaliskyi M., Zuiev O., Kaminskyi Y. Statistical Data Processing in Radio Engineering Devices Operation System. *Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering (TCSET)*: Proceedings of IEEE 14th International Conference, Lviv-Slavske, 20 – 24 February 2018, L., 2018. P. 1–4. (*Scopus*)
45. Solomentsev O., Zaliskyi M. Correlated Failures Analysis in Navigation System. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control*: Proceedings of IEEE 5th International Conference, Kyiv, 16 – 18 October 2018, K., 2018. P. 41–44. (*Scopus*)

46. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Kozhokhina O., Petrova Yu. Data Processing in Case of Radio Equipment Reliability Parameters Monitoring. *Advances in Wireless and Optical Communications (RTUWO 2018)*: Proceedings, Riga (Latvia), 15 – 16 November 2018. P. 219–222. (*Scopus*)
47. Zalisky M., Odarchenko R., Gnatyuk S., Petrova Yu., Chaplits A. Method of Traffic Monitoring for DDoS Attacks Detection in e-Health Systems and Networks. *Informatics & Data-Driven Medicine (IDDM 2018)*: Proceedings of 1st International Workshop, Lviv, 28 – 30 November 2018, L., 2018. P. 193–204. (*Scopus*)
48. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Shcherbyna O., Odarchenko R. Statistical analysis of wind turbine operational data. *The Experience of Designing and Application of CAD Systems (CADSM)*: Proceedings of 15th International Conference, Polyana-Svalyava (Zakarpattya), 26 February – 2 March 2019. P. 1–4. (*Scopus*)
49. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Chyrka Iu., Vovk V. New Method of Mode Estimation for Small and Medium Samples. *Advanced Computer Information Technologies: Proceedings of 9th International Conference, Ceske Budejovice (Czech Republic), 5 – 7 June, 2019*. P. 68–71. (*Scopus*)
50. Zaliskyi M., Solomentsev O., Kozhokhina O., Herasymenko T. Statistical Data Processing for Condition-based Maintenance. *Signal Processing Symposium 2019 (SPSymo 2019)*: Proceedings, Krakow (Poland), 17 – 19 September 2019. P. 1–4. (*Scopus*)
51. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Petrova Yu. Data Processing Method for Deterioration Detection During Radio Equipment Operation. *Microwave Theory and Techniques in Wireless Communications (MTTW 2019)*: Proceedings of IEEE Workshop, Riga (Latvia), 1 – 2 October 2019. P. 1–4. (*Scopus*)
52. Solomentsev O., Zaliskyi M. Operation System for Modern Unmanned Aerial Vehicles. *Cyber Hygiene & Conflict Management in Global Information Networks: Proceedings of 1st International Workshop, Kyiv, 29 – 30 November 2019, K., 2019*. P. 1–10. (*Scopus*)
53. Yashanov I., Shcherbyna O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Odarchenko R., Tereshchenko L. Diagnostics Program Efficiency Analysis for Antenna System.

Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering (TCSET): Proceedings of IEEE 15th International Conference, Lviv-Slavske, 25 – 29 February 2020, L., 2020. P. 1–4. (Scopus)

Матеріали конференцій

54. Solomentsev O.V., Musienko A.O., Zaliskyi M.Yu., Yashanov I.M. Approach to obtaining maintenance characteristics of aviation radioelectronic equipment. *Aviation in the XXI-st Century: Proceedings of The Fifth World Congress, Kyiv, 25 – 27 September 2012, K., 2012, Volume 2. P. 3.2.5–3.2.8.*

55. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Послідовний підхід до оцінювання коефіцієнта готовності авіаційних радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 19 – 21 вересня 2012 р., Запоріжжя, 2012. С. 288–289.*

56. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Кузьмин В.М. Побудова кривих забезпеченості експоненціального розподілу за допомогою полігональної регресії. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-методичної конференції, Київ, 28 – 30 листопада 2012 р., К., 2012. С. 84.*

57. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Зуєв О.В. Статистичні моделі показників надійності. *ABIA-2013: тези доповідей XI Міжнародної науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 травня 2013 р., К., 2013, Т. II. С. 10.42–10.45.*

58. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Зуєв О.В., Соловійов Д.О. Статистичні моделі ймовірності безвідмовної роботи засобів зв'язку. *Захист інформації в інформаційно-комунікаційних системах: тези доповідей Науково-практичної конференції, Київ, 3 – 6 червня 2013 р., К., 2013. С. 74–76.*

59. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Соловійов Д.О. Обробка даних у системах експлуатації радіоелектронних засобів. *Статистичні методи обробки сигналів та даних: тези доповідей Міжнародної наукової конференції, Київ, 16 – 17 жовтня 2013 р., К., 2013. С. 144–149.*

60. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Соловйов Д.О. Операторна схема обробки даних у системах експлуатації радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 17 – 19 вересня 2014 р., Запоріжжя, 2014. С. 305–307.*

61. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Serhieieva T.S. Heteroskedasticity analysis of empirical data. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 17 – 19 листопада 2014 р., К., 2014. С. 100.*

62. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Аналіз процесів погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 21 – 23 вересня 2016 р., Запоріжжя, 2016. С. 77–78.*

63. Заліський М.Ю., Сапіцький О.І., Таран В.І. Оцінювання показників надійності радіотехнічних засобів. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 листопада 2016 р., К., 2016. С. 63.*

64. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С., Мусієнко А.О. Процедура виявлення нестационарностей під час визначення технічного стану радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 3 – 5 жовтня 2018 р., Запоріжжя, 2018. С. 67–68.*

65. Bondarchuk M.I., Romanenko O.R., Kulyk O.S., Zaliskyi M.Ju. Statistical models for failures of radio equipment. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 листопада 2018 р., К., 2018. С. 53.*

Свідоцтва про авторське право на твір

66. А. с. 47959 від 21.02.3013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Послідовне оцінювання параметру зсуву рівномірно розподіленої випадкової величини» / О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, М.М. Асанов. Опубл. 3.05.2013, Бюл. № 30. 5 с.

67. А. с. 50904 від 23.08.3013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Послідовне оцінювання параметру масштабу рівномірно розподіленої випадкової величини» / О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, Д.О. Соловйов. Опубл. 2.09.2013, Бюл. № 31. 8 с.

68. А. с. 50905 від 23.08.3013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Побудова тригонометричного многочлена для інтерполяції з підвищеною точністю» / В.П. Денисюк, О.В. Соломенцев, Л.В. Рибачук, М.Ю. Заліський. Опубл. 2.09.2013, Бюл. № 31. 5 с.

69. А. с. 55979 від 08.08.2014 р. Україна. Комп'ютерна програма «Процедура статистичної класифікації з бінарно-квантованим перетворенням вихідної статистики» / Ю.М. Хмелько, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, М.С. Бідний. Опубл. 1.09.2014, Бюл. № 34. 9 с.

70. А. с. 57945 від 30.12.2014 р. Україна. Комп'ютерна програма «Усічена процедура послідовної статистичної класифікації з бінарно-квантованим перетворенням вихідної статистики» / Ю.М. Хмелько, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, Т.С. Герасименко. Опубл. 30.01.2015, Бюл. № 35. 10 с.

71. А. с. 58596 від 12.02.2015 р. Україна. Комп'ютерна програма «Процедура оцінки ефективності процесів технічного обслуговування засобів радіотехнічного забезпечення польотів» / О.В. Зуєв, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський. Опубл. 30.04.2015, Бюл. № 36. 10 с.

ANNOTATION

Zaliskyi M.Yu. Methodology of data processing for operation systems of ground air navigation equipment. – Qualification scientific work under manuscript copyright.

Thesis for the degree of doctor of technical sciences in specialty 05.22.13 – “Operation and repair of vehicles”, National Aviation University, MES of Ukraine, Kyiv, 2020.

This thesis is dedicated to solving the scientific-technical problem of increasing the efficiency of operation systems for ground air navigation equipment in Ukraine. The problem is solved by developing a methodology for data processing in the operation systems of ground air navigation equipment, which includes methods for detecting deterioration of the technical condition of ground air navigation equipment and operation systems components, reliability estimation methods for cases of deterioration presence, methods of forming strategies for maintenance of ground air navigation equipment with preventive thresholds, which were substantiated by the relevant theorems in the framework of the use of a new indicator of operation systems' efficiency. Such an approach in general provides an opportunity to increase the efficiency of ground-based air navigation equipment and their operation systems by forming and implementing timely and accurate preventive and corrective actions. Improving the efficiency of operation systems is achieved through the introduction of data collection and processing centers at all hierarchical levels of the subject area.

The substantiation of the efficiency indicator has been further developed, which, unlike existing methods, uses a probabilistic-event model that takes into account possible events in the operation system, their probabilities and costs associated with them. This indicator was used to form two theorems on the feasibility of statistical data processing and is part of the methodological basis during the design and improvement of operation system. The use of the probabilistic-event model confirmed the feasibility of using the efficiency indicator in the form of average operating costs and / or average specific operating costs. Analytical calculations and simulation results confirmed the existence of the optimum efficiency index in the form of average specific operating costs when using maintenance strategies for the case of monitoring of the determining parameters of ground-based air navigation equipment.

In the thesis, for the first time, the synthesis and analysis of the procedure for detection of deterioration in the trend of change of failure rate for cases of step-function and linear models based on the use of Neyman-Pearson criterion are performed. The models of changes in reliability indicators in case of technical condition deterioration for ground-based air navigation equipment were analyzed, as well as functional

relations for the model of changes in failure rate (for step-function, linear, quadratic and linear-step-function models) were given, which allowed not only to research analytical formulas for the probability of failure-free operation and the probability density function of times between failures, but also is the basis for the synthesis of parametric procedures for detecting deterioration of the technical condition and assessing the reliability after its detection. In general, the procedure for deterioration detection according to the Neyman-Pearson test can be generalized to the following operations: obtaining an analytical expression for the likelihood ratio; obtaining an analytical expression for decisive statistics; calculation of the decision threshold; calculation of detection characteristics. The analysis of the detection procedure was performed analytically and on the basis of the method of Monte-Carlo statistical simulation. The simulation results confirmed the veracity of the obtained analytical formulas.

The method of estimating reliability indicators in case of deterioration of technical condition for ground-based air navigation equipment for step-function, linear and quadratic models of changes in failure rate based on the use of the maximum likelihood method has been further developed, which, unlike existing methods, obtains an analytical formula for the probability density function of estimates, which allows to more adequately determine the technical condition of ground-based air navigation equipment. The obtained analytical formulas for the probability density function of estimates were used to synthesize two heuristic procedures for detecting deterioration of the technical condition based on the evaluation of the reliability parameters for given model, as well as on the basis of empirical data approximation. The analysis of the obtained results showed that the procedure based on the approximation of statistical data is more sensitive to the deterioration processes, but slightly worse than the procedure based on the Neyman-Pearson test.

In the thesis, for the first time, the synthesis and analysis of a sequential method for deterioration detection in the trend of failure rate change, which in contrast to the classical method with a fixed sample size has a gain in the average duration of decision-making at the same levels of efficiency. The synthesis of the stopping rules for the sequential procedure of statistical data processing was performed according to the usual

scheme and on the basis of multiple decision-making. The analysis of the sequential procedure was performed analytically and on the basis of Monte-Carlo method of statistical simulation. The sequential procedure for deterioration detection was generalized to the following operations: obtaining an analytical expression for the likelihood ratio; calculation of decision thresholds; choice of decision-making rules (single or multiple); analysis of a sequential procedure by finding statistical characteristics of its duration and calculation of operating characteristics.

In the study, for the first time, analytical formulas for the calculation of optimal threshold value for preventive maintenance during the analysis of an improved method of processing the determining parameters of ground-based air navigation equipment were obtained. These formulas allow to minimize the value of specific operating costs and to form optimal maintenance strategies with determining parameters monitoring. At the same time, models of changes in the determining parameters in case of the technical condition deterioration of ground-based air navigation equipment were analyzed. These functional dependencies for the models of changes in the determining parameter (for linear and quadratic models) allowed not only to analyze the probability density functions for times between failures, but also are the basis for synthesis of data processing procedures during technical condition deterioration of ground navigation equipment. In general, the maintenance strategy with a preventive threshold allows preventing possible failures and thus reducing operating costs. The analysis of the effectiveness of the maintenance strategy with a preventive threshold was performed by analytical calculations and by modeling based on Monte-Carlo method. Studies have shown that there is always a minimum in the functional dependence of the specific operational costs for ground-based air navigation equipment on the value of the preventive threshold.

The process of improving the maintenance strategy has been further developed, which, unlike existing methods, uses several warning thresholds, as well as an adaptive threshold, which allows most effectively preventing the occurrence of gradual failures of ground-based air navigation equipment.

In the thesis, for the first time, a method for detecting heteroskedasticity and taking it into account when building mathematical models of reliability indicators and determining parameters of ground-based air navigation has been developed. This method allows estimating the quantitative content of heteroskedasticity on the basis of the proposed relevant indicator. A significant difference from zero of the heteroskedasticity index is a sign of the deterioration in the trend of the determining parameter or reliability index. The given examples of data processing on determining parameters and reliability indicators in case of deterioration of ground-based air navigation equipment and the presence of heteroskedasticity proved the effectiveness of a new method of taking into account heteroskedasticity by the criterion of minimum weighted sum of residual squares. This allowed to build more accurate mathematical models that can be used in maintenance strategies with a system of preventive thresholds, as well as with an adaptive threshold.

The method of building mathematical models of reliability indicators and determining parameters has been further developed, which, unlike existing methods, uses a multi-segmented regression analysis and allows obtaining more accurate analytical formulas by further optimizing the switching points of individual segments. At the same time, models of reliability indicators were also built on the basis of statistical data processing on the failures of the secondary radar “Koryn-AS”. These analytical ratios can be used to predict the life of ground-based air navigation equipment.

The methods and models are proposed for use in the State Enterprise “Antonov”, State Enterprise “Research institute “Kvant”, International airport “Kyiv” and in the teaching and science processes of the National Aviation University that are confirmed by the acts of implementation.

Keywords: operation system, ground-based air navigation equipment, reliability parameters, statistical data processing, changepoint, heteroskedasticity, efficiency.

ЗМІСТ

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ СКОРОЧЕНЬ	23
ВСТУП.....	25
РОЗДІЛ 1 СИСТЕМИ ЕКСПЛУАТАЦІЇ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ	
АЕРОНАВІГАЦІЇ	40
1.1. Структура авіаційно-транспортної системи України	41
1.2. Структура системи експлуатації.....	46
1.3. Наземні засоби аеронавігації як об’єкт експлуатації.....	52
1.4. Нормативно-правове регулювання в сфері експлуатації наземних засобів аеронавігації	56
1.5. Постановка задач дисертаційного дослідження	63
Висновки до першого розділу	69
РОЗДІЛ 2 ПРОЦЕДУРИ ОБРОБЛЕННЯ ДАНИХ У СИСТЕМАХ ЕКСПЛУАТАЦІЇ	
НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ	71
2.1. Методологічний підхід до проектування систем експлуатації	72
2.2 Показник ефективності систем експлуатації наземних засобів аеронавігації.....	82
2.3. Теореми щодо доцільності статистичного оброблення даних в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації	92
2.4. Операторні схеми оброблення даних в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації.....	104
Висновки до другого розділу.....	109
РОЗДІЛ 3 МЕТОДИ ВИЯВЛЕННЯ ПОГІРШЕННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ	
НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ ПОКАЗНИКІВ	
НАДІЙНОСТІ.....	113
3.1. Аналіз моделей показників надійності.....	114
3.2. Синтез та аналіз процедур виявлення погіршення технічного стану на основі критерію Неймана-Пірсона	122
3.3. Оцінювання параметрів погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації	140

3.4. Синтез та аналіз евристичних процедур виявлення погіршення технічного стану	162
3.5. Синтез та аналіз послідовної процедури виявлення погіршення технічного стану	177
Висновки до третього розділу	189
РОЗДІЛ 4 МЕТОДИ ВИЯВЛЕННЯ ПОГІРШЕННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ ВИЗНАЧАЛЬНИХ ПАРАМЕТРІВ.....	
4.1. Моделі визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації	195
4.2. Методи оброблення визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації	202
4.2.1. Оброблення даних у разі випадкового моменту виникнення розладнання	202
4.2.2. Оброблення даних у разі випадкової швидкості розгортання процесу погіршення технічного стану.....	215
4.2.3. Оброблення даних у разі випадкових моменту виникнення розладнання та швидкості його розгортання	218
4.3. Багаторівнева схема прийняття рішень для стратегії технічного обслуговування за станом.....	225
4.4. Стратегія технічного обслуговування з адаптивним превентивним порогом	229
Висновки до четвертого розділу.....	235
РОЗДІЛ 5 ОБРОБЛЕННЯ СТАТИСТИЧНИХ ДАНИХ З ВИКОРИСТАННЯМ МЕТОДІВ УРАХУВАННЯ ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНОСТІ	
5.1. Аналіз моделей даних у випадку наявності гетероскедастичності	238
5.2. Аналіз методів виявлення гетероскедастичності.....	243
5.3. Новий метод виявлення гетероскедастичності та її урахування під час побудови математичних моделей.....	249
5.4. Оброблення даних щодо визначальних параметрів у випадку гетероскедастичності	255

5.5. Оброблення даних щодо показників надійності у випадку гетероскедастичності	262
Висновки до п'ятого розділу	269
РОЗДІЛ 6 ПОБУДОВА СТАТИСТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ЕКСПЛУАТАЦІЙНИХ ДАНИХ НА ОСНОВІ БАГАТОСЕГМЕНТНИХ РЕГРЕСІЙ	271
6.1. Аналіз можливостей використання багатосегментних регресій для побудови моделей надійності	272
6.2. Метод тестування експлуатаційних даних на лінійність	274
6.3. Побудова моделей надійності на основі статистичних даних щодо експлуатації радіолокаційної станції	279
6.4. Побудова моделей надійності на основі статистичних даних щодо експлуатації електронної частини вітрогенератора	283
6.5. Побудова математичної моделі визначального параметру електронної частини вітрогенератора	291
Висновки до шостого розділу	298
РОЗДІЛ 7 ВПРОВАДЖЕННЯ ТА ШЛЯХИ ВИКОРИСТАННЯ ОТРИМАНИХ РЕЗУЛЬТАТІВ ДИСЕРТАЦІЙНОГО ДОСЛІДЖЕННЯ	301
7.1. Структура Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних	302
7.2. Моделювання функціонування Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних	309
7.3. Рекомендації щодо впровадження результатів дисертаційного дослідження	321
Висновки до сьомого розділу	322
ВИСНОВКИ	324
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	327
Додаток А. Доведення теореми	
Додаток Б. Патент та авторські свідоцтва	
Додаток В. Акти впровадження	

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ СКОРОЧЕНЬ

АГСК	–	аналіз гетероскедастичності
АНО	–	аеронавігаційне обслуговування
АСМ	–	аналіз статистичної моделі
АТС	–	авіаційно-транспортна система
ВМ	–	вимірювання
ВР	–	виявлення розладнання
ДАСУ	–	Державна авіаційна служба України
ДСВПП	–	Державна система використання повітряного простору
ЗГ	–	згладжування
ЗОС	–	зміна організаційної структури
КЛ	–	класифікація
НЗА	–	наземні засоби аеронавігації
ОВ	–	оцінка відповідності
ОД	–	обробка даних
ОП	–	оцінювання параметрів
ОПР	–	обслуговування повітряного руху
ПГ	–	перевірка гіпотез
ПЛР	–	планування робіт
ПРГ	–	прогнозування
ПС	–	повітряне судно
ПТО	–	превентивне технічне обслуговування
РА	–	регресійний аналіз
РЕО	–	радіоелектронне обладнання
РЛС	–	радіолокаційна станція
РСП	–	регіональний структурний підрозділ
РТЗ	–	радіотехнічне забезпечення
РТЗП	–	радіотехнічне забезпечення польотів
САІ	–	Служба аеронавігаційної інформації України

СЕ	–	система експлуатації
ТО	–	технічне обслуговування
УР	–	управлінські рішення
Ф	–	фільтрація
ФЗД	–	формування запобіжних дій
ФК	–	формування команд
ФКД	–	формування коригувальних дій
ФСБД	–	формування статистичних баз даних
ЦА	–	цивільна авіація
ЩРІ	–	щільність розподілу імовірностей
LEM	–	linear exponential model (лінійно-експоненціальна модель)
LNМ	–	linear normal model (лінійно-нормальна модель)
MSG	–	Maintenance Steering Group (керівна група з технічного обслуговування)
PM	–	predictive maintenance (прогностичне технічне обслуговування)
PWEM	–	piece-wise exponential model (кусочно-лінійна експоненціальна модель)
PWNM	–	piece-wise normal model (кусочно-лінійна нормальна модель)
ICAO	–	International Civil Aviation Organization (Міжнародна організація цивільної авіації)

ВСТУП

Обґрунтування вибору теми дослідження. Наземні засоби аеронавігації (НЗА), до яких належать наземні засоби радіотехнічного забезпечення польотів, відіграють важливу роль у процесі убезпечення польотів, ефективності функціонування підприємств цивільної авіації (ЦА).

Ефективність функціонування наземних засобів аеронавігації у ЦА значною мірою підтримує система їх експлуатації. Складовими системи експлуатації (СЕ) є власне обладнання, нормативна документація, персонал, засоби експлуатації, до яких належать споруди, технологічне обладнання, основні та допоміжні технологічні процеси та операції тощо.

Аналіз функціонування СЕ в підприємствах та органах державного регулювання з аеронавігації показує, що сьогодні:

- 1) затримується розробка Державної програми розвитку “Державної системи використання повітряного простору (ДСВПП) України”;
- 2) система науково-методичного супроводження ДСВПП України на різних ієрархічних рівнях не актуалізована відповідно до чинних тенденцій розвитку науки та техніки;
- 3) недостатньо впроваджуються інформаційні технології для оброблення даних в СЕ провайдерів аеронавігаційних послуг;
- 4) відсутні методики обґрунтування характеристик нових та модернізованих СЕ;
- 5) немає методик формування оптимальних організаційних структур СЕ;
- 6) недостатньо приділяється увага обґрунтуванню кількісного складу персоналу СЕ.

Таким чином, СЕ наземних засобів аеронавігації та ДСВПП України має деякі явні та приховані невідповідності, що негативно впливають на ефективність СЕ та ДСВПП і призводять до зайвих витрат матеріальних ресурсів.

Аналіз науково-технічної літератури в галузі теорії розробки та модернізації СЕ показує, що перспективним напрямком вдосконалення СЕ може бути

застосування підсистеми підтримки ефективності СЕ з використанням принципів та положень нормативних документів ІСАО та Євроконтролю, міжнародних стандартів у сфері якості. До завдань комплексу підтримки ефективності відносяться оцінювання відповідності параметрів СЕ встановленим вимогам за допомогою застосування підсистем збору, оброблення, прийняття рішень, формування керуючих впливів та їх реалізацію на основі інформації щодо стану окремих елементів СЕ, у тому числі щодо поточного стану наземних засобів аеронавігації.

У загальному випадку, цей комплекс буде сприяти вирішенню зазначених проблем та має бути створений на основі широкого застосування інформаційних технологій оброблення експлуатаційних даних, принципів адаптації, системного підходу, елементів штучного інтелекту для автоматизації процедур прийняття управлінських рішень в СЕ наземних засобів аеронавігації.

У дисертаційній роботі основна увага приділена наземним засобам аеронавігації, оскільки ці засоби є головним елементом СЕ.

Інформаційні сигнали щодо стану наземних засобів аеронавігації пов'язані з оцінками середнього напрацювання на відмову, середнього часу відновлення, коефіцієнту готовності, коефіцієнту технічного використання, коефіцієнту оперативної готовності, які в загальному випадку носять випадковий характер.

У процесі використання за призначенням наземних засобів аеронавігації їх технічний стан може погіршуватися внаслідок відмов, неправильних дій обслуговуючого персоналу, затримки під час прийняття рішень щодо коригувальних та запобіжних дій тощо. Погіршення технічного стану обладнання відноситься до класу задач аналізування розладнання. Такі задачі можуть бути двох типів: виявлення розладнання та оцінювання параметрів у трендах змін технічного стану. Задачі аналізування розладнання є важливими з точки зору визначення “залишкового часу життя” наземних засобів аеронавігації, прийняття своєчасних та вірних коригувальних та запобіжних дій.

Аналіз теоретичних та науково-практичних робіт у галузі експлуатації показав, що задачам аналізування погіршення технічного стану (розладнання)

приділено недостатньо уваги. Це в свою чергу також призводить до зниження ефективності СЕ наземних засобів аеронавігації у частині збільшення витрат матеріальних ресурсів та зменшення оперативної готовності до виконання завдань у системі аеронавігаційного обслуговування польотів. Крім того, клас задач щодо синтезу та аналізу методів оброблення нестационарних випадкових процесів з метою виявлення розладнання та оцінки його параметрів є новим і недостатньо дослідженим напрямком теорії експлуатації та надійності наземних засобів аеронавігації.

Тому фактично виникає протиріччя між завданням забезпечення необхідного рівня ефективності функціонування СЕ наземних засобів аеронавігації (зменшення експлуатаційних витрат, прийняття своєчасних та вірних запобіжних та коригувальних дій, підвищення рівня надійності обладнання тощо) та фактичними можливостями існуючих інформаційних технологій, що можуть бути використані та доопрацьовані для синтезу нових методів оброблення статистичних даних під час аналізування нестационарних випадкових процесів, які притаманні випадкам погіршення технічного стану обладнання.

Таким чином, розроблення методології оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації є важливою науково-технічною проблемою, спрямованою на зменшення невизначеності в СЕ та підвищення ефективності як функціонування наземних засобів аеронавігації, так і СЕ в цілому.

Вищезгадана проблема, яка вирішувалась в цій дисертаційній роботі, обумовлює її актуальність.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Дисертаційна робота пов'язана з Національною транспортною стратегією України на період до 2030 р., схваленою розпорядженням Кабінету Міністрів України від 30 травня 2018 р. № 430-р. Тема роботи безпосередньо пов'язана з науковими дослідженнями, які проводяться на кафедрі телекомунікаційних та радіоелектронних систем Факультету аеронавігації, електроніки та телекомунікацій Національного авіаційного університету та спрямовуються на

підвищення ефективності функціонування систем експлуатації наземних засобів аеронавігації.

Основні наукові результати отримано в рамках наступних науково-дослідних робіт:

1. Формування систем управління якістю вищих навчальних закладів. Шифр 400 – ДБ 07 (номер державної реєстрації № 0106U002741).

2. Комп'ютеризована система моніторингу якості функціонування вищого навчального закладу. Шифр 601 – ДБ 09 (номер державної реєстрації № 01069U000679).

3. Інформаційні технології радіоелектронних пристроїв, систем та комплексів. Номер 13/08.01.03.

4. Інформаційні технології в системах радіотехнічного забезпечення польотів. Номер 75/22.01.03.

5. Інформаційні технології в автоматизованих комплексах зв'язку, навігації, спостереження, авіаційної безпеки та системах їх експлуатації. Номер 43/22.01.03.

6. Інформаційні технології оброблення сигналів і даних у радіоелектронних пристроях, системах та комплексах. Номер 48/22.01.03 (номер державної реєстрації 0118U100176).

7. Робастні завадостійкі та завадозахищені методи і алгоритми обробки інформаційних процесів в умовах неповної апріорної інформації. Шифр 245 – ДБ19 (номер державної реєстрації № 01190100556).

8. Методи побудови захищених систем зв'язку п'ятого покоління в Україні. Шифр 305 – ДБ20 (номер державної реєстрації № 0120U101401).

Роль автора в зазначених науково-дослідних роботах, у яких дисертант був безпосереднім виконавцем, полягає у вирішенні задач синтезу та аналізу процедур обробки нестационарних випадкових процесів у трендах визначальних параметрів та показників надійності наземних засобів аеронавігації.

Мета і завдання дослідження. Метою дисертаційної роботи є підвищення ефективності систем експлуатації наземних засобів аеронавігації України.

Для досягнення наведеної мети в рамках цієї роботи розглянуті наступні завдання:

1. Аналіз сучасного стану систем експлуатації наземних засобів аеронавігації.
2. Розроблення методичного підходу до проектування СЕ.
3. Обґрунтування показника ефективності СЕ НЗА.
4. Синтез та аналіз процедур виявлення погіршення технічного стану під час аналізування показників надійності на основі критерію Неймана-Пірсона.
5. Оцінювання параметрів погіршення технічного стану НЗА.
6. Синтез та аналіз евристичних процедур виявлення погіршення технічного стану під час аналізування показників надійності.
7. Синтез та аналіз послідовної процедури виявлення погіршення технічного стану під час аналізування показників надійності.
8. Синтез та аналіз процедур оброблення визначальних параметрів НЗА з однократним та багаторівневим прийняттями рішень, синтез та аналіз адаптивних процедур обробки визначальних параметрів НЗА.
9. Аналіз моделей даних у випадку наявності гетероскедастичності, синтез методу виявлення гетероскедастичності та її урахування під час побудови математичних моделей показників надійності.
10. Побудова моделей надійності та моделей визначального параметру на основі статистичних даних щодо експлуатації обладнання з використанням апарату полісегментного регресійного аналізу.
11. Аналіз ефекту від впровадження технологій оброблення статистичних даних в СЕ НЗА.

У процесі вирішення наведених задач використані результати робіт у сфері статистичної обробки даних, теорії та практики експлуатації технічних комплексів багатьох вітчизняних і закордонних вчених, перш за все А. Вальда, М. Де Гроота, М.М. Фішмана, Ю.Г. Сосуліна, А.Н. Ширяєва, А. Тартаковського, І.В. Нікіфорова, Г. Дейвіда, І.А. Ібрагімова, Р.З. Хасьминського, Ш. Закса, Є.Ю. Барзіловіча, В.А. Каштанова, Б.Р. Левіна, Ю.К. Беляєва, С.О. Дмитрієва, В.П. Харченка, В.С. Дем'янчука, Г.Ф. Конаховича, І.О. Мачаліна, В.В. Коніна,

В.О. Ігнатова, В.С. Новікова, О.Л. Петрашевського, О.І. Запорожця, В.В. Уланського, О.Г. Байбуза, В.Г. Мелкумяна та інших.

Об'єктом дослідження є процес експлуатації наземних засобів аеронавігації.

Предметом дослідження є розробка методології оброблення статистичних даних щодо стану елементів системи експлуатації, які спрямовані на зменшення апіорної невизначеності в СЕ під час прийняття рішень стосовно формування та виконання коригувальних та запобіжних дій.

Методи дослідження ґрунтуються на використанні теорії ймовірностей та математичної статистики, теорії випадкових процесів, послідовного аналізу А. Вальда, теорії експлуатації та ремонту технічних систем, методів математичного моделювання, теорії оптимізації, теорії виявлення та урахування гетероскедастичності, регресійного аналізу.

Наукова новизна отриманих результатів полягає в наступному:

1. Уперше розроблено методологію оброблення статистичних даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації, яка охоплює методи виявлення погіршення технічного стану НЗА та складових елементів СЕ, методи оцінювання показників надійності після розладнання, методи формування стратегій технічного обслуговування НЗА за станом з превентивними порогоми, які були обґрунтовані відповідними теоремами у рамках використання нового показника ефективності СЕ, що в цілому надає можливість підвищувати ефективність функціонування НЗА та їх СЕ шляхом формування та реалізації своєчасних та вірних запобіжних та коригувальних дій.

2. Уперше сформульовано та доведено теорему щодо доцільності статистичного оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації, яка базується на використанні моделі зміни технічного стану обладнання на основі міри інформації за Шенноном.

3. Уперше виконано синтез та аналіз процедури виявлення розладнання у тренді зміни інтенсивності відмов для випадків стрибкоподібної та лінійної моделей на основі використання критерію Неймана-Пірсона.

4. Уперше виконано синтез та аналіз послідовного методу виявлення розладнання у тренді зміни інтенсивності відмов, що на відміну від класичного методу з фіксованим обсягом вибірки має вигравш у середній тривалості прийняття рішення за однакових рівнів показників ефективності.

5. Уперше отримано аналітичні співвідношення для розрахунку оптимального значення порогу для прийняття рішення щодо превентивного технічного обслуговування на основі оброблення визначальних параметрів НЗА. Ці співвідношення дозволяють мінімізувати значення питомих експлуатаційних витрат та вирішувати задачі удосконалення стратегії технічного обслуговування за станом з контролем визначальних параметрів.

6. Уперше розроблено метод виявлення гетероскедастичності та її урахування під час побудови математичних моделей показників надійності та визначальних параметрів НЗА, що дозволяє оцінити кількісний вміст гетероскедастичності на основі запропонованого відповідного показника та на відміну від існуючих не потребує багатократних вимірювань для кожного фіксованого моменту часу.

7. Одержало подальший розвиток обґрунтування показника ефективності, що на відміну від існуючих використовує подійно-імовірнісну модель, яка враховує можливі події у СЕ, їх ймовірності та витрати, пов'язані з ними. Цей показник був використаний для формування двох теорем щодо доцільності статистичного оброблення даних та може бути складовою методологічного базису під час проектування та модернізації СЕ.

8. Одержав подальший розвиток метод оцінювання показників надійності у випадку погіршення технічного стану НЗА для стрибкоподібної, лінійної та квадратичної моделей змін інтенсивності відмов, що базується на використанні методу максимальної правдоподібності. На відміну від існуючих цей метод полягає у отриманні аналітичного співвідношення для щільності розподілу ймовірностей оцінок, що дозволяє більш адекватно визначати технічний стан НЗА.

9. Одержало подальший розвиток вдосконалення стратегії технічного обслуговування за станом, яка на відміну від існуючої використовує декілька попереджувальних порогів, а також адаптивний поріг, що дозволяє найбільш ефективно запобігати виникненню поступових відмов НЗА.

10. Одержав подальший розвиток метод побудови математичних моделей показників надійності та визначальних параметрів, що на відміну від існуючих використовує апарат багатосегментного регресійного аналізу та дозволяє отримати більш точні аналітичні співвідношення за рахунок додаткової оптимізації точок з'єднання окремих сегментів.

Вищенаведені **наукові результати** дають можливість вирішити проблему підвищення ефективності систем експлуатації наземних засобів аеронавігації.

Практичне значення отриманих результатів. Сформована методологія оброблення статистичних даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації може бути базисом: для проведення комплексу науково-дослідних робіт з метою удосконалення структур, методів, методик для перспективних НЗА та систем їх експлуатації, а також інших засобів транспорту України; для використання в органах державного регулювання та експлуатаційних підрозділах цивільної авіації; для впровадження в навчальний процес під час підготовки авіаційних фахівців.

Запропонована методологія дозволяє:

- розраховувати ефективність системи експлуатації на стадії проектування;
- виявляти розладнання у тренді зміни інтенсивності відмов НЗА та засобів транспорту в процесі їх експлуатації;
- оцінювати показники надійності у випадку погіршення технічного стану НЗА та засобів транспорту;
- розраховувати значення превентивного порогу під час розроблення регламентів технічного обслуговування НЗА;
- удосконалювати стратегії технічного обслуговування НЗА;
- виявляти та оцінювати гетероскедастичність у трендах визначальних параметрів та показників надійності НЗА та засобів транспорту;

– будувати математичні моделі опису статистичних даних з використання багатосегментного регресійного аналізу.

В цілому, результати дисертаційного дослідження є підґрунтям для формування та реалізації своєчасних та вірних запобіжних та коригувальних дій персоналом експлуатаційних підрозділів НЗА та органами державного регулювання у сфері транспорту. Результати досліджень упроваджені в Державному підприємстві “Антонов”, Державному підприємстві “Науково-дослідний інститут “Квант”, Комунальному підприємстві “Міжнародний аеропорт “Київ” (Жуляни), навчальному та науковому процесах Національного авіаційного університету, що підтверджено відповідними актами впровадження.

Особистий внесок здобувача. Основні результати роботи отримано здобувачем самостійно й опубліковано в 53 наукових працях.

Роботи [163, 202, 203] виконані самостійно. З робіт, що опубліковані у співавторстві, використовуються результати, отримані особисто здобувачем.

У роботах, опублікованих у співавторстві, автору дисертації належить: у роботі

[128] – отримані аналітичні вирази для щільності розподілу коефіцієнту готовності під час оброблення даних щодо показників надійності наземних радіотехнічних засобів;

[159] – виконано синтез процедури обробки даних щодо показників надійності електронного обладнання вітрогенератора;

[121] – проведений теоретичний аналіз алгоритму виявлення розладнання у тренді показника надійності для стрибкоподібної моделі змін інтенсивності відмов;

[123] – виконано моделювання послідовної процедури виявлення розладнання з використанням методу динамічного програмування Белмана;

[130] – виконані розрахунки ефективності програм діагностування наземних засобів аеронавігації;

[265] – розглянуті шляхи вдосконалення структур обробки даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації;

[264] – виконано синтез та аналіз послідовної процедури оцінювання показника надійності наземних засобів аеронавігації;

[6, 7] – виконано аналіз процесів оброблення даних у системах генерації електроенергії;

[218] – проведено побудову математичної моделі для опису статистичних даних щодо напрацювань на відмову;

[257] – виконано синтез процедури статистичної обробки даних щодо виявлення розладнання;

[269] – виконано аналіз контенту сучасних систем експлуатації радіоелектронних засобів;

[217] – проведено аналіз процедури статистичної обробки даних щодо напрацювань на відмову у частині тестування даних на лінійність;

[216] – виконано обґрунтування можливості використання багатосегментних регресій під час обробки даних щодо надійності;

[132] – проведений аналіз процедури обробки даних щодо визначального параметру в разі погіршення технічного стану НЗА;

[124] – вирішено задачу оптимізації ефективності стратегії технічного обслуговування за станом;

[213] – проведений порівняльний аналіз різних методів апроксимації статистичних даних;

[256] – вирішена задача теоретичного аналізу процедури обробки даних щодо показника надійності в разі погіршення технічного стану НЗА;

[258] – вирішена задача синтезу процедури виявлення розладнання нестационарного випадкового процесу, коли вихідними даними про стан є напрацювання на відмову НЗА для експоненціальної моделі даних;

[76] – виконаний аналіз ефективності нового методу виявлення гетероскедастичності в статистичних даних;

[215] – побудовані математичні моделі під час обробки експлуатаційних даних вітрогенератора;

[135] – виконаний аналіз статистичних моделей надійності у випадку корельованих відмов;

[78] – синтезований підхід щодо підвищення точності апроксимації емпіричних даних;

[71] – виконано моделювання для підтвердження ефективності нового методу виявлення гетероскедастичності в статистичних даних;

[262] – вирішена задача синтезу та теоретичного аналізу послідовної процедури виявлення розладнання;

[214] – вирішена задача порівняльного аналізу використання полісегментних регресій під час обробки статистичних даних;

[255] – виконано моделювання для підтвердження ефективності способу послідовного визначення середнього напрацювання на відмову технічних засобів;

[162] – виконано моделювання процедур аналізу ефективності процесів діагностування радіоелектронного обладнання;

[129] – виконано аналіз сучасного стану систем експлуатації, розглянуті підходи щодо застосування в них принципів штучного інтелекту;

[137] – проаналізовані моделі коефіцієнта готовності для різних розподілів напрацювань до відмови та тривалості відновлення;

[136] – проаналізована структура системи експлуатації радіоелектронного обладнання;

[138] – проаналізована структуру процедур обробки даних в системах експлуатації безпілотних літальних апаратів;

[160] – виконано синтез послідовної процедури оброблення даних щодо показників надійності;

[70] – виконано моделювання тривимірної математичної моделі у випадку гетероскедастичності оброблюваних даних;

[127] – проведений синтез та аналіз евристичної процедури оцінювання показників надійності у випадку стрибкоподібної зміни інтенсивності відмов;

[133] – запропоновані компоненти методологічного базису під час вирішення задач проектування та вдосконалення СЕ;

[119] – проведений синтез процедури виявлення погіршення технічного стану радіолокаційної станції;

[131] – проаналізовані процедури оброблення даних під час експлуатації навігаційного обладнання;

[126] – виконаний аналіз на основі моделювання процедури оцінювання показників надійності радіоелектронних засобів у випадку розладнання;

[125] – виконаний аналіз стратегії технічного обслуговування за станом з використанням превентивного порогу;

[116] – побудовано математичну модель для статистичних даних, отриманих під час експлуатації радіолокаційної станції;

[117] – розроблена процедура оброблення статистичних даних під час аналізу корельованих відмов навігаційного обладнання;

[120] – виконаний синтез процедури виявлення розладнання у тренді показника надійності;

[158] – виконаний аналіз процедури виявлення кібератак під час моніторингу трафіку;

[77] – побудовано математичну модель для статистичних даних щодо визначальних параметрів, отриманих під час експлуатації вітрогенераторної установки;

[75] – виконано моделювання нової процедури оцінювання моди під час обробки статистичних даних;

[161] – вирішено задачу знаходження оптимального порогу для превентивного технічного обслуговування;

[122] – виконано теоретичний аналіз послідовної процедури виявлення розладнання з розстановкою порогів на основі методу динамічного програмування Белмана;

[118] – проаналізовано структуру процедур обробки даних в СЕ безпілотних літальних апаратів та виконано порівняльний аналіз ефективності декількох варіантів оброблення даних;

[157] – виконано моделювання процедур аналізу ефективності процесів діагностування антенних систем.

Апробація результатів дисертації. Основні положення та результати, отримані автором, доповідались на П'ятому міжнародному конгресі “Aviation in the XXI-st Century” (Київ, 2012 р.), Міжнародній науково-практичній конференції “Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій” (Запоріжжя, 2012 р.), Науково-методичній конференції “Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM” (Київ, 2012 р.), XI Міжнародній науково-технічній конференції “Авіа-2013” (Київ, 2013 р.), науково-практичній конференції “Захист інформації в інформаційно-комунікаційних системах” (Київ, 2013 р.), Міжнародному симпозиумі “Signal Processing Symposium 2013” (Яхранка, Польща, 2013 р.), Міжнародній науковій конференції “Статистичні методи обробки сигналів та даних” (Київ, 2013 р.), Другій міжнародній IEEE конференції “Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments” (Київ, 2013 р.), Міжнародній науково-практичній конференції “Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій” (Запоріжжя, 2014 р.), Третій міжнародній IEEE конференції “Methods and Systems of Navigation and Motion Control” (Київ, 2014 р.), Науково-технічній конференції “Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM” (Київ, 2014 р.), Міжнародному симпозиумі “Signal Processing Symposium 2015” (Дебе, Польща, 2015 р.), Третій міжнародній IEEE конференції “Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments” (Київ, 2015 р.), Міжнародній IEEE конференції “Electronics and Information Technology” (Одеса, 2016 р.), Першій міжнародній IEEE конференції “Data Stream Mining & Processing” (Львів, 2016 р.), Міжнародній науково-практичній конференції “Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій” (Запоріжжя, 2016 р.), Четвертій міжнародній IEEE конференції “Methods and Systems of Navigation and Motion Control” (Київ, 2016 р.), Науково-технічній конференції

“Проблеми розвитку глобальної системи зв’язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM” (Київ, 2016 р.), Міжнародному симпозиумі “Signal Processing Symposium 2017” (Яхранка, Польща, 2017 р.), Четвертій міжнародній IEEE конференції “Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments” (Київ, 2017 р.), Чотирнадцятій міжнародній IEEE конференції “Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering” (Львів-Славське, 2018 р.), Міжнародній конференції “Advanced Computer Information Technologies” (Чеське Будійовіце, Чехія, 2018 р.), Міжнародній науково-практичній конференції “Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій” (Запоріжжя, 2018 р.), П’ятій міжнародній IEEE конференції “Methods and Systems of Navigation and Motion Control” (Київ, 2018 р.), Міжнародній IEEE конференції “Advances in Wireless and Optical Communications” (Рига, Латвія, 2018 р.), Науково-технічній конференції “Проблеми розвитку глобальної системи зв’язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM” (Київ, 2018 р.), Першому міжнародному воркшопі “Informatics & Data-Driven Medicine” (Львів, 2018 р.), П’ятнадцятій міжнародній IEEE конференції “The Experience of Designing and Application of CAD Systems” (Свалява-Поляна, 2019 р.), Дев’ятій міжнародній конференції “Advanced Computer Information Technologies” (Чеське Будійовіце, Чехія, 2019 р.), Міжнародному симпозиумі “Signal Processing Symposium 2019” (Краків, Польща, 2019 р.), Міжнародному IEEE воркшопі “Microwave Theory and Techniques in Wireless Communications” (Рига, Латвія, 2019 р.), Першому Міжнародному воркшопі “Cyber Hygiene & Conflict Management in Global Information Networks” (Київ, 2019 р.), П’ятнадцятій міжнародній IEEE конференції “Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering” (Львів-Славське, 2020 р.), Десятій міжнародній конференції “Advanced Computer Information Technologies” (Деггендорф, Німеччина, 2020 р.), Міжнародному IEEE воркшопі “Microwave Theory and Techniques in Wireless Communications” (Рига, Латвія, 2020 р.), на наукових семінарах Факультету

аеронавігації, електроніки та телекомунікацій Національного авіаційного університету.

Публікації. Основний зміст дисертації опубліковано в 53 друкованих роботах: з них 29 у фахових періодичних наукових виданнях, 5 з яких індексуються в міжнародних науко метричних базах (4 з яких індексуються наукометричними базами Scopus та/або Web of Science), в 2 розділах колективних монографій, опублікованих в США, 1 патенті та 21 в матеріалах наукових конференцій (всі 20 індексуються наукометричною базою Scopus).

Сторінка автора в міжнародній наукометричній реферативній базі Scopus (authorId=55960146000) містить 32 наукову працю (Цитування: 161; Індекс Хірша: 10).

Сторінка автора у реферативній базі Google Scholar (user=Q6CdBegAAAAJ&hl) містить 96 наукових праць (Цитування: 308; Індекс Хірша: 11; Індекс i10: 12).

Унікальний ідентифікатор науковця (Open Researcher and Contributor ID – ORCID): 0000-0002-1535-4384.

Обсяг і структура дисертації. Дисертаційна робота викладена на 354 сторінках машинописного тексту, складається зі вступу, семи розділів, загальних висновків, списку використаних джерел та 3 додатків. Обсяг основного тексту дисертації складає 326 сторінок друкованого тексту. Робота ілюстрована 22 таблицями та 122 рисунками. Список використаних джерел містить 281 найменування, з них 116 кирилицею та 165 латиницею.

РОЗДІЛ 1

СИСТЕМИ ЕКСПЛУАТАЦІЇ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ

Головним завданням в цивільній та військовій авіації є підтримка високого рівня безпеки та регулярності польотів. З цією метою використовують різне технічне та радіоелектронне обладнання. До складу наземного радіоелектронного обладнання відносять засоби зв'язку, навігації та спостереження, радіоелектронні прилади контролю безпеки на транспорті. Надійне функціонування цього обладнання, яке безпосередньо впливає на рівень безпеки польотів, визначається існуючою структурою системи експлуатації.

До складу системи експлуатації входять власне обладнання, нормативна документація, персонал, витратні ресурси, процеси тощо. Система експлуатації радіоелектронного обладнання включає процеси використання за призначенням, процеси технічного обслуговування та ремонту, процеси моніторингу та контролю, продовження ресурсу тощо. Головною задачею системи експлуатації є підтримка високого рівня заданого показника ефективності використання обладнання за призначенням. Тому метою цього розділу є аналіз існуючих систем експлуатації радіоелектронного обладнання провайдерів аеронавігаційного обслуговування України та постановка задачі дослідження під час проектування та модернізації систем експлуатації.

Для досягнення поставленої мети в цьому розділі були розглянуті такі основні задачі: проведено аналіз авіаційно-транспортної системи України як елемента предметної галузі цієї дисертаційної роботи; проаналізовано структуру та контент діючих в Україні систем експлуатації наземних засобів аеронавігації; виконано аналіз радіоелектронного обладнання, що використовується в цивільній авіації України, а також визначені його основні визначальні параметри та показники надійності; проаналізовано наукові результати у сфері експлуатації НЗА та технічних систем, виконано аналіз нормативно-правової документації в сфері експлуатації наземних засобів аеронавігації; виконано постановку задач дисертаційного дослідження.

1.1. Структура авіаційно-транспортної системи України

Транспортна система України є однією з основних галузей економіки. Вона містить у своєму складі залізничну мережу, мережу автомобільних шляхів, систему морського транспорту, аеропорти та мережу авіаційних сполучень тощо. Відповідно до Національної транспортної стратегії України на період до 2030 року [231] одними із основних проблем, які потребують вирішення, є:

- відсутність ефективної системи збору та оброблення адміністративних даних в транспортній галузі, а отже, об'єктивної оцінки його стану та перспектив розвитку;

- відсутність системного підходу до координації розвитку та довгострокового планування діяльності всіх видів транспорту з урахуванням соціально-економічних потреб населення, бізнесу, оборони та геополітичних інтересів України;

- відсутність дієвих систем контролю за ефективністю прийняття управлінських рішень,

- відсутність системи критеріїв та показників оцінювання якості надання транспортних послуг.

Тому одним із основних завдань згідно з [231] є «удосконалення системи збору, аналізу та використання статистичних даних».

Авіаційно-транспортна система (АТС) є однією з основних у транспортній системі України.

Авіаційно-транспортна система – це сукупність елементів (суб'єктів) системи, діючих і взаємодіючих для задоволення потреб суспільства в авіаційних роботах та перевезеннях. Суб'єктами АТС є повітряні судна (ПС) з їх екіпажами, експлуатанти, аеродроми і аеропорти, організації з технічного обслуговування (ТО) ПС, обслуговування повітряного руху, авіаційна адміністрація та установи з нагляду за безпекою польотів [242].

Відповідно до [231] пріоритетним завданням АТС України є «технічне удосконалення аеронавігаційної системи через створення інфраструктури зв'язку, навігації та спостереження для організації повітряного руху».

На рис. 1.1 представлена схема АТС як елемент предметної галузі цієї дисертаційної роботи. Схема на рис. 1.1 складена відповідно до процесного та системного підходу.

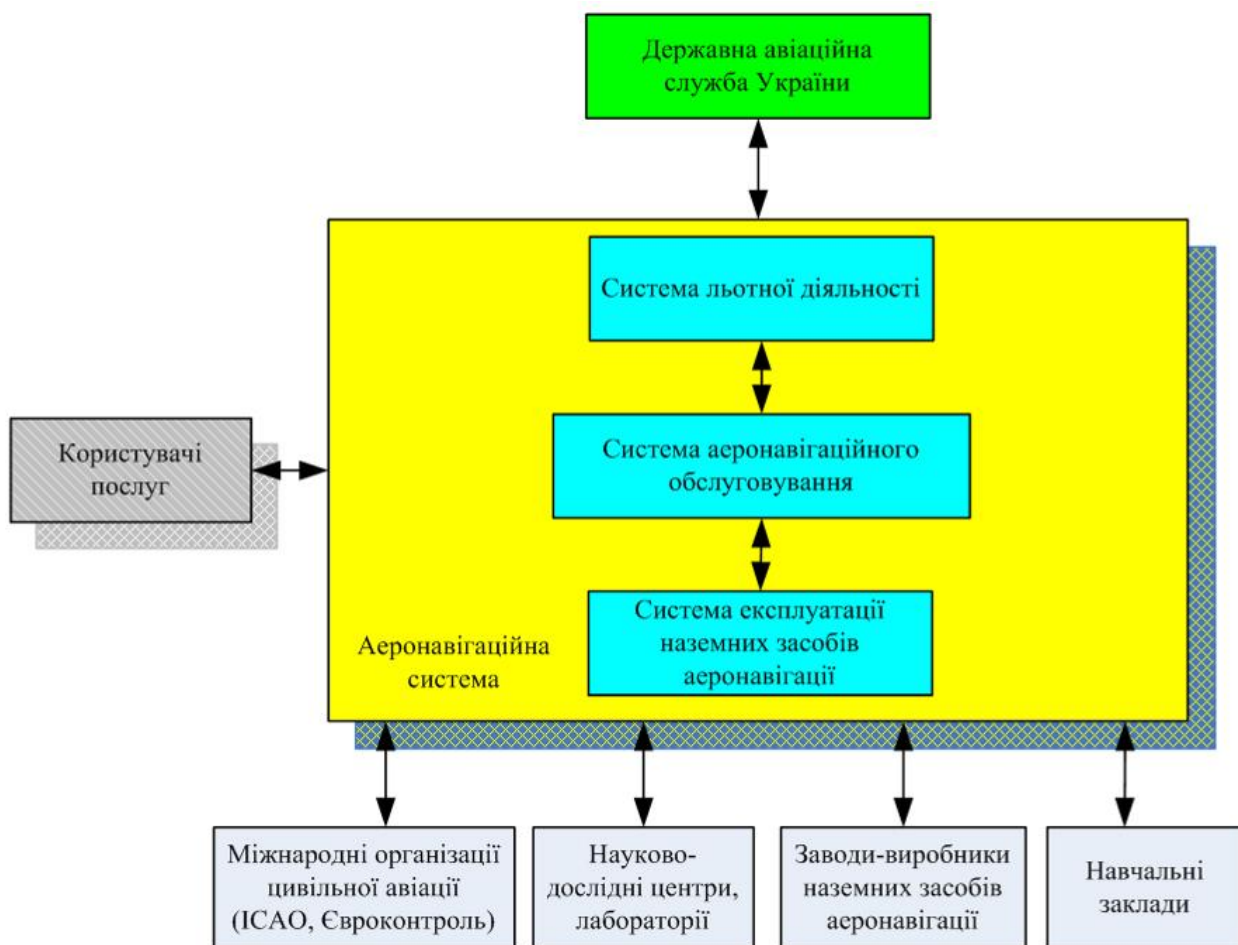


Рис. 1.1. Узагальнена схема авіаційно-транспортної системи

Всі елементи схеми на рис. 1.1 взаємодіють за обслуговуючим принципом та мають ієрархічну структуру взаємодії між собою.

Відповідно до [172] суб'єктами авіаційної діяльності є:

- Державна авіаційна служба України;
- провайдери аеронавігаційного обслуговування;
- постачальники аеронавігаційних даних і аеронавігаційної інформації;
- користувачі повітряного простору.

Державна авіаційна служба України (ДАСУ) є центральним органом виконавчої влади, діяльність якого спрямовується і координується Кабінетом Міністрів України через Міністра інфраструктури, який реалізує державну

політику у сфері цивільної авіації та використання повітряного простору України та є уповноваженим органом з питань цивільної авіації [240]. Відповідно до [240] діяльність ДАСУ спрямована на забезпечення високого рівня безпеки та регулярності польотів шляхом створення та впровадження нормативних документів, проведення інспекційних перевірок, постійного моніторингу функціонування експлуатантів, авіаційної техніки та підприємств з аеронавігаційного обслуговування. Крім того, ДАСУ здійснює функції щодо проведення випробувань та прийняття в експлуатацію наземних засобів зв'язку, навігації та спостереження, що використовуються для обслуговування повітряного руху, метеорологічного, радіотехнічного та аеронавігаційного забезпечення діяльності цивільної авіації, а також проводить сертифікацію технічних засобів захисту цивільної авіації від актів незаконного втручання; а також затверджує технічні завдання на виконання модернізації та впровадження нових наземних засобів зв'язку, навігації та спостереження, введення в експлуатацію об'єктів обслуговування повітряного руху.

Відповідно до завдання 21 Положення [240] ДАСУ організовує ведення державного статистичного обліку показників діяльності цивільної авіації та забезпечує подання статистичної інформації до ІКАО.

Користувачами послуг АТС вважаються юридичні та фізичні особи, в інтересах яких здійснюються пасажирські та вантажні перевезення [235].

Ресурсне забезпечення у сфері функціонування АТС реалізується за допомогою:

- науково-дослідних центрів та лабораторій,
- навчальних закладів,
- заводів-виробників НЗА.

Науково-дослідні центри та лабораторії виконують функції науково-методичного супроводження функціонування АТС, в тому числі і в аспекті аеронавігаційного обслуговування (АНО).

Навчальні заклади виконують підготовку та підвищення кваліфікації спеціалістів за двома основними напрямками:

- диспетчери управління повітряного руху,
- інженерно-технічний склад для технічної експлуатації радіоелектронного обладнання (наземного та бортового).

Заводи-виробники НЗА виконують постачання радіоелектронного обладнання, робочих місць диспетчерів тощо і містять у своєму складі як вітчизняні, так і зарубіжні підприємства та організації.

Міжнародні організації цивільної авіації (ЦА), зокрема ІКАО та Євроконтроль, регламентують вимоги щодо безпеки польотів у вигляді відповідних документів, стандартів, рекомендацій, циркулярів тощо. Під час вирішення задач удосконалення системи АНО необхідно враховувати положення нормативної документації міжнародних організацій ЦА для підвищення привабливості повітряного простору, інфраструктури з АНО для зарубіжних експлуатантів ПС [239].

Система льотної діяльності здійснює функції виконання пасажирських та грузових авіаперевезень. Основний елемент системи – вітчизняні та зарубіжні експлуатанти, що виконують польоти на ПС в інтересах користувачів послуг.

Відповідно до [231] стратегічною метою розвитку авіаційного транспорту України є збільшення обсягів здійснюваних польотів та відповідного пасажиропотоку, а також протяжності повітряних маршрутів у повітряному просторі України. При цьому підвищення ефективності діяльності авіакомпаній може бути можливим у випадку надання ПС якісного та своєчасного аеронавігаційного обслуговування [212].

Відповідно до [238] аеронавігаційне обслуговування – це обслуговування, яке здійснюється провайдерами аеронавігаційного обслуговування на всіх етапах польоту повітряних суден, що включає організацію повітряного руху, зв'язок, навігацію, спостереження, пошук і рятування, метеорологічне обслуговування та надання аеронавігаційної інформації. Якість надання послуг АНО визначає рівень безпеки та регулярності польотів у повітряному просторі України.

Відповідно до процесного підходу [199] реалізація процесів АНО потребує ресурси у вигляді диспетчерського складу, НЗА (у частині наземного

радіоелектронного обладнання), будівель, споруд тощо. Кожний процес містить набір технологічних операцій, кожна з яких використовує ресурси у вигляді певного радіоелектронного обладнання. Це обладнання разом з іншими складовими (персонал, документація, контрольно-вимірювальна апаратура тощо) утворюють систему експлуатації НЗА.

Згідно з [241] аеронавігаційна система є сукупністю організацій, персоналу, інфраструктури, технічного обладнання, процедур, правил та інформації, що застосовуються для забезпечення користувачів повітряного простору безпечним, регулярним та ефективним аеронавігаційним обслуговуванням.

Як процес АНО має вхід у вигляді заявок та вимог до них, що формуються користувачами послуг з АНО. Вимоги можуть включати числові значення до показників, що характеризують АНО та вказуються у відповідних нормативних документах ЦА України та міжнародних нормативних документах у сфері ЦА.

Система АНО та СЕ наземних засобів аеронавігації реалізуються в Державному підприємстві обслуговування повітряного руху (ОПР) “Украерорух”. До складу “Украероруху” входять Український центр планування використання повітряного простору України та регулювання повітряного руху (Украероцентр), Служба аеронавігаційної інформації України (CAI), Авіакомпанія “Украерорух”, Навчально-сертифікаційний центр “Украероруху”, Центр авіаційної підготовки та сертифікації та п’ять регіональних структурних підрозділів (РСП): РСП “Київцентраеро”, Дніпровський РСП, Львівський РСП, Одеський РСП, Харківський РСП [193].

Згідно з реєстром в Україні станом на 09.10.2020 р. функціонують 38 провайдерів з обслуговування повітряного руху, серед яких, зокрема:

- Державне підприємство ОПР “Украерорух”,
- Державне підприємство “Антонов”,
- Товариство з обмеженою відповідальністю “Міжнародний аеропорт “Дніпропетровськ”,
- Державне підприємство “Міжнародний аеропорт “Бориспіль”,
- Товариство з обмеженою відповідальністю “Нью системс АМ” тощо.

У цілому, до структури системи використання повітряного простору України входять наступні функціональні елементи: Міністерство інфраструктури України у частині використання повітряного простору, Державна авіаційна служба України, Державне підприємство ОПР “Украерорух”, Український центр планування використання повітряного простору України та регулювання повітряного руху, районні диспетчерські центри, відомчі органи обслуговування повітряного руху, цивільно-військова система обслуговування повітряного руху, служба аеронавігаційної інформації, український авіаметеорологічний центр, центри обслуговування засобів аеронавігації, підрозділи наукового супроводу процесів у сфері використання повітряного простору України, а також підготовки фахівців для зазначеної сфери [274].

Національний провайдер послуг з АНО Державне підприємство ОПР України “Украерорух” значну увагу приділяє якості надання послуг, тому на підприємстві розроблено систему менеджменту якості, яка була сертифікована міжнародним товариством “SIC”.

1.2. Структура системи експлуатації

Науково-технічний прогрес розвивається в сторону створення інтелектуальних автоматизованих систем, які спрямовані на підвищення продуктивності праці, зменшення витрат на виробництво тощо. Такі системи базуються на принципах адаптації, системності, гнучкості, які є елементами штучного інтелекту.

Відомо, що цивільна авіація є системою систем. Одна з них – це система експлуатації наземних засобів аеронавігації.

Наземні засоби аеронавігації, а саме радіоелектронне обладнання, використовуються як ресурси для реалізації окремих операцій в процесах АНО, тому їх роботу можна представити у вигляді процесу використання за призначенням. Процес експлуатації НЗА також включає процеси технічної експлуатації, які спрямовані на забезпечення їх надійного функціонування [246] та включають:

- планування технічної експлуатації радіоелектронного обладнання;
- введення в експлуатацію радіоелектронного обладнання;
- технічне обслуговування радіоелектронного обладнання;
- ремонт радіоелектронного обладнання;
- доробка та модернізація радіоелектронного обладнання;
- продовження терміну служби (ресурсу) радіоелектронного обладнання;
- наземні та льотні перевірки радіоелектронного обладнання;
- забезпечення єдності вимірювань під час технічної експлуатації радіоелектронного обладнання;
- професійна підготовка та допуск персоналу радіотехнічного забезпечення (РТЗ) до технічної експлуатації радіоелектронного обладнання;
- облік та звітність під час технічної експлуатації радіоелектронного обладнання.

Метою системи експлуатації є забезпечення стабільного функціонування радіоелектронного обладнання для надання даних та інформації повітряним суднам, диспетчерському складу, іншим структурним підрозділам авіапідприємств.

Система експлуатації включає в себе:

- наземні засоби аеронавігації,
- процеси,
- персонал,
- документи,
- витратні ресурси,
- схеми прийняття рішень,
- алгоритми оброблення даних.

Основним елементом системи експлуатації є наземні засоби аеронавігації [252]. Тому всі процеси експлуатації пов'язані безпосередньо з ними. Головний процес – це використання наземних засобів аеронавігації за призначенням. Інші

процеси – це технічне обслуговування, ремонт, продовження ресурсу, наземні і льотні перевірки тощо – є допоміжними.

Згідно з вимогами ІСАО та Євроконтролю персонал повинен бути сертифікований. Для цього реалізують курси початкової підготовки, підвищення кваліфікації, організують стажування тощо.

Для забезпечення безпеки і регулярності польотів важливу роль відіграють нормативні документи. Вся сукупність документів умовно можна розділити на міжнародні документи (ІСАО, Євроконтролю), національні документи і документи, розроблені авіапідприємствами, які враховують специфіку виробничої діяльності.

Витратні ресурси необхідні для підтримки працездатності наземних засобів аеронавігації в разі впливу мінливих зовнішніх умов, деградаційних процесів, які призводять до погіршення технічного стану обладнання.

Алгоритми оброблення даних займають центральне місце в системах експлуатації, оскільки вони реалізують принцип оброблення на основі штучного інтелекту. Від цих алгоритмів в значній мірі залежить своєчасність і правильність керувальних дій, спрямованих на ефективне функціонування наземних засобів аеронавігації для АНО.

Системи експлуатації на основі штучного інтелекту повинна ефективно функціонувати в умовах, які були непередбачені на етапі її проектування [100, 152].

На рис. 1.2 приведена узагальнена структурна схема СЕ, побудована на принципах системності та адаптивності [162].

Структура включає наземні засоби аеронавігації, призначені для виконання потоку заявок від користувачів аеронавігаційних послуг (повітряні судна і диспетчерський склад). Окрім того, у склад СЕ входить підсистема підтримки ефективності функціонування аеронавігаційного обладнання (процеси технічного обслуговування і ремонту, персонал, документи тощо) [133].

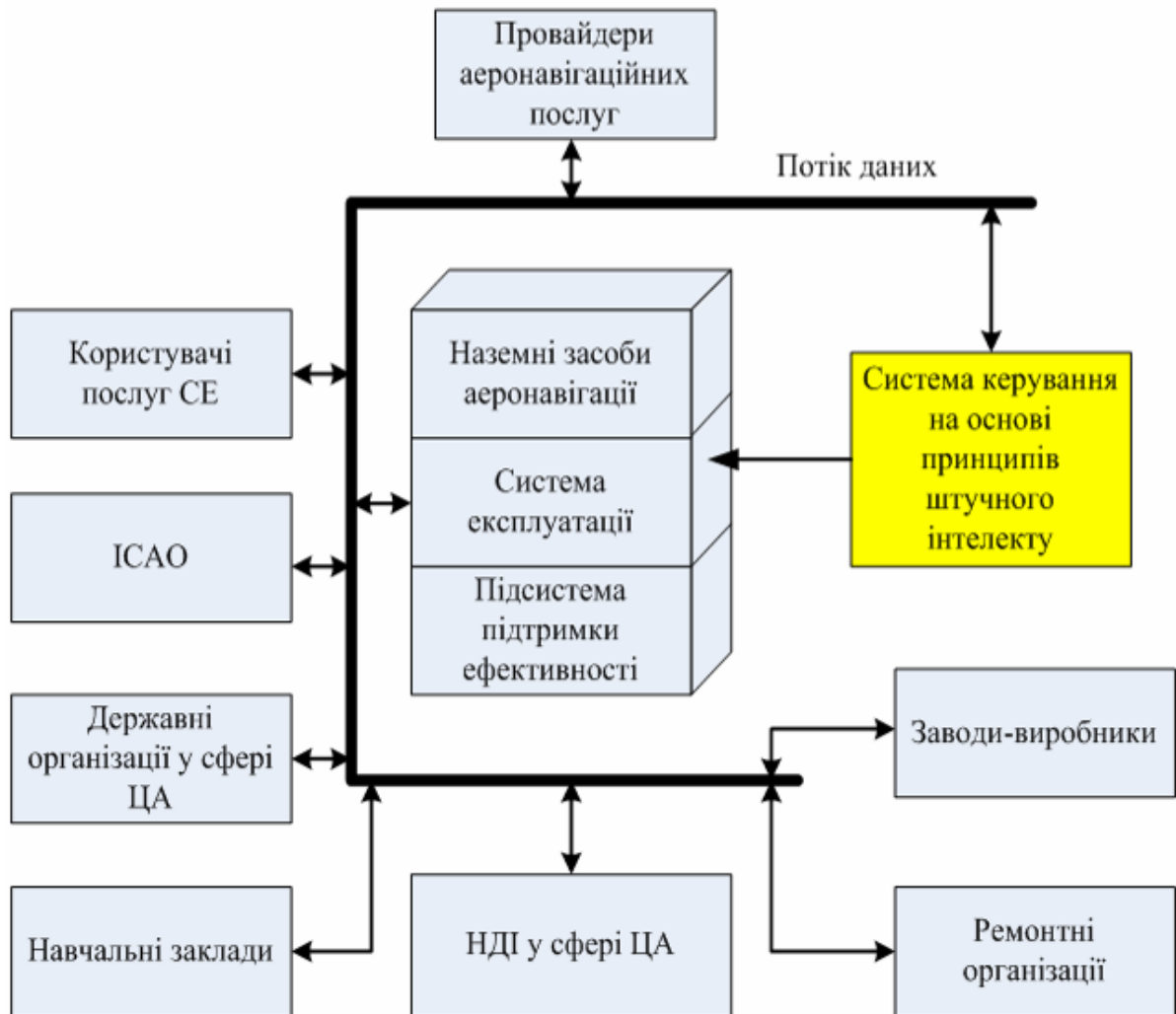


Рис. 1.2. Узагальнена структурна схема СЕ

Оброблення експлуатаційних даних виконується в комплексі управління системи експлуатації, який функціонує на основі принципів штучного інтелекту. З точки зору системного підходу здійснюється збір інформації від складових аналізованої предметної області:

- провайдерів аеронавігаційних послуг,
- користувачів послуг, що надаються системою експлуатацією,
- міжнародних організацій у сфері цивільної авіації,
- державних органів управління ЦА,
- навчальних закладів,
- ремонтних підрозділів,
- заводів-виробників,

– науково-дослідних інститутів (НДІ) ЦА. Комплекс управління здійснює оброблення даних і в разі зниження ефективності СЕ формує і реалізує керуючі запобіжні та коригувальні дії. Ці дії можуть формуватися і реалізовуватися в залежності від зміни вимог, завдань, висунутих елементами предметної області [269].

У системі експлуатації на рис. 1.2 важливим елементом є співробітники, які приймають управлінські рішення. Система експлуатації на основі ідей штучного інтелекту дозволяє обробляти великі потоки даних і інформації, формувати адаптивні структури, які спрямовані на підтримку ефективності. Це дозволяє приймати своєчасні та правильні коригувальні та запобіжні дії.

Адаптація є головною властивістю систем на основі штучного інтелекту [64].
Можливі різні рівні адаптації:

- адаптація до параметрів моделей,
- адаптація до моделей,
- адаптація до умов функціонування НЗА,
- адаптація до нових вимог нормативної документації, споживачів послуг аеронавігаційного обслуговування тощо,
- адаптація до структурних змін в СЕ.

Система управління експлуатацією на основі штучного інтелекту може функціонувати в одному з двох режимів: штатному режимі та режимі пошуку оптимальної ефективності.

У штатному режимі використовується база даних і база знань. В цьому режимі використовуються стандартні команди для всіх запланованих ситуацій експлуатації. Другий режим включається в разі зниження ефективності, коли перший режим не забезпечує її заданий рівень. Режим пошуку оптимальної ефективності заснований на застосуванні нейромереж, процедур нечітких множин, евристичних процедур, що можуть описувати роботу оператора-керівника [180].

Структурна схема системи управління експлуатацією в штатному режимі представлена на рис. 1.3. Узагальнена структурна схема інтелектуальної системи може бути представлена на рис. 1.4.

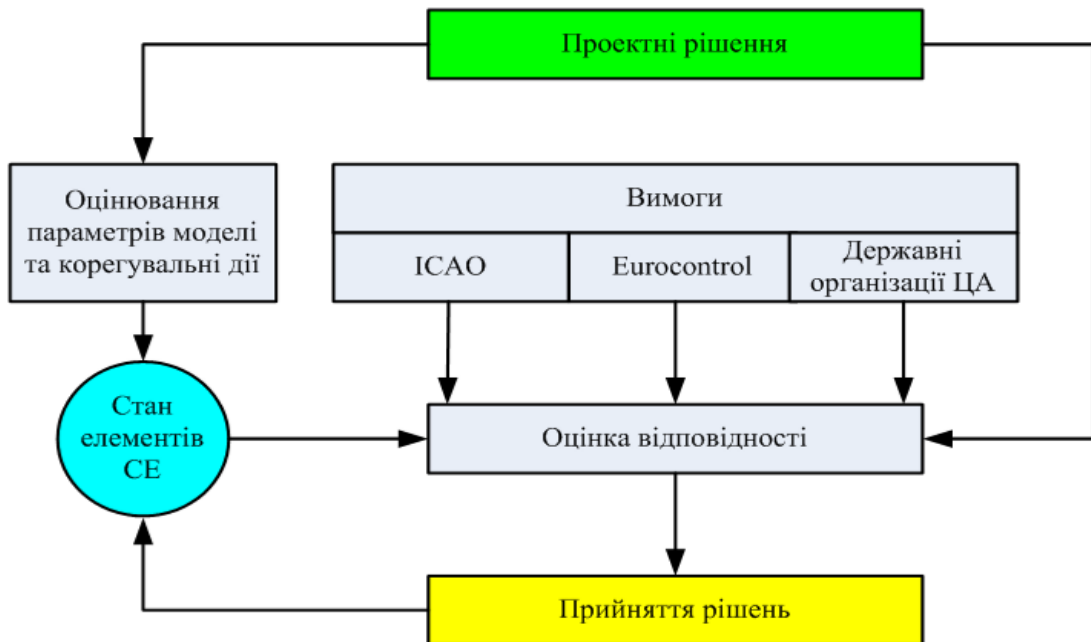


Рис. 1.3. Структурна схема системи керування експлуатацією у штатному режимі

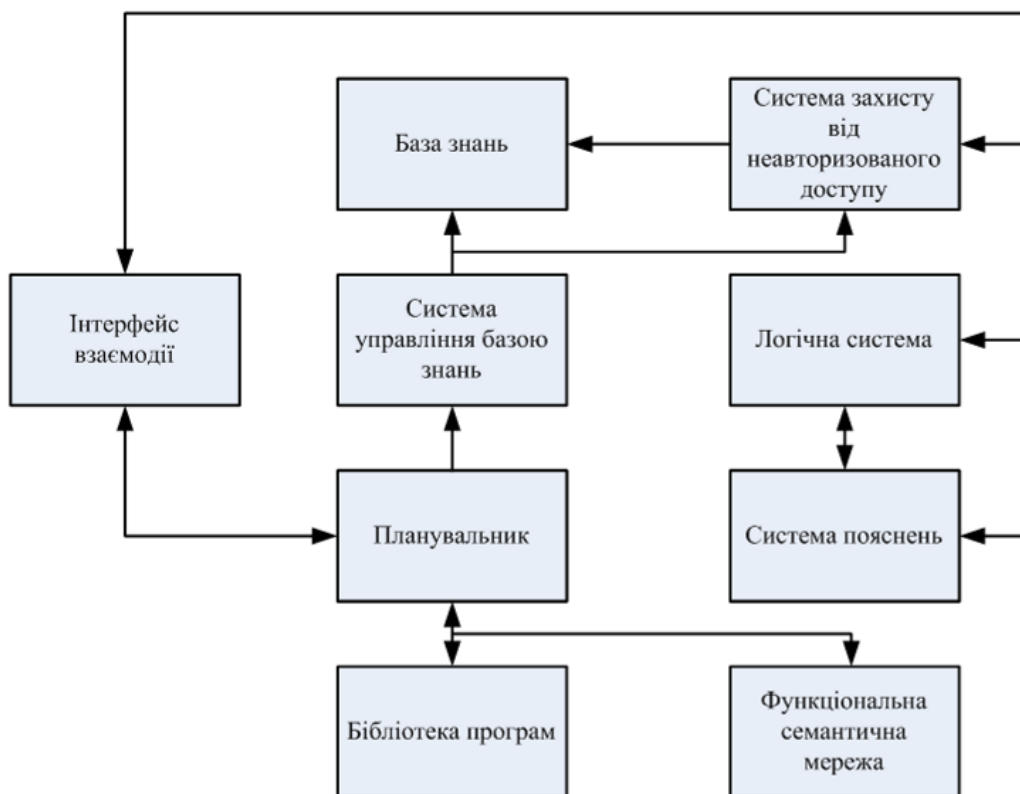


Рис. 1.4. Структурна схема інтелектуальної системи

Система управління експлуатацією має складну структуру [129]. У загальному випадку вона включає такі підсистеми:

- підсистема оцінки та підтримки ефективності,
- підсистема оброблення даних,
- підсистема моніторингу,
- підсистема контролю технічного стану НЗА,
- інші підсистеми, що входять в структурні схеми штатного і інтелектуального режимів.

1.3. Наземні засоби аеронавігації як об'єкт експлуатації

Відповідно до [205] наземні засоби радіотехнічного забезпечення польотів (РТЗП) і авіаційного електрозв'язку – це радіоелектронні та технічні засоби (засоби електрозв'язку, навігації, радіолокації, автоматизовані системи та їх робочі місця, апаратура відображення, антенно-фідерні пристрої, кабельні мережі електрозв'язку, автономні джерела електроживлення, електроустановки та електрообладнання, лінії електропостачання; інше обладнання), які задіяні в єдиному процесі радіотехнічного забезпечення польотів, обслуговування повітряного руху та забезпечення виробничої діяльності підприємств ЦА. Отже, наземні засоби РТЗП є радіоелектронним обладнанням (РЕО) наземних засобів аеронавігації.

Наземні засоби аеронавігації являють собою важливу складову частину процесу функціонування системи авіаційного транспорту і передбачають створення розгорнутої мережі радіотехнічних засобів різного призначення, забезпечення їх функціонування та експлуатацію (тобто застосування за цільовим призначенням) для вирішення завдань зі збору, оброблення, передачі та відображенню інформації, необхідної для управління виробничими процесами в авіації [248].

Авіаційні радіотехнічні системи зв'язку, навігації та спостереження повинні забезпечувати необхідні безпеку, регулярність та інтенсивність польотів за умови

забезпечення максимально можливої економічної ефективності. Окрім того, для авіаційного РЕО висувують додаткові вимоги: безперервності функціонування, незалежності метеоумов, високої швидкодії і надійності функціонування.

Основним обладнанням спостереження на базі первинних радіолокаційних станцій є оглядові радіолокатори. Радіолокаційні системи типу 1РЛ139-2 та ТРЛК-10 застосовуються у якості трасових радіолокаторів. У деяких випадках термін служби зазначених радіолокаторів вже перевищує середні терміни експлуатації.

Радіолокаційні станції типу АТСР-33S, ДРЛ-7СМ, ДРЛ-7СК, Іртиш застосовуються у якості аеродромних радіолокаторів. Останні три типи радіолокаторів є морально застарілими, оскільки вони вже мають значний термін експлуатації.

Для забезпечення ОПР використовуються автономні (Корень-АС) та вмонтовані вторинні радіолокатори (Корень-С, вторинний канал ДРЛ-7СМ).

Диспетчерські пункти керування повітряним рухом оснащені радіоприймальним та радіопередавальним обладнанням зв'язку. При цьому на кожній з частот застосовується основний та резервний комплекти радіостанцій. Для забезпечення ОПР використовується приймально-передавальне обладнання діапазону дуже високих частот із сіткою частот 8.333 кГц.

Серед навігаційних засобів РТЗП використовуються наступні: привідні радіостанції ПАР-8СС, ПАР-10С, ПАР-10, ПАР-10А; системи посадки СП-75, СП-80М, СП-80, СП-80Н, СП-80Н1, СП-90; радіопеленгатори АРП-7, АРП-8, АРП-80К, АРП-АС, АРП-75/4, АРП-75/8, АРП-75, АРП-7С; навігаційний комплекс VOR/DME.

Вимоги до функціонування авіаційного РЕО наведені у нормативних документах ІСАО та Євроконтролю [25, 27, 28, 30].

Розглядаючи НЗА як об'єкт експлуатації слід виділити три етапи його життєвого циклу:

– проектування,

- виробництво,
- експлуатація.

Найважливішим та найбільш тривалим етапом життєвого циклу НЗА є його експлуатація [269].

Наземні засоби аеронавігації та радіоелектронне обладнання в цілому можуть бути охарактеризовані двома типами характеристик:

- визначальні параметри,
- показники надійності.

Визначальні параметри є параметрами обладнання, які можуть бути безпосередньо виміряні у процесі його експлуатації. До таких параметрів відносять:

- напруги та струми у контрольних точках обладнання,
- вихідна потужність передавача,
- чутливість приймача,
- напруги живлення,
- характеристики антенно-фідерного тракту,
- температурні характеристики обладнання тощо.

Показник надійності являє собою кількісну характеристику однієї або декількох властивостей, що характеризують надійність певного об'єкта. Показники надійності вводять по відношенню до заданих режимів та умов експлуатації, встановленим в нормативно-технічній та конструкторсько-проектній документації [234].

До показників надійності відносять:

- середнє напрацювання між відмовами,
- середня тривалість ремонтних робіт,
- інтенсивність відмов,
- ймовірність безвідмовної роботи,
- ймовірність відмови,

- коефіцієнт готовності,
- коефіцієнт оперативної готовності,
- коефіцієнт технічного використання,
- ресурс тощо [268].

У процесі експлуатації НЗА та РЕО можливі відмови та пошкодження. Внаслідок цього технічний стан обладнання може погіршуватися. Таке погіршення супроводжується зміною показників надійності. Тому контроль цих показників є запорукою ефективної експлуатації з точки зору економії матеріальних та витратних ресурсів.

У цілому місце НЗА в СЕ може бути зображене схематично, як це подано на рис. 1.5. Ця схема складена відповідно до процесного підходу.

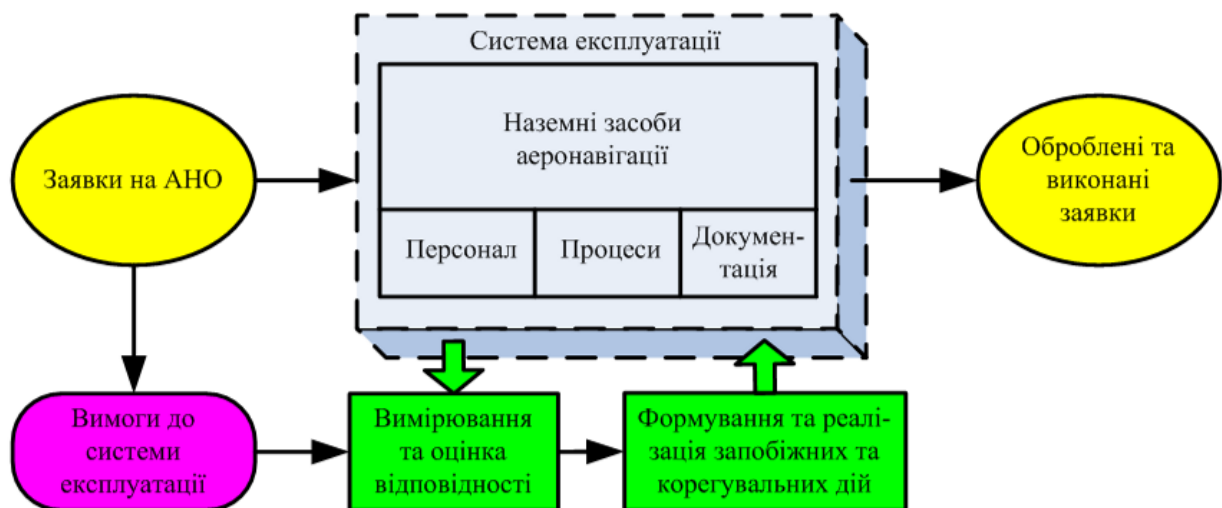


Рис. 1.5. Місце НЗА в процесі експлуатації

Як видно з рис. 1.5 для здійснення основного процесу в системі експлуатації (використання НЗА за призначенням) використовується ресурс у вигляді персоналу, що виконує певні процеси експлуатації відповідно до діючої нормативно-правової документації.

Головне завдання НЗА – це виконання заявок щодо аеронавігаційного обслуговування. За результатами аналізування цих заявок формуються вимоги до системи експлуатації. Ці вимоги є основою для синтезу процедур статистичної обробки даних у комплексі оцінки відповідності. Внаслідок оброблення

експлуатаційних даних формуються та реалізуються запобіжні та коригувальні дії, спрямовані на підвищення ефективності СЕ.

Результатом використання НЗА є оброблені та виконані заявки щодо аеронавігаційного обслуговування.

1.4. Нормативно-правове регулювання в сфері експлуатації наземних засобів аеронавігації

Нормативно-правова документація встановлює загальні принципи, правила та характеристики певного типу діяльності. Структура нормативної документації в сфері експлуатації НЗА в ЦА зображена на рис. 1.6.

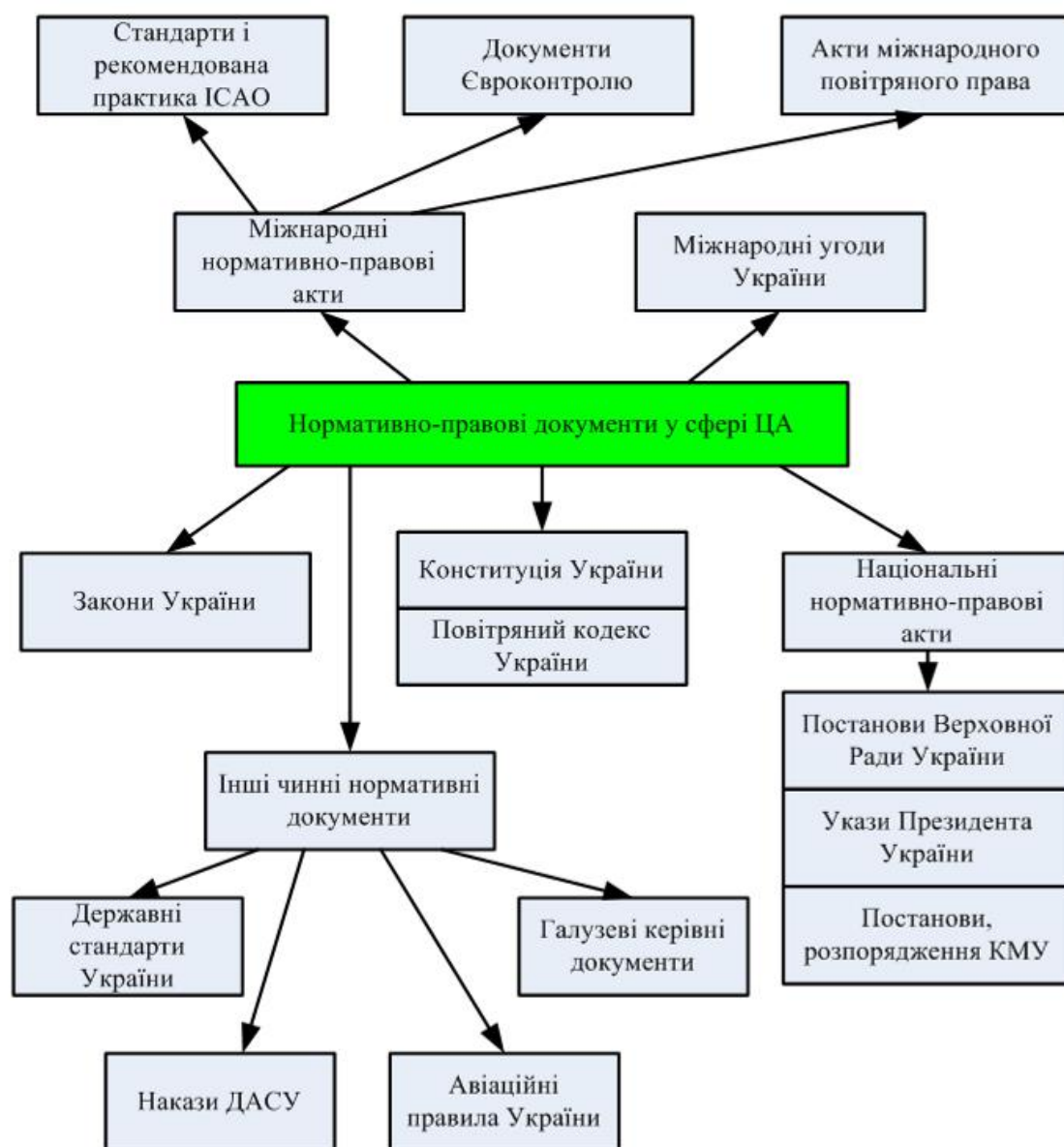


Рис. 1.6. Структура нормативної документації в сфері експлуатації НЗА в ЦА

Нормативно-правова база в сфері ЦА спрямована на забезпечення безпеки та регулярності польотів, ефективного застосування НЗА під час виробничої діяльності підприємств ЦА. Структура нормативно-правової бази ЦА України включає закони, міжнародні угоди, постанови Верховної Ради та Кабінету Міністрів, укази Президента, міжнародні нормативно-правові акти тощо. Під час розгляду СЕ НЗА структура на рис. 1.6 доповнюється іншими нормативними документами, що встановлюють порядок проведення робіт з основних процесів експлуатації, вимоги до них, методики оцінки показників ефективності СЕ та її окремих технологічних процесів.

Експлуатаційно-технічні характеристики радіотехнічних засобів забезпечення польотів і процес їх експлуатації регламентуються стандартами і рекомендаціями ІСАО, що забезпечує однаковість технологічних операцій і робить можливим безперешкодний і надійний обмін інформацією між усіма елементами системи експлуатації.

Основними документами ІСАО є Додатки 10 та 11 до Конвенції про міжнародну цивільну авіацію [225, 226, 227, 228].

Глобальна експлуатаційна концепція в сфері ЦА наводиться у документі [225]. Ця концепція визначає напрямки діяльності авіапідприємств на наступні 20 років. Головна мета концепції – це створення інтероперабельної глобальної системи організації повітряного руху для всіх користувачів на всіх етапах польоту, яка забезпечує достатні рівні безпеки польотів, оптимальні економічні показники, дотримання вимог охорони навколишнього середовища і національної безпеки.

Керівними принципами стратегії [225] є:

- безпека (найвищий пріоритет ЦА),
- людина-оператор (людина-оператор відповідає за управління системою, контролює її роботу і у разі необхідності здійснює втручання для забезпечення бажаного результату роботи системи; всі аспекти системи повинні в належній мірі враховувати людський фактор),

– технологія (системи спостереження, навігації та зв'язку і сучасні технології управління інформацією використовуються для функціонального об'єднання наземних і бортових елементів системи в повністю інтегровану та надійну систему АНО),

– інформація (основа для формування та здійснення запобіжних та коригувальних дій),

– співробітництво (координація між елементами АНО),

– неперервність обслуговування.

В США процес експлуатації ПС та їх забезпечення регламентується стандартами та документами MSG [95]. MSG-1 вперше був опублікований у 1968 р. і використовується для розробки планового обслуговування для Боїнгу В747. Згодом MSG-2 був розроблений та використаний для розробки планового технічного обслуговування для літаків 1970 р., а також був орієнтований на процес і використовував підхід знизу вгору. MSG-2 запровадив концепцію технічного обслуговування з моніторингом технічного стану.

Рекомендації MSG-3 були вперше опубліковані в 1980 р., і вони запровадили підхід зверху вниз, зосередившись на «наслідках відмови». На відміну від MSG-2, MSG-3 орієнтована на завдання та мало фундаментальне удосконалення у вигляді «правил перенесення пошкоджень» та «додаткових програм перевірки» [88].

В останній версії MSG-3 було внесено деякі елементи, пов'язані зі системами моніторингу здоров'я структур (SHMS), які стали результатом опублікування документів Міжнародним комітетом з питань політики технічного обслуговування (IMRBPB). Основна мета MSG-3 – визначити завдання технічного обслуговування, які є одночасно результативними та ефективними, дозволяючи проектувати та керувати процесом використання обладнання за призначенням, щоб досягти задовільного рівня безпеки та надійності протягом усього часу функціонування обладнання. Окрім завдань та інтервалів, визначених MSG-3, існуватимуть й інші проблеми, пов'язані з вимогами технічного обслуговування, наприклад, окреслені в [2].

Одним із пріоритетних завдань, наведених в MSG-3 [89] є створення репозитарію експлуатаційних даних, які будуть включати базу відмов та пошкоджень обладнання, управлінські рішення щодо усунення відмов та невідповідностей, причини відмов, їх наслідки тощо. Аналізування цих даних покращить ефективність технічного обслуговування.

У цілому еволюція стратегій MSG може бути зображена на рис. 1.7.



Рис. 1.7. Еволюція стратегій MSG

Відповідно до [101] наступною стадією розвитку MSG має стати прогнозоване технічне обслуговування (predictive maintenance – PM). Для такої стратегії поточні значення визначальних параметрів та показників надійності дають можливість оцінювати майбутній стан обладнання та складових СЕ. Мета цієї стратегії – виконання превентивного технічного обслуговування у момент часу, коли компоненти НЗА та СЕ досягають таких деградаційних рівнів, що ризик виникнення відмови або суттєвої невідповідності стає неприйнятним. Такий підхід вписується в рамки оцінювання залишкового часу життя обладнання.

Очікується, що після впровадження стратегії РМ наступним етапом еволюції буде наказове технічне обслуговування (prescriptive maintenance). Така стратегія стане доступною за рахунок використання технологій оброблення великих даних та Інтернету речей. Наказове технічного обслуговування передбачає зміну парадигми, яка сприяє переходу від суворої залежності від запланованих подій до можливості вживати дії у реальному мірілі часу залежно від реальних поточних подій. Наказове технічне обслуговування використовує вдосконалене програмне забезпечення для вибору ідентифікаційних точок, щоб чітко діагностувати першопричини проблем, а потім вказати точні та вчасні дії щодо своєчасного коригування. Ця стратегія вписується в технології використання принципів штучного інтелекту в СЕ. Тому наказове технічне обслуговування унікальне тим, що замість того, щоб просто передбачити майбутній збій (пошкодження, відмову чи невідповідність), воно прагне створити з великого обсягу отриманих даних орієнтовані на результат рекомендації щодо операцій з технічного обслуговування [104].

Крім того, у доповнення до стратегій MSG був також розроблений Міжнародний стандарт щодо технічного обслуговування (International Maintenance Process Standard – IMPS) [60].

Основними державними документами в сфері експлуатації НЗА в ЦА є:

- Повітряний кодекс України,
- Правила авіаційного електрозв'язку,
- Правила технічної експлуатації наземних засобів радіотехнічного забезпечення,
 - Правила перевірок наземних засобів радіотехнічного забезпечення,
 - Інструкція про продовження ресурсу наземних засобів радіотехнічного забезпечення,
 - Інструкція з об'єктивного контролю при ОПР,
 - Правила сертифікації наземних засобів радіотехнічного забезпечення,
 - Сертифікаційні вимоги до наземних засобів радіотехнічного забезпечення.

Розглянемо ці документи. Повітряний кодекс України [238] визначає правові, організаційні та економічні засади діяльності авіації і спрямований на забезпечення проведення єдиної державної економічної, науково-технічної, тарифної, фінансової, науково-технічної, страхової, інвестиційної та соціальної політики у сфері управління і регулювання діяльності авіації з урахуванням міжнародного повітряного права.

Правила авіаційного електрозв'язку в цивільній авіації України визначають структуру, організацію та порядок використання авіаційного електрозв'язку, а також порядок установа та ведення радіотелефонного зв'язку [243].

Правила технічної експлуатації наземних засобів радіотехнічного забезпечення встановлюють вимоги щодо організації та виконання робіт з технічної експлуатації наземних засобів РТЗП і авіаційного електрозв'язку з метою забезпечення польотів ПС, виконання певних функцій обслуговування повітряного руху і виробничої діяльності підприємств, організацій та установ у галузі ЦА; персоналу радіотехнічного забезпечення, який організовує та здійснює технічну експлуатацію наземних засобів РТЗП [246].

У [244] визнаються методики льотних перевірок оглядового радіолокатора – аеродромного, оглядового радіолокатора – трасового, вторинного оглядового радіолокатора, трасового радіолокаційного комплексу з використанням літака-лабораторії. До параметрів, що підлягають моніторингу, відносять дальність дії, імовірність виявлення ПС, середньоквадратична помилка на виході апаратури первинної обробки інформації, технічні параметри радіолокатора, надійнісні характеристики. Крім того, у [244] визначаються основні характеристики навігаційного обладнання, що підлягають контролю.

Інструкція про порядок продовження ресурсу наземних засобів РТЗП регламентує процес продовження терміну служби радіоелектронного обладнання. В [207] під час визначення технічного стану радіоелектронного обладнання розраховують середнє напрацювання на відмову для заданого інтервалу спостереження, а також за інтервали спостереження за виключенням одного та двох останніх років. Ця інструкція має певні недоліки, а саме: 1) відсутні вимоги

щодо автоматизації процесу оброблення даних щодо оцінювання надійності функціонування засобів РТЗП, що ускладнює процес прийняття рішень щодо їх подальшого використання; 2) методика не враховує узагальнені надійнісні показники, такі як, наприклад, коефіцієнт готовності.

Інструкція з організації та здійснення об'єктивного контролю при обслуговуванні повітряного руху та виробничій діяльності цивільної авіації України використовується з метою: розслідування авіаційних подій, інцидентів; розслідування актів незаконного втручання у діяльність цивільної авіації; розгляду претензій користувачів повітряного простору; оцінки управління повітряним рухом з навчально-тренувальною метою та оцінки рівня підготовки авіаційного персоналу; контролю роботи наземних засобів РТЗП [206].

Правила сертифікації наземних засобів радіотехнічного забезпечення встановлюють порядок сертифікації наземних засобів РТЗП з метою забезпечення безпеки польотів ПС, виконання певних функцій обслуговування повітряного руху і виробничої діяльності підприємств, установ, організацій, які здійснюють діяльність у галузі ЦА України, незалежно від форм власності [245].

Відповідно до [250] встановлюються вимоги до тактико-технічних характеристик засобів авіаційного зв'язу, навігації та спостереження, а також до умов їхньої експлуатації.

Слід також зазначити, що в [205] під час складання річної звітності визначається надійність з початку експлуатації шляхом розрахунку середнього напрацювання на відмову в годинах та середньої кількості відмов, надійність за звітний період шляхом розрахунку середнього напрацювання на відмову в годинах період та середнього числа відмов.

У цілому розглянута нормативно-технічна документація в сфері експлуатація НЗА в ЦА доповнюється галузевими стандартами, внутрішніми стандартами підприємств тощо. Узагальнюючи вищесказане, необхідно підкреслити важливість впровадження сучасних світових тенденцій експлуатації авіаційної техніки в промисловість України. Насамперед, такі технології пов'язані з моніторингом визначальних параметрів обладнання, їх обробленням та

прийняттям своєчасних та вірних рішень щодо формування та виконання запобіжних та коригувальних дій, а також впровадженням принципів функціонування штучного інтелекту.

1.5. Постановка задач дисертаційного дослідження

Аналіз наукових публікацій у сфері експлуатації технічних систем, у тому числі наземних засобів аеронавігації показує, що увага дослідників зосереджена на вирішенні двох науково-практичних задач, а саме:

– дослідження систем з погіршуваним технічним станом [4, 8, 9, 16, 22, 35, 47, 58, 82, 143],

– оптимізація експлуатаційних витрат за умови забезпечення достатнього рівню ризику виникнення відмови [36, 62, 84, 96, 98].

Вирішення цих задач здійснюється шляхом використання технологій вдосконалення технічного обслуговування [1, 4, 16, 22, 38, 45, 144], застосування більш надійної та зручної в експлуатації елементної бази [24, 62, 98, 101, 115], впровадження технологій оброблення інформаційних сигналів та даних [32, 33, 38, 54, 57, 63, 65, 79, 164], використання ефективних методів резервування [10, 56, 62, 106] тощо.

Проведений аналіз нормативної бази щодо СЕ наземних засобів аеронавігації показав, що вимоги міжнародних документів у сфері експлуатації типу MSG у вітчизняних документах враховані в не повному ступені, немає методичних документів щодо визначення процедур оброблення експлуатаційних даних у випадку погіршення технічного стану НЗА.

У Держаному підприємстві “Украерорух” впроваджена система менеджменту якості. Це є системним кроком для максимального задоволення споживачів шляхом оптимізації структури управління підприємством, використання всеосяжного моніторингу для зниження рівнів матеріальних витрат, обумовлених відмовами, збоями та невідповідностями, та для подальшого підвищення якості надання послуг з АНО. Однак процедури оброблення статистичних даних щодо поточного технічного стану наземного

радіоелектронного обладнання, інших елементів та СЕ в цілому використовуються недостатньо. Технічний стан наземних засобів аеронавігації змінюється внаслідок відмов, збоїв, пошкоджень та інших впливів, що має відображення на числових значеннях як визначальних параметрів, так і показників надійності.

Все це призводить до зайвих витрат матеріальних та часових ресурсів, до зниження показників ефективності процесів експлуатації. З іншої точки зору це є передумовою постійного вдосконалення СЕ в структурних підрозділах провайдера надання послуг з аеронавігаційного обслуговування тощо. Усунення наведених недоліків можливе шляхом впровадження підсистем збору та оброблення статистичних даних щодо технічного стану як елементів СЕ, та і СЕ в цілому, формування та реалізацію достовірних та своєчасних коригувальних та запобіжних дій тощо.

Відповідно до [103] стан використання алгоритмів оброблення даних у світовій промисловості може бути зображений на рис. 1.8. Як видно, тільки 30 % СЕ використовують алгоритми статистичного оброблення даних, проте після настання відмови. Лише 13 % СЕ використовує процедури оброблення даних для запобігання відмовам, пошкодженням та невідповідностей.

Такий стан речей є не бажаним. Тому виникає потреба в розробці більш простих та легко впроваджуваних на практиці алгоритмів оброблення експлуатаційних даних. Аналіз літератури у сфері розробки та модернізації СЕ НЗА показав, що питання синтезу структур оброблення даних для систем з погіршенням технічного стану, а також оцінки ефективності функціонування СЕ не знайшли відповідного відображення [129, 269]. У наслідок цього процеси в СЕ є недостатньо контрольованими та керованими, внаслідок чого знижується рівень задоволеності користувачів послуг з АНО. Тому актуальною задачею є обґрунтування використання процедур оброблення статистичних даних у СЕ НЗА.

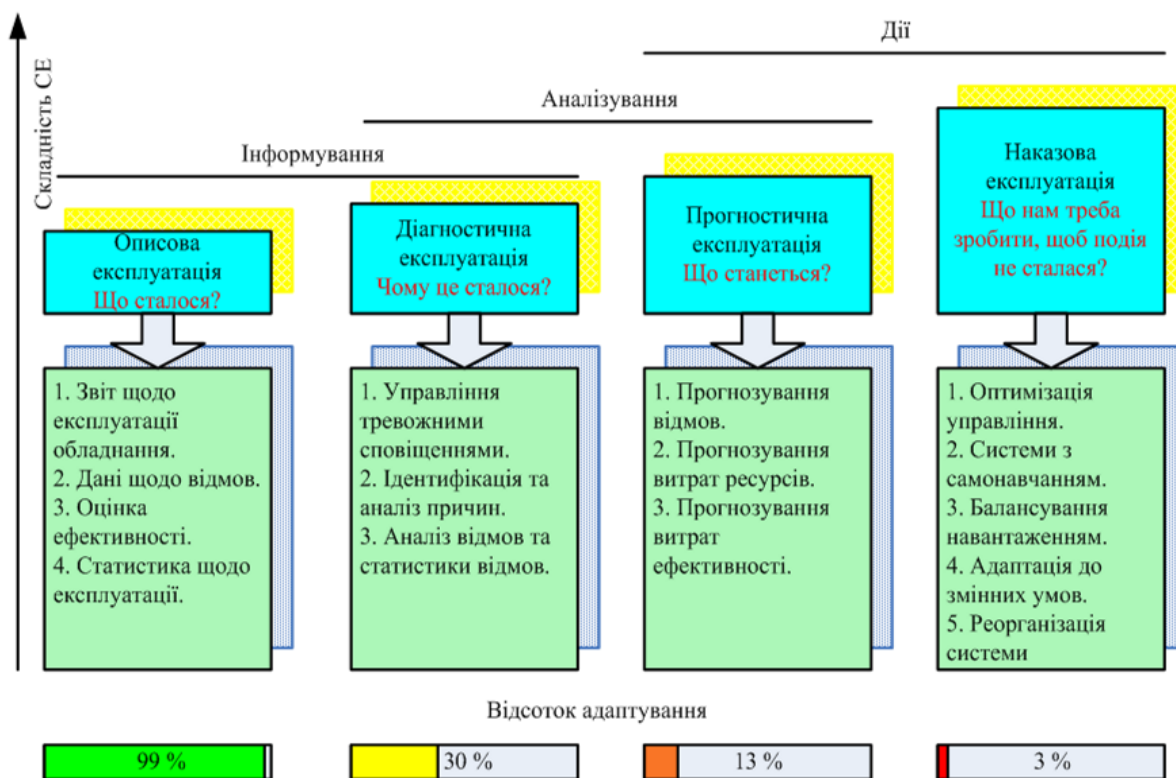


Рис. 1.8. Стан використання алгоритмів оброблення даних у світовій промисловості

Метою цієї дисертаційної роботи є забезпечення високого рівня показника ефективності функціонування систем експлуатації наземних засобів аеронавігації шляхом розроблення методології оброблення статистичних даних у СЕ НЗА. Для досягнення мети дисертаційної роботи мають бути вирішені наступні задачі:

- розроблення методичного підходу до проектування систем експлуатації,
- обґрунтування показника ефективності систем експлуатації наземних засобів аеронавігації,
- обґрунтування доцільності статистичного оброблення даних у СЕ НЗА,
- синтез та аналіз процедур виявлення погіршення технічного стану під час аналізування показників надійності на основі критерію Неймана-Пірсона,
- оцінювання параметрів погіршення технічного стану НЗА,
- синтез та аналіз евристичних процедур виявлення погіршення технічного стану під час аналізування показників надійності,
- синтез та аналіз послідовної процедури виявлення погіршення технічного стану під час аналізування показників надійності,

- синтез та аналіз процедур обробки визначальних параметрів НЗА,
- синтез та аналіз процедур оброблення визначальних параметрів НЗА з багаторівневим прийняттям рішень,
- синтез та аналіз адаптивних процедур оброблення визначальних параметрів НЗА,
- аналіз моделей даних у випадку наявності гетероскедастичності,
- синтез методу виявлення гетероскедастичності та її урахування під час побудови математичних моделей показників надійності,
- побудова моделей надійності на основі статистичних даних щодо експлуатації НЗА та іншого електронного обладнання,
- побудова математичної моделі визначального параметру електронного обладнання,
- аналіз ефекту від впровадження технологій оброблення статистичних даних в СЕ НЗА.

Перелічені задачі можуть бути об'єднані у чотири групи:

1. Задачі, що доводять необхідність статистичного оброблення даних в СЕ НЗА.
2. Задачі оброблення даних у випадку погіршення технічного стану НЗА.
3. Задачі аналізування гетероскедастичності в експлуатаційних даних.
4. Задачі побудови моделей надійності.

Для першої групи задач пропонується вирішувати на основі використання подійно-імовірнісної моделі з подальшим статистичним моделюванням. Тобто спочатку виконується графоаналітичний розрахунок, а потім його результати підтверджуються результатами статистичного моделювання.

Математично задачі першої групи можна сформулювати таким чином. У загальному випадку модель системи експлуатації можна представити у вигляді наступного функціоналу

$$CE(T_{\Sigma}; \vec{Z}_{\text{вх}}(\vec{\gamma}); \vec{Z}_{\text{вих}}(\vec{\gamma}') / \vec{A}(M); \vec{K}), \quad (1.1)$$

де $\vec{Z}_{\text{вх}}(\vec{\gamma})$ – вектор вхідних заявок від НЗА на проведення робіт підтримки надійності функціонування обладнання; $\vec{Z}_{\text{вих}}(\vec{\gamma}')$ – потік вихідних заявок, що були розглянуті та опрацьовані СЕ, $\vec{\gamma}$ та $\vec{\gamma}'$ – вимоги до вхідних та вихідних заявок відповідно; $\vec{A}(M)$ – вектор опису складових елементів системи експлуатації (у тому числі процедур оброблення експлуатаційних даних щодо СЕ НЗА), що визначається методологією оброблення даних M , \vec{K} – вектор опису керуючих впливів.

Знаючи параметри цього функціоналу можна в часі прослідкувати зміну станів системи експлуатації в просторі її фазових станів, тобто

$$\vec{Cт}(T) = \varphi(\text{СЕ}),$$

де $\varphi(\cdot)$ – оператор формування вектору станів.

На основі даних про стани СЕ в часовому просторі можна побудувати траєкторію її руху $\vec{Тр}(\vec{Cт}(T))$. Порівнюючи необхідні траєкторії $\vec{Тр}^{(0)}(\cdot)$ з фактичними $\vec{Тр}^{(\phi)}(\cdot)$ за допомогою узагальненого оператора ефективності $\vec{E}\phi(\cdot)$, можна сформулювати показники ефективності $\vec{\Pi}_{\text{еф}}$, тобто

$$\vec{\Pi}_{\text{еф}} = \vec{E}\phi(\vec{Тр}^{(\phi)}(\vec{Cт}(T)); \vec{Тр}^{(0)}). \quad (1.2)$$

Тому необхідно сформулювати таку структури СЕ в частині схем оброблення даних та прийняття рішень, що забезпечить

$$\Pi_{\text{еф}}^* = \max_{\substack{A \in \Omega \\ K \in \Omega}} (\psi(\vec{\gamma}; \vec{A}(M); \vec{K})), \quad (1.3)$$

де Ω – множина можливих проектних рішень.

Для задач другої групи пропонується використовувати апарат теорії ймовірності та математичної статистики в частині синтезу та аналізу процедур перевірки гіпотез та оцінювання параметрів з фіксованим та наперед невідомим обсягами вибірки.

Сформулюємо математичну постановку задачі дослідження на рівні функціоналів та операторів. У загальному випадку показник ефективності СЕ може бути визначений як функціонал типу

$$\bar{\Pi}_{\text{эф}} = f(t_d, t_\Sigma, D, P_{\text{fa}}, U, C / \bar{A}(M)), \quad (1.4)$$

де \bar{A} – це множина алгоритмів статистичної оброблення експлуатаційних даних, у тому числі виявлення розладнання, що визначається методологією оброблення даних M , t_d – це інтервал часу від моменту виникнення розладнання до моменту його виявлення, t_Σ – інтервал спостереження, D – імовірність правильного виявлення, P_{fa} – імовірність хибної тривоги, U – обчислювальна складність алгоритму обробки даних, C – функція втрат за рахунок несвоєчасного виявлення розладнання.

Задачею цього дослідження є синтез такої процедури виявлення розладнання, яке забезпечить максимум показника ефективності для випадку заданих вимог до параметрів D , P_{fa} , t_d та U . Іншими словами необхідно забезпечити

$$\Pi_{\text{эф}}^* = \sup(0 \leq \text{Ef} \leq 1 \forall \bar{A}(M) : t_d \leq t_d^*, D \geq D^*, P_{\text{fa}} \leq P_{\text{fa}}^*), \quad (1.5)$$

де t_d^* , D^* , P_{fa}^* – вимоги до відповідних параметрів.

Для третьої групи задач буде використано класичний апарат та новий запропонований метод аналізування гетероскедастичності. Задачі четвертої групи будуть вирішені за допомогою методів побудови регресійних залежностей. Математично задачі цих груп сформуємо таким чином. Нехай для сукупності двовимірних статистичних даних $(x_i; y_i)$ існує певна множина апроксимуючих функцій $\hat{y}_i = f_n(x_i, \vec{a}_{m,n})$, що встановлює залежність між ними (де $\vec{a}_{m,n}$ – вектор m параметрів апроксимуючої функції, n – номер апроксимуючої функції). Для кожної апроксимуючої функції може бути розраховане стандартне відхилення σ між дійсними значеннями y_i та їх оцінками \hat{y}_i . Тоді вибір найкращої математичної моделі буде здійснюватися відповідно до наступного критерію

$$n = \inf(s \in N \forall j : \sigma(f_s(x_i, \vec{a}_{m,s})) \leq \sigma(f_j(x_i, \vec{a}_{m,j}))). \quad (1.6)$$

У цілому, всі наведені задачі спрямовані на вирішення актуальної науково-технічної проблеми – підвищення ефективності СЕ НЗА шляхом використання процедур прийняття рішень на основі статистичного оброблення експлуатаційних даних.

Висновки до першого розділу

Аналіз, проведений у першому розділі, надав змогу отримати наступні результати.

1. У розділі розглянута структура авіаційно-транспортної системи України. Аналіз показав, що не зважаючи на те, що авіаційний транспорт є однією з провідних галузей економіки України, його організаційна все ще потребує вдосконалення в частині використання передових світових досягнень у галузі ефективних стратегій технічного обслуговування, спрямованих як на забезпечення високого рівня безпеки та регулярності польотів, так і зниження витратних ресурсів авіапідприємств.

2. Розглядаючи структуру системи експлуатації НЗА, встановлено, що більшу увагу слід приділяти процесам збору та оброблення статистичних даних, у результаті чого можуть бути сформовані та реалізовані своєчасні та більш достовірні запобіжні та коригувальні дії. Використання статистичного оброблення даних є запорукою еволюції стратегій технічного обслуговування до впровадження принципів штучного інтелекту в СЕ НЗА.

3. Аналіз показав, що основним елементом СЕ є НЗА, а основним процесом – процес використання НЗА за призначенням. Тому одним з основних джерел статистичних даних на етапах проектування та вдосконалення СЕ є дані щодо змін визначальних параметрів та показників надійності НЗА.

4. Одним із шляхів вдосконалення СЕ є розробка нормативно-правового регулювання. Проте аналіз показав, що державна нормативна документація не в повній мірі враховує всі вимоги міжнародних документів та стандартів, зокрема відсутні документи ідентичні до програм типу MSG.

5. Поставлені задачі дисертаційного дослідження спрямовані на вирішення актуальної науково-технічної проблеми підвищення ефективності СЕ на основі розробленої методології оброблення статистичної даних у системах експлуатації НЗА.

Список публікацій здобувача за матеріалами першого розділу

1. Zaliskyi M., Solomentsev O., Yashanov I. Analysis and optimization of diagnostic procedures for aviation radioelectronic equipment. *Cases on Modern Computer Systems in Aviation*: Chapter in the book, IGI Global, Pennsylvania, USA, 2019, P. 249–273.
2. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O. Intelligence-Based Operation of Aviation Radioelectronic Equipment. *Handbook of Research on Artificial Intelligence Applications in the Aviation and Aerospace Industries*: Chapter in the book, IGI Global, Pennsylvania, USA, 2020, P. 148–179.
3. Solomentsev O.V., Melkumyan V.G., Zaliskyi M.Yu., Asanov M.M. UAV Operation System Designing. *Actual Problems of Unmanned Aerial Vehicles Developments*: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 13 – 15 October 2015, K., 2015. P. 95–98. (*Scopus*)
4. Соломенцев О.В., Мелкумян В.Г., Заліський М.Ю. Системи експлуатації радіоелектронних засобів. *Вісник Інженерної академії України*. 2015. № 3. С. 149–154.

РОЗДІЛ 2

ПРОЦЕДУРИ ОБРОБЛЕННЯ ДАНИХ У СИСТЕМАХ ЕКСПЛУАТАЦІЇ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ

Для забезпечення високого рівня ефективності використання наземних засобів аеронавігації за призначенням в системах його експлуатації виконуються запобіжні, превентивні та коригувальні дії. Ці дії призначені для усунення невідповідностей в структурних компонентах системи експлуатації, виявлення погіршення технічного стану обладнання, оптимізації ресурсного забезпечення тощо. Прийняття своєчасних та вірних рішень щодо виконання запобіжних, превентивних та коригувальних дій має бути заснованим на результатах статистичного оброблення експлуатаційних даних.

Система експлуатації в частині оброблення статистичних даних є об'єктом проектування та модернізації. Аналіз літератури в сфері розробки та модернізації наземних засобів аеронавігації, а також досвід практичного використання НЗА за призначенням показують, що цим питанням приділяється недостатньо уваги. Це у значному ступені також негативно впливає на підсумкову ефективність застосування НЗА. Відомо, що методологічні питання є основою для вирішення конкретних проектних задач. Тому метою цього розділу є вирішення важливої науково-технічної задачі – обґрунтування доцільності застосування процедур оброблення даних у системах експлуатації НЗА.

Для досягнення поставленої мети в цьому розділі були розглянуті такі задачі: приведено методологічний підхід щодо вирішення задач синтезу нових, аналізу та модернізації існуючих систем експлуатації наземних засобів аеронавігації, обґрунтування їх структури та моделі функціонування; виконано синтез показника ефективності системи експлуатації; доведені теореми щодо доцільності використання процедур оброблення експлуатаційних даних; розроблено операторну схему процедур оброблення даних в системах експлуатації НЗА.

2.1. Методологічний підхід до проектування систем експлуатації

Актуальною науково-технічною проблемою є комплексна економія ресурсів на трьох етапах життєвого циклу НЗА та досягнення високого рівня ефективності. Як правило, питання досягнення необхідної ефективності розглядають на першому етапі життєвого циклу НЗА. Питання підтримки ефективності на третьому етапі життєвого циклу повинні бути враховані під час проектування НЗА та їх СЕ.

Головним процесом третього етапу життєвого циклу НЗА є процес використання за призначенням, а інші процеси забезпечують ефективність основного процесу. Сукупність процесів реалізуються в СЕ.

Вважаємо, що СЕ повинна бути об'єктом проектування на першому етапі життєвого циклу, та об'єктом удосконалення на третьому етапі.

При цьому доцільно розрізняти первинне проектування та задачі модернізації СЕ. Клас задач, пов'язаний з первинним проектуванням СЕ, спрямований на створення нових СЕ, які раніше широко не застосовувались на практиці. Клас задач, пов'язаний з модернізацією СЕ, спрямований на удосконалення функціонування СЕ для досягнення необхідних рівнів ефективності.

Аналіз літератури показує, що єдиної методології проектування СЕ не існує. Ця відсутність призводить до додаткових витрат ресурсів, зниження ефективності використання об'єктів експлуатації за призначенням [133].

Як відомо, методологія включає в себе сукупність принципів, підходів, теорем, тверджень, методів, моделей, алгоритмів, процедур та інших складових базису для вирішення конкретної науково-технічної задачі.

Наведений контент методології має бути деталізований та наведений у вигляді взаємопов'язаних структурних елементів. Розглянемо послідовно складові цього контенту.

Для вирішення задач проектування СЕ пропонується застосовувати п'ять основні принципи: адаптивності, системності, агрегативності, процесності, ієрархічності.

Принцип адаптивності пов'язаний з обліком та своєчасним коригуванням структури та параметрів системи експлуатації під час зміни зовнішніх умов у процесі використання конкретного засобу. Цей принцип є основним в умовах апріорної невизначеності початкових даних для проектування.

Адаптивність характеризує властивість СЕ вирішувати задачі, які не були враховані під час проектування та розробки. У більш простому розумінні адаптивність передбачає всеохоплюючий контроль стану складових СЕ з подальшим прийняттям рішень щодо коригувальних та запобіжних дій з метою підвищення ефективності.

Принцип системності пов'язаний з розглядом досліджуваного засобу або системи у взаємозв'язку з іншими засобами або системами, які впливають на узагальнену ефективність функціонування. Принцип системності передбачає існування та визначення таких підходів:

- 1) цілеобумовленості (повинна існувати мета функціонування СЕ, механізми досягнення цілей, кількісно вимірювані параметри, що визначають мету),
- 2) керованості (повинні існувати механізми керування у вигляді керуючих та керованих елементів),
- 3) модельованості (повинен існувати механізм моделювання у вигляді математичної моделі для формування коригувальних та запобіжних дій з метою підвищення ефективності),
- 4) полієргатичності (в системі присутня людина-оператор, що приймає рішення),
- 5) оперативності (моніторинг технічного стану складових СЕ та оброблення відповідних даних мають виконуватися у реальному мірилі часу).

Принцип агрегативності спрямований на уніфіковане представлення елементів СЕ та його процесів у певному стандартизованому вигляді. Наприклад, процеси мають опис входу у вигляді матриці вхідних сигналів, перелік станів процесів та граф їх зміни, матрицю переходів із окремих станів та матрицю вихідних станів тощо.

Принцип процесності передбачає, що всі процеси в СЕ повинні протікати в контрольованих та керованих умовах, а для їх опису необхідно визначити входи, виходи, ресурси та керуючі впливи.

Принцип ієрархічності передбачає розгляд СЕ на різних рівнях деталізації у вигляді наперед визначених рівнів.

Теорема та твердження визначають особливості функціонування та шляхи вдосконалення СЕ.

Основними методами для процесу проектування СЕ є:

- методи структурного синтезу та аналізу складних полієргатичних систем обслуговуючого типу;
- методи математичної моделювання та оптимізації;
- методи синтезу та аналізу процедур статистичного оброблення даних (статистичної класифікації, оцінювання параметрів, фільтрації, екстраполяції);
- методи керування та прийняття рішення;
- методи розпізнавання тощо.

Зазначені методи характеризують структуру системи експлуатації.

Вибір оптимальної моделі є важливим етапом вирішення задач проектування. При цьому необхідно використовувати як детерміновані, так і імовірнісні моделі опису процесів, операцій, процедур та системи на етапах синтезу, аналізу, моделювання та оптимізації, планування експерименту тощо.

Використання імовірнісних моделей передбачає застосування процедур оброблення даних [260, 261]. Різноманіття можливих ситуацій під час проектування, створення та використання СЕ НЗА, велика кількість показників моніторингу, а також апріорна невизначеність первинних даних обумовлює застосування параметричних, непараметричних та адаптивних процедур оброблення даних.

Аналіз результатів у сфері процедур оброблення даних показує, що в основному використовується класичний підхід. Цей підхід заснований на аналізі даних з фіксованим обсягом вибірки. Однак існує послідовний підхід, який менше розповсюджений у зв'язку зі складністю математичного апарату його опису під

час синтезу та аналізу процедур оцінювання та статистичної класифікації. Цей підхід використовує вибірки з наперед невідомим (випадковим) обсягом.

Послідовний підхід дозволяє зменшити тривалість процедури оброблення даних для формування підсумкових оцінок та рішень для однакових рівнів показників ефективності у порівнянні з класичним підходом. Ця властивість послідовного підходу дозволяє зробити висновок, що процедури статистичної класифікації та оцінювання потрібно виконувати за допомогою цього підходу [160].

Однією із основних задач під час проектування СЕ є задача розробки сукупності взаємопов'язаних організаційних заходів, які визначають процедури створення СЕ НЗА. Доцільно, щоб ці процедури були оформлені у вигляді відповідної нормативно-технічної документації, стандартів підприємства-розробника тощо.

Слід підкреслити, що СЕ НЗА є системою обслуговуючого типу. Система такого типу функціонує в інтересах задоволення заявок споживачів для забезпечення ефективного виконання задач експлуатації НЗА.

До числа основних робіт під час створення СЕ НЗА можна віднести [269]:

- 1) формування відповідного термінологічного апарату;
- 2) визначення цілей функціонування СЕ, яких у загальному випадку може бути декілька з складною ієрархічною структурою;
- 3) визначення інших систем, з якими будуть взаємодіяти СЕ;
- 4) побудова моделей заявок, які будуть обслуговуватись у системі експлуатації;
- 5) визначення сукупності показників ефективності функціонування створюваної СЕ НЗА;
- 6) вибір критеріїв ефективності СЕ, за допомогою яких можна буде порівняти між собою альтернативні варіанти СЕ для можливості вибору найкращого;
- 7) реалізація власне процедури створення альтернативних варіантів як на рівні зовнішнього, так і на рівні внутрішнього проектування;

8) порівняльний аналіз альтернативних варіантів СЕ та вибір найбільш ефективного з точки зору споживача;

9) розробка процедур оцінювання відповідності показників ефективності впровадженої на практиці СЕ до вимог сертифікаційного базису до цієї системи;

10) розробка сертифікаційного базису, який буде включати вимоги споживачів до СЕ;

11) розробка нормативних документів, регламентуючих процеси використання за призначенням, технічного обслуговування, ремонту тощо.

Після проектних робіт виконуються організаційно-технічні заходи, які пов'язані з виготовленням СЕ та її розгортанням на практиці. Після завершення розгортання необхідно виконати комплекс сертифікаційних робіт щодо оцінки відповідності характеристик і параметрів впровадженої на практиці СЕ до вимог сертифікаційного базису до СЕ.

Клас задач, пов'язаний із модернізацією СЕ, також повинен мати відповідне методологічне забезпечення. До числа основних робіт щодо модернізації СЕ можна віднести:

1) аналіз результатів функціонування СЕ з точки зору оцінки відповідності її характеристик та параметрів вимогам сертифікаційного базису;

2) визначення причин можливих невідповідностей характеристик та параметрів вимогам сертифікаційного базису;

3) розробка альтернативних варіантів рекомендацій та пропозицій, спрямованих на усунення причин невідповідностей та вибір найкращого варіанту;

4) реалізація заходів, пов'язаних з впровадженням рекомендацій та пропозицій на практиці;

5) аналіз результатів впроваджених рекомендацій та пропозицій в період їх апробації, а також внесення коригувань у разі необхідності тощо.

Приведений методологічний базис проектування доцільно конкретизувати за допомогою чітких структурних схем взаємодії стадій, етапів та окремих проектних робіт.

Основна задача проектування – це створення оптимальної структури СЕ та системи її управління. Узагальнена структурна схема взаємозв'язку елементів СЕ у процесі управління експлуатацією НЗА наведена на рис. 2.1. Ця схема складена з використанням процесного принципу.

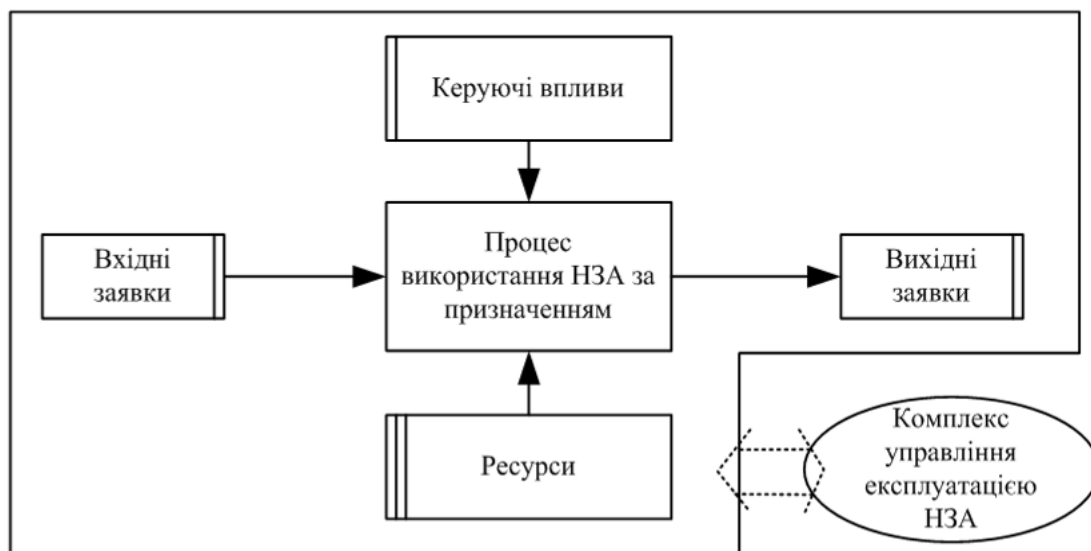


Рис. 2.1. Узагальнена структурна схема взаємозв'язку елементів СЕ в процесі управління експлуатацією НЗА

На рис. 2.1 основним елементом є НЗА, який використовується за призначенням. Застосування НЗА виконується у відповідності з цілями та задачами визначеного структурно-організаційного елемента. Вимоги до процесу використання за призначенням формується споживачем, в інтересах якого функціонує НЗА. Ці вимоги відображаються у вигляді вхідних заявок. Потік виконаних заявок дає можливість оцінювати правильність та ефективність використання НЗА.

Для виконання основного процесу використовують відповідні ресурси: персонал, інформаційні ресурси, запасні елементи, джерела електроживлення тощо. Управління СЕ може виконуватись на основі нормативної документації (керуючі впливи першого типу) або у вигляді попереджувальних та запобіжних дій на основі результатів моніторингу стану елементів СЕ (керуючі впливи другого типу).

Головна мета СЕ – підтримка необхідного рівня техніко-економічної ефективності використання за призначенням НЗА шляхом своєчасного та правильного формування і реалізації системи керуючих впливів на об'єкт експлуатації. Тобто СЕ – це оптимальний у деякому розумінні керуючий орган усіх складових елементів СЕ.

З точки зору теорії та практики управління повинні бути визначені:

- об'єкти управління,
- принципи управління,
- закони управління,
- моделі змін станів об'єктів управління,
- моделі даних, сигналів, які характеризують стан об'єктів управління,
- показники та критерії ефективності управління тощо.

Система експлуатації формує вектор керуючих впливів, який забезпечує знаходження показників ефективності для кожного елемента СЕ, а також інтегрального показника ефективності основного процесу використання за призначенням у заданих межах допустимих відхилень [130]. При цьому моніторинг станів елементів СЕ повинен провадитись у кожному часовому вікні у разі витрат ресурсів на мінімальному рівні або на рівні не більше, ніж заданий.

З математичної точки зору управління НЗА можна розглядати з використанням узагальненого оператора системи $CE(\cdot)$, як це показано за допомогою формул (1.1) та (1.2).

Відповідно до одного із варіантів формування критерію ефективності його можна сформулювати таким чином: у кожному вікні спостереження за СЕ показник ефективності (1.2) має бути не менший, ніж заданий рівень.

Наведений підхід до опису СЕ може бути використаний під час синтезу та аналізу процедур оброблення експлуатаційних даних, а також вибору раціонального варіанту побудови організаційної структури СЕ під час її проектування.

Розглянемо приклад, який деталізує структуру комплексу управління СЕ на основі процесного підходу. З урахуванням рис. 2.1 в склад комплексу управління експлуатацією НЗА включимо наступні підсистеми:

- задоволеність споживачів;
- актуалізація вимог споживачів до заявок;
- ресурсне забезпечення процесів використання за призначенням;
- надійність (стабільність) процесів використання за призначенням;
- компетентність інженерно-технічного персоналу;
- результативність та ефективність кожного із допоміжних процесів;
- актуальність нормативного забезпечення експлуатації НЗА;
- ефективність керуючих впливів другого типу;
- безпека польотів;
- охорона навколишнього середовища;
- оновлення парку НЗА.

Під час розробки окремих підсистем доцільно користуватися існуючою системою міжнародних та вітчизняних стандартів, у тому числі у сфері управління якістю.

Зокрема, питання задоволеності споживачів-замовників для підприємств і організацій викладені в нормативному документі ISO 10004: 2018, IDT «Управління якістю. Задоволеність замовників. Настанови щодо моніторингу та оцінювання» [61]. В цьому документі детально розглянуті такі питання як:

- концепція та принципи задоволеності замовників;
- засади моніторингу та оцінювання задоволеності замовників;
- планування робіт щодо моніторингу та оцінювання задоволеності замовників (визначення призначення та цілей моніторингу; визначення сфери застосування; визначення методів запровадження та визначення відповідальності моніторингу; розподіл ресурсів);
- виконання основних дій щодо моніторингу та оцінювання задоволеності замовників (визначення очікувань замовників; збирання даних щодо

задоволеності замовників; аналізування даних щодо задоволеності замовників; моніторинг задоволеності замовників);

– підтримання та поліпшення моніторингу та оцінювання задоволеності замовників.

Стандарти ISO серії 9000 присвячені актуальним питанням розробки та впровадження систем менеджменту якості підприємств, організацій та установ. Ці стандарти постійно вдосконалюються. Вони враховують сучасні тенденції розвитку науки, техніки, суспільства. Так, у стандарті ISO 9001: 2015 «Системи менеджменту якості. Вимоги» [199] уведено розділ щодо лідерства вищого керівництва підприємства та визначені одинадцять вимог до нього. Крім того, у стандарті наголошується на важливості врахування ризиків під час функціонування підприємства для досягнення поставлених цілей [198].

Робота підсистеми «Задоволеність споживачів» спрямована на оцінювання рівня відповідності наданих послуг або функцій використання НЗА до очікуваних результатів та може базуватися на положеннях міжнародного стандарту ISO 10004: 2018, IDT «Управління якістю. Задоволеність замовників. Настанови щодо моніторингу та оцінювання».

Підсистема «Актуалізація вимог споживачів» спрямована на забезпечення актуальності вимог споживачів з урахуванням міжнародних та національних документів цивільної авіації в сфері аеронавігаційного забезпечення польотів та використання НЗА.

Підсистема «Компетентність інженерно-технічного персоналу» спрямована на забезпечення і підтримку рівня кваліфікації інженерно-технічного персоналу. Основними вимогами є вимоги щодо знань та вмінь в сфері теоретичної і практичної підготовки щодо проведення операцій налаштування, регулювання, пошуку відмов, проведення поточного ремонту, принципів дії, основ електроніки, механіки, аеродинаміки та електромагнітної сумісності, особливостей виконання заходів з охорони праці та охорони навколишнього середовища, вимог до пожежної безпеки тощо. Ця підсистема необхідна, оскільки процеси експлуатації не є повністю автоматизованими, і в них бере участь людина-оператор. Процеси

експлуатації є складними, тому необхідно мати досить високий рівень компетентності персоналу.

Підсистема «Ресурсне забезпечення процесів використання за призначенням» повинна сприяти безперебійному забезпеченню процесу використання за призначенням та допоміжних процесів джерелами живлення, паливно-мастильними матеріалами, електро-радіо-компонентами та іншими ресурсами, з урахуванням вимог їх раціонального використання.

Персонал також є елементом ресурсного забезпечення, але його компетентність і кількісний склад визначає підсистема «Компетентність інженерно-технічного персоналу».

Підсистема «Надійність (стабільність) процесів використання за призначенням» виконує оцінку середнього напрацювання на відмову, коефіцієнту готовності, коефіцієнту технічного використання, стабільності функціонування з урахуванням погодних та інших умов експлуатації.

Підсистема «Результативність та ефективність кожного із допоміжних процесів» виконує кількісну оцінку результативності процесів, які розраховують співвідношення фактично виконаних робіт до запланованих. Ефективність пов'язана з кількісною оцінкою витрат ресурсів для досягнення необхідної результативності.

Підсистема «Актуальність нормативного забезпечення експлуатації НЗА» підтримує актуальність нормативного забезпечення з урахуванням вимог національних і міжнародних організацій ЦА.

Підсистема «Ефективність керуючих впливів другого типу» спрямована на забезпечення досягнення правильності та своєчасності керуючих впливів на основні елементи СЕ.

Підсистема «Оновлення парку НЗА» повинна формувати пропозиції щодо своєчасного оновлення парку НЗА (типу та їх кількості) з урахуванням сучасних досягнень науково-технічного прогресу в цій сфері.

Під час проектування СЕ необхідно знати моделі визначальних параметрів, що описують функціонування розглянутих підсистем. У загальному випадку, ці

параметрами є нестационарними випадковими процесами. Аналізування трендів змін цих параметрів є відомим класом задач виявлення та оцінювання параметрів розладнання [141]. Ці задачі вирішують на основі класичного та послідовного підходів. Послідовні процедури є більш ефективними, однак в частині їх аналізу виникають складності знаходження щільностей розподілу оцінок та тривалості спостереження.

Вважаємо, що напрям, пов'язаний з виявленням та оцінюванням параметрів, що характеризують моделі розладнання, є актуальним. Дійсно, відомі показники надійності сучасних НЗА, а також складових їх СЕ не дозволяють простежити динаміку станів, що відбувається під час експлуатації. Тому користувачів у значній мірі цікавить інформація щодо стабільності функціонування системи, спираючись на дані аналізу трендів визначальних параметрів.

2.2 Показник ефективності систем експлуатації наземних засобів аеронавігації

Під час дослідження систем експлуатації НЗА можна виділити дві групи задач: пряму та зворотну. У випадку вирішення прямої задачі необхідно побудувати математичну модель, що пов'язує один чи декілька показників ефективності та задані початкові умови функціонування НЗА та СЕ з можливими варіантами рішення задачі проектування (або модернізації) [157]. Для зворотної задачі необхідно обрати такий варіант розв'язку задачі, за якого показник ефективності досягає максимуму або мінімуму [162].

У загальному випадку можна розглядати одразу декілька показників ефективності, однак для спрощення вважатимемо, що СЕ характеризується одним показником ефективності.

Нехай показник ефективності P_{ef} залежить від способу розв'язку проектною задачі \vec{A} . При цьому можливі два випадки:

- 1) рівень невизначеності в СЕ прямує до нуля;
- 2) СЕ характеризується певною невизначеністю.

Перший випадок є більш простим. При цьому показник ефективності $\Pi_{\text{еф}}$ залежить від двох компонент:

– задані та заздалегідь відомі умови експлуатації, а також всі характеристики структурних компонент СЕ (вектор $\vec{\gamma}$),

– залежні від прийнятих рішень можливі варіанти організації СЕ (вектор \vec{A}).

Тоді показник ефективності може бути представлений у вигляді:

$$\Pi_{\text{еф}} = \psi(\vec{\gamma}; \vec{A}). \quad (2.1)$$

Якщо вигляд функціональної залежності відомий, тоді вважають, що пряма задача вирішена [184, 185]. Зворотна задача при цьому може бути сформована наступним чином: для заданого вектору $\vec{\gamma}$ початкових умов функціонування СЕ необхідно знайти таку комбінацію проектних рішень \vec{A}^* , за якої показник ефективності $\Pi_{\text{еф}}$ досягне максимуму (мінімуму). Математично це можна записати наступним чином:

$$\Pi_{\text{еф}}^* = \max_{\vec{A} \in \Omega} (\psi(\vec{\gamma}; \vec{A})) \text{ або } \Pi_{\text{еф}}^* = \min_{\vec{A} \in \Omega} (\psi(\vec{\gamma}; \vec{A})), \quad (2.2)$$

де Ω – множина можливих проектних рішень, $\Pi_{\text{еф}}^*$ – максимальне або мінімальне значення показника ефективності.

Задача знаходження оптимальної ефективності в цьому випадку може бути вирішена методом дослідження функції $\psi(\vec{\gamma}; \vec{A})$ на екстремуми (якщо на елементи розв'язку не накладено жодних обмежень), а також методами лінійного та динамічного програмування, чисельними методами тощо.

Випадок наявності невизначеності є більш складним. Окрім наведених змінних, у цьому разі показник ефективності залежить і від множини невідомих параметрів $\vec{\zeta}$. Тоді

$$\Pi_{\text{еф}} = \psi(\vec{\gamma}; \vec{A}; \vec{\zeta}). \quad (2.3)$$

Оскільки параметри $\vec{\zeta}$ є невідомими, то показник ефективності стає теж невизначеним. Зворотна задача при цьому може бути сформована наступним чином: для заданого вектору $\vec{\gamma}$ початкових умов функціонування СЕ та невідомих характеристиках $\vec{\zeta}$ необхідно знайти таку комбінацію проектних рішень \vec{A}^* , яку за можливістю забезпечить максимальне (мінімальне) значення показника ефективності $\Pi_{\text{еф}}$. Така задача є задачею вибору оптимального проектного рішення щодо СЕ в умовах невизначеності.

Очевидно, що ефективність СЕ в умовах невизначеності буде гіршою, ніж у випадку детермінованих умов. Тому раціональним та обґрунтованим є питання зменшення невизначеності в процесі експлуатації технічних засобів.

Елементи невизначеності $\vec{\zeta}$ у найпростішому випадку можуть являти собою випадкові величини або функції, статистичні характеристики яких можуть бути визначені за результатами спостереження. Тоді в якості невизначених параметрів можуть бути використані, наприклад, їх математичні сподівання, внаслідок чого отримаємо середнє значення показника ефективності, а задача вибору найкращого проектного рішення може бути записана у вигляді:

$$m_1(\Pi_{\text{еф}}^*) = \max_{\vec{A} \in \Omega} (\psi(\vec{\gamma}; \vec{A}; m_1(\vec{\zeta}))) \text{ або } m_1(\Pi_{\text{еф}}^*) = \min_{\vec{A} \in \Omega} (\psi(\vec{\gamma}; \vec{A}; m_1(\vec{\zeta}))). \quad (2.4)$$

Система експлуатації є системою управління станом НЗА і інших елементів СЕ [130]. Для управління потрібно мати наступний контент: коли, що, кому, за допомогою чого виконувати експлуатаційні операції [203]. Головним є час виконання експлуатаційних завдань, який пов'язаний з часом залишкової життя наземних засобів аеронавігації.

Як показник ефективності СЕ використовують: коефіцієнт готовності, коефіцієнт оперативної готовності, коефіцієнт технічного використання, середні ризики тощо [137, 143, 171, 191, 192, 276].

Розглянемо показник ефективності у вигляді середнього ризику в процесі експлуатації одного НЗА (середні витрати на експлуатацію). Технічний стан НЗА будемо характеризувати одним визначальним параметром. В системі управління

експлуатацією НЗА будемо розглядати два варіанти стратегії технічного обслуговування (ТО) та ремонту.

Перша стратегія S_1 передбачає періодичний контроль технічного стану НЗА. У процесі контролю значення визначального параметра порівнюється з експлуатаційними допусками. У випадку перевищення допусків виникають відмови і проводяться ремонтні роботи. В S_1 аналіз тренду зміни визначального параметра не проводиться. Тому відмови виникають як раптові.

Друга стратегія S_2 заснована на статистичному обробленні експлуатаційних даних. Цими даними є тренди зміни визначальних параметрів. Ця стратегія дозволяє оцінити можливість відмови і виконати запобіжні та коригувальні дії. У разі виникнення відмови виконуються ремонтні роботи.

Допускаємо, що трудоемність робіт з превентивним ТО істотно менше робіт, пов'язаних з усуненням відмов обладнання. Можливі затрати на реалізацію включають в себе не тільки затрати на виконання поточного ремонту, але і затрати авіапідприємства в процесі аеронавігаційного обслуговування польотів.

Для порівняльного аналізу S_1 та S_2 використовується подійно-імовірнісна модель. Складовими цієї моделі є можливі події, їх імовірності та середні витрати, пов'язані з ними.

Розглянемо стратегію S_1 . Вважаємо, що оцінка ефективності відбувається на інтервалі спостереження T_Σ . Інтервал спостереження розділимо на N елементарних ділянок тривалістю Δt . Протягом інтервалу Δt НЗА може залишитися в працездатному стані або може статися відмова НЗА з подальшим відновленням. Вважаємо, що події на різних елементарних інтервалах Δt є незалежними.

На інтервалі спостереження T_Σ може статися випадкове число n відмов. Число подій, коли відмови не відбуваються, дорівнює $N - n$.

Отже, для стратегії S_1 можливі наступні події: працездатний стан і непрацездатний стан. Непрацездатний стан може бути обумовлений відмовами. Будемо розрізняти відмови, які є раптовими, які неможливо передбачити

завчасно, та поступовими. Для поступових відмов тренд змін визначального параметру є таким, що при відповідному обробленні майбутній момент настання відмови може бути передбачено. Під час реалізації стратегії C_1 поступові відмови не усуваються.

Статистичні оцінки ймовірностей цих подій

$$P_S = \frac{n}{N}, \quad (2.5)$$

$$P_F = \frac{N - n}{N}. \quad (2.6)$$

Якщо відома модель напрацювань між відмовами, то можна визначити числові характеристики оцінок, зокрема, математичне сподівання і дисперсію. У цьому дослідженні, як і в багатьох інших роботах [108, 144, 275], обмежимося розглядом тільки математичного очікування.

Вважаємо, що в разі відсутності відмови середні витрати дорівнюють C_{TO} . Якщо на інтервалі Δt відбулася відмова, то витрати рівні C_p .

У табл. 2.1 представлені компоненти подієво-ймовірнісної моделі для стратегії C_1 .

Таблиця 2.1

Компоненти подієво-ймовірнісної моделі для стратегії C_1 .

Події	Імовірнісні оцінки подій	Середні витрати
Працездатний стан протягом інтервалу Δt	P_S	C_{TO}
Відмова та поточний ремонт	P_F	C_p

На основі табл. 2.1 отримаємо вираз для математичного сподівання середніх витрат:

$$m_1(\Pi_{\text{еф}}) = m_1(C_\Sigma / C_1) = m_1(P_S)C_{TO} + m_1(P_F)C_p, \quad (2.7)$$

де $m_1(P_S)$ та $m_1(P_F)$ – математичні сподівання ймовірності подій безвідмовної роботи НЗА та відмови на інтервалі Δt відповідно, C_Σ – сумарні витрати на експлуатацію НЗА.

В стратегії C_2 виконується такі основні дії.

1. Оцінка технічного стану НЗА за одним визначальним параметром; ця оцінка є автоматизованою та виконується з використанням засобів обчислювальної техніки. Періодичність прийняття рішення про технічний стан істотно менша, ніж періодичність в C_1 .

2. Виявлення розладнання трендів погіршення технічного стану.

Основні події та їх імовірнісні оцінки, а також рішення про технічний стан, їх імовірності та середні витрати наведені в табл. 2.2 подієво-імовірнісної моделі стратегії C_2 .

Таблиця 2.2

Компоненти подієво-імовірнісної моделі для стратегії C_2

Події	Імовірнісні оцінки подій	Рішення щодо технічного стану НЗА	Імовірність рішення	Середні витрати
Працездатний стан протягом інтервалу Δt	P_S	НЗА працездатне	$1-\alpha$	$C_{обр}$
		НЗА не працездатне	α	$C_{обр} + C_{ТО}$
Непрацездатний стан протягом інтервалу Δt	P_F	НЗА працездатне	β	$C_{обр} + C_p$
		НЗА не працездатне (превентивне ТО)	$1-\beta$	$C_{обр} + C_{пТО}$

Оскільки стратегія C_2 передбачає прийняття рішень на основі обробки даних, то таблиця буде більш складна. У ній будуть наступні компоненти: події, ймовірності подій, можливі варіанти вирішення можливих ситуацій на основі обробки експлуатаційних даних і їх ймовірності, а також середні витрати.

Для стратегії C_2 вводиться подія настання можливої відмови. В цьому випадку алгоритми обробки даних можуть її виявити або пропустити.

У табл. 2.2 величини $C_{обр}$ і $C_{пТО}$ – це витрати на обробку даних і на превентивне ТО, в результаті якого відмова не відбувається; α – умовна ймовірність прийняття рішення щодо непрацездатного стану у випадку

відсутності відмови; β – умовна ймовірність прийняття рішення щодо працевдатного стану у випадку наявності відмови.

На основі табл. 2.2 складемо вираз для показника ефективності стратегії C_2

$$m_1(\Pi_{\text{эф}}) = m_1(C_{\Sigma} / C_2) = m_1(P_S) \left((1 - \alpha) C_{\text{обр}} + \alpha (C_{\text{обр}} + C_{\text{ТО}}) \right) + m_1(P_F) \left(\beta (C_{\text{обр}} + C_P) + (1 - \beta) (C_{\text{обр}} + C_{\text{ПТО}}) \right). \quad (2.8)$$

Виконаємо порівняння ефективності стратегій C_1 і C_2 шляхом розрахунку безрозмірного коефіцієнта γ такого вигляду

$$\gamma = \frac{m_1(C_{\Sigma} / C_1)}{m_1(C_{\Sigma} / C_2)}. \quad (2.9)$$

Після математичних спрощень (2.9) отримаємо такий вираз

$$\gamma = \frac{C_P + m_1(P_S)(C_{\text{ТО}} - C_P)}{C_{\text{обр}} + C_F + m_1(P_S)(\alpha C_{\text{ТО}} - C_F)}, \quad (2.10)$$

де

$$C_F = C_{\text{ПТО}} + \beta C_P - \beta C_{\text{ПТО}}.$$

Для аналізу коефіцієнта γ розрахуємо його граничні значення за умови, що $\alpha = \beta = 0$

$$\gamma(\alpha = \beta = 0) = \frac{C_P + m_1(P_S)(C_{\text{ТО}} - C_P)}{C_{\text{обр}} + C_{\text{ПТО}} - m_1(P_S)C_{\text{ПТО}}}.$$

Якщо вважати, що $C_{\text{обр}} \ll C_P$, то після ділення чисельника і знаменника на C_P , отримаємо

$$\gamma(\alpha = \beta = 0) \approx \frac{m_1(P_S) \frac{C_{\text{ТО}}}{C_P} + (1 - m_1(P_S))}{\frac{C_{\text{ПТО}}}{C_P} (1 - m_1(P_S))} = \frac{C_{\text{ТО}}}{C_{\text{ПТО}}} \frac{m_1(P_S)}{(1 - m_1(P_S))} + \frac{C_P}{C_{\text{ПТО}}}.$$

З цього співвідношення слідує, що для більш надійного обладнання ($m_1(P_S) \rightarrow 1$), значення $\gamma \gg 1$. Отже, застосування стратегії C_2 є більш доцільним під час експлуатації НЗА.

Розглянемо варіант розрахунку граничного співвідношення (2.10) для випадку високонадійного обладнання ($m_1(P_S) \rightarrow 1$) і наявності помилок першого і другого роду. Тоді коефіцієнт γ отримаємо у вигляді

$$\gamma(m_1(P_S) \rightarrow 1) \approx \frac{C_{\text{ТО}}}{C_{\text{обр}} + \alpha C_{\text{ТО}}}.$$

Оскільки $C_{\text{обр}} \ll C_{\text{ТО}}$, тоді

$$\gamma(m_1(P_S) \rightarrow 1) \approx \frac{1}{\alpha}.$$

З цього слідує, що застосування стратегії C_2 у цьому випадку також є більш ефективним.

Номограми залежності коефіцієнта γ від умовних ймовірностей α , β і ймовірності P_S працездатного стану НЗА для варіанта витрат $C_{\text{обр}} = 5$ у.о., $C_{\text{пто}} = 50$ у.о., $C_{\text{ТО}} = 75$ у.о., $C_p = 500$ у.о. зображені на рис. 2.2.

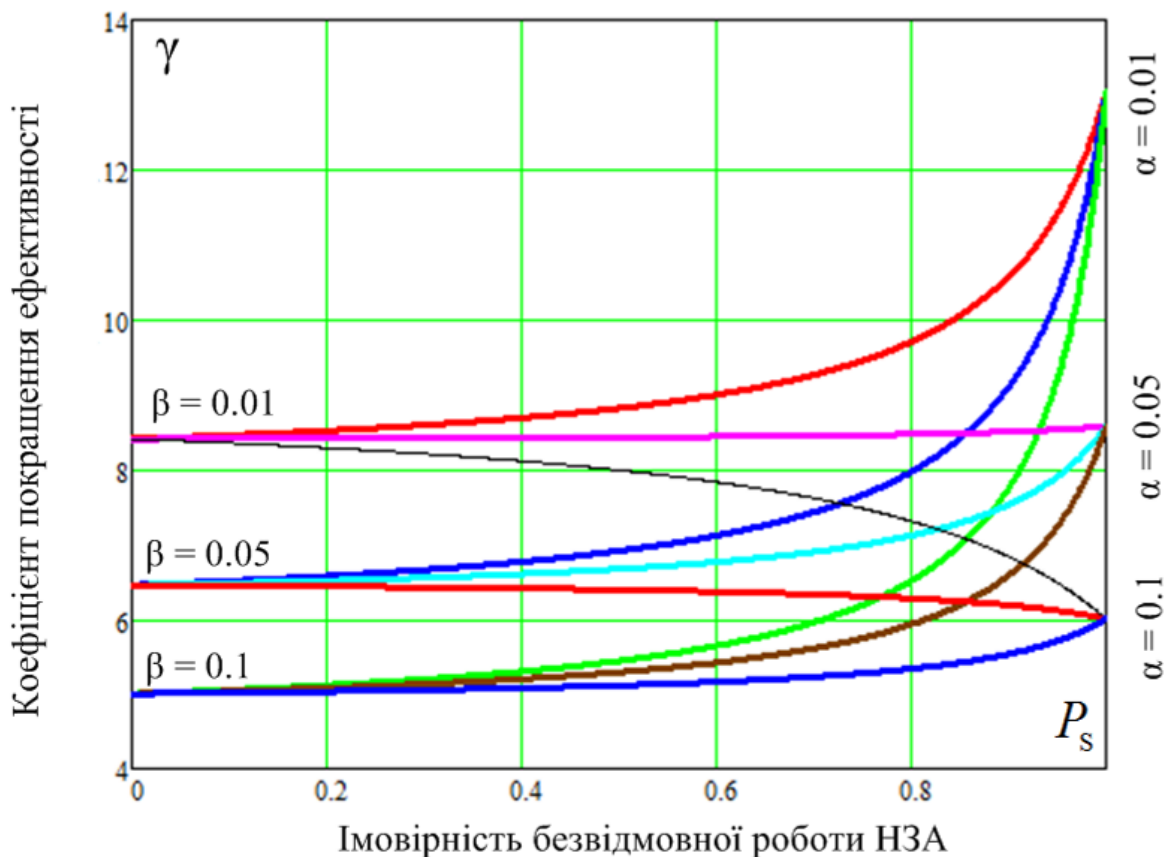


Рис. 2.2. Номограми залежності коефіцієнта γ

Як видно з графіків на рис. 2.2 для всіх варіантів початкових даних коефіцієнт $\gamma > 1$. Це свідчить про те, що використання алгоритмів оброблення експлуатаційних даних є обґрунтованим і доцільним.

Виконаємо математичний аналіз виразу (2.10). Для цього знайдемо першу похідну цієї функції

$$\begin{aligned} \frac{\partial \gamma}{\partial P_S} &= \frac{(C_{TO} - C_P)(C_{обp} + C_F + m_1(P_S)(\alpha C_{TO} - C_F))}{(C_{обp} + C_F + m_1(P_S)(\alpha C_{TO} - C_F))^2} - \frac{(\alpha C_{TO} - C_F)(C_P + m_1(P_S)(C_{TO} - C_P))}{(C_{обp} + C_F + m_1(P_S)(\alpha C_{TO} - C_F))^2} = \\ &= \frac{(C_{TO} - C_P)(C_{обp} + C_F) - C_P(\alpha C_{TO} - C_F)}{(C_{обp} + C_F + m_1(P_S)(\alpha C_{TO} - C_F))^2}. \end{aligned}$$

Аналіз отриманого виразу для похідної показує, що функція $\gamma(P_S)$ не має екстремальних значень, проте має розрив в точці, що відповідає вертикальній асимптоті

$$x_{as} = \frac{C_{обp} + C_F}{C_F - \alpha C_{TO}}.$$

У випадку відсутності помилок першого та другого роду отримаємо

$$x_{as} = \frac{C_{обp} + C_{пто}}{C_{пто}}. \quad (2.11)$$

Точка x_{as} знаходиться поза інтервалом можливих значень P_S , тому можна зробити висновок про монотонний характер функції $\gamma(P_S)$ в межах інтервалу від нуля до одиниці.

Отже, залежність $\gamma(P_S)$ повинна мати монотонно зростаючий характер. Аналізуючи вираз для похідної, отримаємо умову монотонного зростання $\gamma(P_S)$

$$(C_{TO} - C_P)(C_{обp} + C_F) > C_P(\alpha C_{TO} - C_F).$$

У випадку відсутності помилок першого та другого роду отримаємо

$$(C_{TO} - C_P)(C_{обp} + C_{пто}) > -C_{пто} C_P.$$

Звідси

$$(C_P - C_{TO})(C_{обр} + C_{пто}) < C_{пто} C_P.$$

Тоді

$$\frac{C_P - C_{TO}}{C_P} < \frac{C_{пто}}{C_{обр} + C_{пто}}$$

або

$$1 - \frac{C_{TO}}{C_P} < \frac{1}{1 + \frac{C_{обр}}{C_{пто}}}$$

Тому

$$C_{обр} < \frac{C_{пто}}{\frac{C_P}{C_{TO}} - 1}. \quad (2.12)$$

Отриманий вираз може бути використано під час проектування структур оброблення даних в СЕ із застосуванням стратегії S_2 .

Більш повну інформацію щодо експлуатаційних витрат можна отримати, якщо врахувати сумарний інтервал спостереження T_Σ . Тоді показником ефективності можна вважати питомі за інтервал спостереження витрати:

$$m_1(\Pi_{\text{еф}}) = \frac{m_1(C_\Sigma)}{T_\Sigma}. \quad (2.13)$$

Можливі й інші варіанти показників ефективності. Однак з точки зору вирішення однієї з основних задач експлуатації – економії витратних ресурсів – показники ефективності типу (2.8) та (2.13) є найбільш обґрунтованими.

Найкращий варіант проектних рішень має забезпечити мінімальне значення показників ефективності (2.8) та (2.13).

Показники ефективності (2.8) та (2.13) можуть бути вдосконалені у випадку їхнього урахування можливих раптових відмов. У цьому разі в табл. 2.2 буде введено додаткову ймовірність рішення щодо виявлення раптової відмови. У

випадку відсутності помилкових рішень можуть бути отримані такі самі формули (2.11) та (2.12).

Якщо під час експлуатації відомий максимальний фонд можливих затрат C_{\max} , то показник ефективності може бути записаний у вигляді

$$m_1(\Pi_{\text{еф}}) = \frac{C_{\max} - m_1(C_{\Sigma})}{C_{\max}}. \quad (2.14)$$

Фізично такий показник ефективності має зміст відсотку зекономленого витратного фонду. Очевидно, що найкращому варіанту проектних рішень буде відповідати максимальне значення показника (2.14).

В цілому задача розрахунку та оптимізації показника ефективності СЕ НЗА в умовах невизначеності на першому етапі повинна включати методи зменшення цієї невизначеності шляхом використання:

- технологій статистичного оброблення експлуатаційних даних,
- апарату нечітких множин,
- методів експертного оцінювання,
- нейромереж та інших елементів апарату та принципів штучного інтелекту.

Всі ці складові можна розглядати як окремі комплекси або структури обробки даних.

2.3. Теореми щодо доцільності статистичного оброблення даних в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації

У цій роботі вважається, що методологія включає твердження, аксіоми, підходи, концепції, теореми тощо. Тому під час розгляду системи експлуатації НЗА в частині проектування та вдосконалення структур оброблення даних необхідно сформулювати ряд концептуальних положень, тверджень та теорем.

У загальному випадку СЕ НЗА містить велику кількість складових елементів. Стан деяких елементів у силу ряду причин може містити певний рівень невизначеності. Оскільки головний процес експлуатації – це використання об'єкту експлуатації за призначенням, нехай інформаційною мірою для прийняття рішень є щільність розподілу ймовірностей $f(t)$ напрацювань між відмовами.

Як говорилося раніше, у СЕ можуть бути присутні невідомі параметри $\vec{\zeta}$, що створюють певний рівень невизначеності. Тоді очевидно, що можна сформулювати наступну теорему.

Теорема щодо збільшення експлуатаційної інформативності.

Процедури статистичного оброблення даних в СЕ щодо вимірювання та оцінювання невідомих параметрів $\vec{\zeta}$, пов'язаних з основним процесом експлуатації, збільшують кількісну міру інформації, зменшуючи при цьому рівень невизначеності.

Доведення.

Нехай ζ_1 – невідомий параметр СЕ, відносно якого виконуються процедури статистичного оброблення даних. При цьому у загальному випадку випадкові величини ζ_1 та t є залежними.

Міра інформації щодо $f(t)$ може бути визначена як

$$H(f(t)) = - \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \log_2 f(t) dt. \quad (2.15)$$

Внаслідок визначення (статистичного оброблення даних) ζ_1 міра інформації $H(f(t))$ змінюється. Внаслідок зміни невизначеності $f(t)$ безумовна міра інформації $H(f(t))$ замінюється умовною $H_{\zeta_1}(f(t))$. Тому за міру кількості інформації щодо $f(t)$, яка може бути отримана внаслідок обробки значень ζ_1 , можна обрати різницю між безумовною та умовною ентропією

$$\Delta H(f(t)) = H(f(t)) - H_{\zeta_1}(f(t)).$$

При цьому вирази для безумовної (2.15) та умовної ентропії через математичні сподівання

$$H(f(t)) = -m_1(\log_2 f(t)),$$

$$H_{\zeta_1}(f(t)) = -m_1(\log_2 f(t/\zeta_1)),$$

де $f(t/\zeta_1)$ – умовна ЩРІ напрацювань між відмовами.

Звідси отримаємо

$$\Delta H(f(t)) = -m_1(\log_2 f(t)) + m_1(\log_2 f(t/\zeta_1)) = m_1 \left(\log_2 \frac{f(t/\zeta_1)}{f(t)} \right).$$

Відомо, що умовну ЩРІ можна представити в вигляді

$$f(t/\zeta_1) = \frac{f(t, \zeta_1)}{f(\zeta_1)},$$

де $f(t, \zeta_1)$ – двовимірна ЩРІ напрацювань між відмовами та невідомого параметру ζ_1 .

Тоді

$$\Delta H(f(t)) = m_1 \left(\log_2 \frac{f(t, \zeta_1)}{f(t)f(\zeta_1)} \right).$$

Переходячи до інтегрального вигляду, отримаємо

$$\Delta H(f(t)) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t, \zeta_1) \log_2 \frac{f(t, \zeta_1)}{f(t)f(\zeta_1)} dt d\zeta_1.$$

Перейшовши до натурального логарифму, отримаємо

$$\Delta H(f(t)) = \frac{1}{\ln 2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t, \zeta_1) \ln \frac{f(t, \zeta_1)}{f(t)f(\zeta_1)} dt d\zeta_1.$$

Використаємо нерівність

$$\ln x \geq 1 - \frac{1}{x} \text{ для } \forall x \geq 0.$$

Звідси

$$\begin{aligned} \Delta H(f(t)) &\geq \frac{1}{\ln 2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t, \zeta_1) \left(1 - \frac{f(t)f(\zeta_1)}{f(t, \zeta_1)} \right) \ln dt d\zeta_1 = \\ &= \frac{1}{\ln 2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (f(t, \zeta_1) - f(t)f(\zeta_1)) \ln dt d\zeta_1 = \frac{1}{\ln 2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t, \zeta_1) \ln dt d\zeta_1 - \\ &\quad - \frac{1}{\ln 2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t)f(\zeta_1) \ln dt d\zeta_1 = \frac{1}{\ln 2} - \frac{1}{\ln 2} = 0. \end{aligned}$$

Отже, $\Delta H(f(t)) \geq 0$, тобто кількість інформації щодо $f(t)$, що отримана внаслідок статистичного оброблення невідомого параметру ζ_1 , пов'язаного з напрацюваннями між відмовами, не може бути від'ємною.

Теорему доведено.

Наслідок.

Якщо процес виникнення відмов не пов'язаний з невідомим параметром ζ_1 (випадкові величини ζ_1 та t є незалежними), то $\Delta H(f(t)) = 0$.

Отже, статистичне оброблення даних в СЕ НЗА зменшує рівень невизначеності. Слід зазначити, що в ідеальному випадку необхідно зменшувати рівень невизначеності до нуля. Чим більше рівень невизначеності буде прямувати до нуля, тим більш точно може бути вирішена задача оптимізації проектних рішень під час максимізації (мінімізації) обраного показника ефективності.

Джерелами невизначеності в загальному випадку можуть бути:

- раптова (випадкова) зміна станів компонент СЕ, у тому числі об'єкту експлуатації (розладнання у тренді змін визначального параметру або показника надійності НЗА) [9],

- прихована невідповідність у компоненті СЕ (у тому числі некомпетентність обслуговуючого персоналу, відсутність регламентної документації, низький клас точності контрольно-вимірювальної апаратури тощо).

Зменшення рівня невизначеності у першому випадку може бути здійснене на основі статистичного оброблення даних під час застосування стратегій превентивного технічного обслуговування [144].

Будемо вважати, що в об'єкті експлуатації можливі раптові відмови. При цьому для усунення можливих відмов виконується превентивне ТО (ПТО), внаслідок здійснення якого НЗА повністю регенерується і повертається в початковий стан. Нехай в якості показника ефективності експлуатації обраний показник (2.13). Розглянемо теореми щодо доцільності вирішення оптимізаційної

задачі відносно мінімізації показника ефективності (2.13) у випадку різних типів щільностей розподілу імовірностей (ЩРІ) напрацювань між відмовами.

Нехай відомими є середні витрати $C_{\text{ПТО}}$ на превентивне ТО та середні витрати C_p , пов'язані з виконання ремонтних робіт. Також є відомими тривалості ТО та ремонту – $t_{\text{ПТО}}$ та t_p відповідно.

Сформулюємо інші теореми щодо доцільності статистичного оброблення даних.

Теорема 1.

У разі експоненціальної ЩРІ напрацювань між відмовами задача мінімізації показника ефективності (2.13) не має змісту, а превентивне ТО виконувати не потрібно з точки зору економії витратних ресурсів.

Доведення.

Запишемо (2.13) у вигляді

$$m_1(\Pi_{\text{эф}}) = \frac{C_{\text{ПТО}}m_1(n_{\text{ПТО}}) + C_p m_1(n_p)}{t_{\text{ПТО}}m_1(n_{\text{ПТО}}) + \Theta_{\text{ПТО}}m_1(n_{\text{ПТО}}) + t_p m_1(n_p) + m_1(t)m_1(n_p)}, \quad (2.16)$$

де $m_1(n_{\text{ПТО}})$ – кількість процедур превентивного ТО, $m_1(n_p)$ – кількість процедур ремонту, $\Theta_{\text{ПТО}}$ – періодичність проведення ТО, $m_1(t)$ – математичне сподівання напрацювань між відмовами за інтервал часу від нуля до $\Theta_{\text{ПТО}}$.

Напрацювання між відмовами описується експоненціальним законом розподілу:

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t}, \quad \lambda > 0, \quad t > 0.$$

Кількість процедур превентивного ТО та ремонту визначаємо із співвідношень

$$\begin{aligned} m_1(n_{\text{ПТО}}) &= n_{\Sigma} p(t > \Theta_{\text{ПТО}}) = n_{\Sigma} \int_{\Theta_{\text{ПТО}}}^{\infty} f(t) dt = n_{\Sigma} \int_{\Theta_{\text{ПТО}}}^{\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt = -n_{\Sigma} e^{-\lambda t} \Big|_{\Theta_{\text{ПТО}}}^{\infty} = \\ &= -n_{\Sigma} \lim_{x \rightarrow \infty} e^{-\lambda x} + n_{\Sigma} e^{-\lambda \Theta_{\text{ПТО}}} = n_{\Sigma} e^{-\lambda \Theta_{\text{ПТО}}}; \end{aligned}$$

$$m_1(n_p) = n_\Sigma p(t < \Theta_{\text{пто}}) = n_\Sigma \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} f(t) dt = n_\Sigma \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} \lambda e^{-\lambda t} dt = -n_\Sigma e^{-\lambda t} \Big|_0^{\Theta_{\text{пто}}} = n_\Sigma - n_\Sigma e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}},$$

де n_Σ – сумарна кількість подій (процедур ТО та ремонту) на інтервалі спостереження.

Математичне сподівання напрацювань між відмовами розраховуємо з урахуванням періодичності проведення ТО, тобто

$$m_1(t) = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} t f(t) dt,$$

де c – константа нормування (у цьому випадку розглядається усічений експоненціальний розподіл)

$$c = \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} f(t) dt = 1 - e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}},$$

$$\begin{aligned} m_1(t) &= \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} t f(t) dt = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} \lambda t e^{-\lambda t} dt = -\frac{1}{c} t e^{-\lambda t} \Big|_0^{\Theta_{\text{пто}}} + \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} e^{-\lambda t} dt = -\frac{1}{c} \Theta_{\text{пто}} e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}} - \frac{1}{c \lambda} e^{-\lambda t} \Big|_0^{\Theta_{\text{пто}}} = \\ &= -\frac{\Theta_{\text{пто}}}{c} e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}} - \frac{1}{c \lambda} e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}} + \frac{1}{c \lambda} = \frac{1}{\lambda} - \frac{e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}}}{1 - e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}}} \Theta_{\text{пто}}. \end{aligned}$$

Підставивши отримані співвідношення у (2.16), показник ефективності запишемо у вигляді:

$$\begin{aligned} m_1(\Pi_{\text{еф}}) &= \frac{C_{\text{пто}} e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}} + C_p - C_p e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}}}{(t_{\text{пто}} + \Theta_{\text{пто}}) e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}} + t_p - t_p e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}} + \frac{1}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}} - \Theta_{\text{пто}} e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}}} = \\ &= \frac{C_p - (C_p - C_{\text{пто}}) e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}}}{t_p + \frac{1}{\lambda} + \left(t_{\text{пто}} - t_p - \frac{1}{\lambda} \right) e^{-\lambda \Theta_{\text{пто}}}}. \end{aligned}$$

Дослідимо отриману функцію на екстремуми. Для цього знайдемо похідну та прирівняємо її нулю. Похідна може бути записана як

$$\frac{dm_1(\Pi_{\text{эф}})}{d\Theta_{\text{ПТО}}} = \frac{\varphi(\Theta_{\text{ПТО}})}{\left(t_p + \frac{1}{\lambda} + \left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}\right)^2},$$

де

$$\begin{aligned} \varphi(\Theta_{\text{ПТО}}) &= (C_p - (C_p - C_{\text{ПТО}})e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}) \left(t_p + \frac{1}{\lambda} + \left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}\right) - \\ &\quad - (C_p - (C_p - C_{\text{ПТО}})e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}) \left(t_p + \frac{1}{\lambda} + \left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}\right)' = \\ &= (C_p - C_{\text{ПТО}})\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}\left(t_p + \frac{1}{\lambda} + \left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}\right) + \\ &+ (C_p - (C_p - C_{\text{ПТО}})e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}})\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} = (C_p - C_{\text{ПТО}})\left(t_p + \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} + \\ &+ (C_p - C_{\text{ПТО}})\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-2\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} + C_p\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} - \\ &\quad - (C_p - C_{\text{ПТО}})\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-2\lambda\Theta_{\text{ПТО}}}. \end{aligned}$$

Далі отримуємо рівняння $\varphi(\Theta_{\text{ПТО}}) = 0$, яке запишемо у вигляді

$$\begin{aligned} (C_p - C_{\text{ПТОМ}})\left(t_p + \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} + (C_p - C_{\text{ПТО}})\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-2\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} + \\ + C_p\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} - (C_p - C_{\text{ПТО}})\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-2\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} = 0. \end{aligned}$$

Скоротивши другий та четвертий доданок, отримуємо

$$(C_p - C_{\text{ПТО}})\left(t_p + \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} + C_p\left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda}\right)\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} = 0.$$

Оскільки $\lambda e^{-\lambda\Theta_{\text{ПТО}}} \neq 0$ для довільного скінченного значення $\Theta_{\text{ПТО}}$, то представимо рівняння у вигляді

$$(C_p - C_{\text{ПТО}}) \left(t_p + \frac{1}{\lambda} \right) + C_p \left(t_{\text{ПТО}} - t_p - \frac{1}{\lambda} \right) = 0.$$

Після спрощення отримуємо

$$-C_{\text{ПТО}} t_p - \frac{C_{\text{ПТО}}}{\lambda} + C_p t_{\text{ПТО}} = 0.$$

Оскільки отримане рівняння не залежить від $\Theta_{\text{ПТО}}$ робимо висновок, що показник ефективності (2.13) не має мінімуму. Тому з точки зору економії витратних ресурсів превентивне ТО виконувати не потрібно, а отже, *теорему доведено*.

Приклад залежності показника ефективності $m_1(\Pi_{\text{еф}})$ від періодичності $\Theta_{\text{ПТО}}$ проведення ТО зображено на рис. 2.3. Вихідними параметрами для розрахунку були наступні: $\lambda = 0.002$ годин⁻¹, $C_p = 1000$ у.о., $C_{\text{ПТО}} = 50$ у.о., $t_p = 40$ годин, $t_{\text{ПТО}} = 8$ годин.

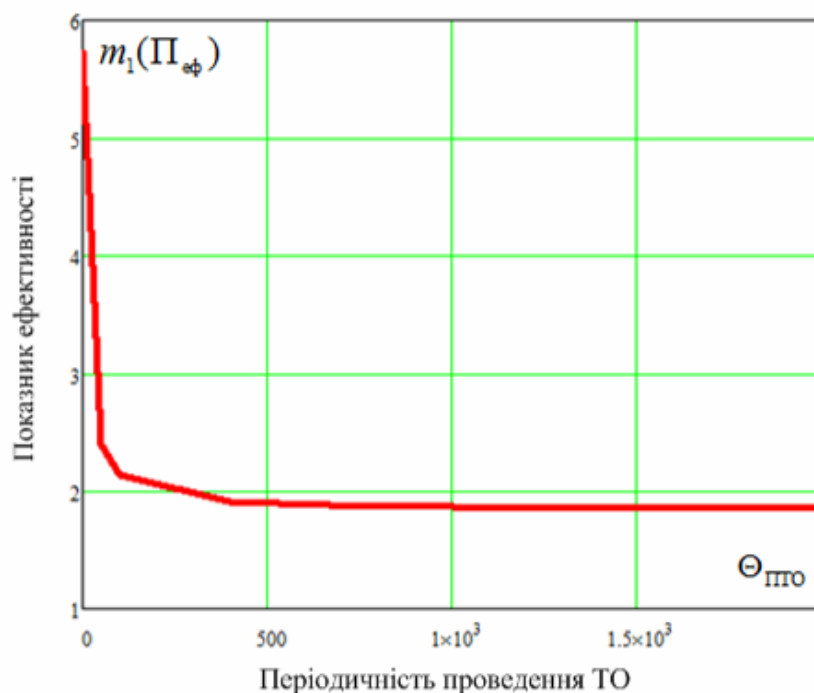


Рис. 2.3. Залежність питомих експлуатаційних витрат від періодичності ТО для випадку експоненціальних напрацювань

Як видно з рис. 2.3, показник ефективності монотонно спадає зі збільшенням періодичності проведення ТО. У разі прямування $\Theta_{\text{ПТО}}$ до нескінченності

показник ефективності наближуватиметься до горизонтальної асимптоти з абсцисою $C_p/(t_p + \lambda^{-1})$. Отже, оптимальна стратегія технічного обслуговування у цьому прикладі буде відповідати виконанню лише ремонтних робіт після виникнення відмови без превентивного обслуговування.

Теорема 2.

У разі нормальної, вейбулівської, релеєвської та логарифмічно-нормальної ЩРІ напрацювань між відмовами існує така періодичність проведення превентивного ТО, яка забезпечує мінімальне значення показника ефективності (2.13).

Доведення цієї теореми для випадків нормальної та релеєвської ЩРІ напрацювань між відмовами наведено в Додатку А.

Відповідно до імовірнісно-подієво-моделювального підходу проаналізуємо результати моделювання для цих розподілів. Залежність питомих експлуатаційних витрат від періодичності ТО для різних розподілів наведені на рис. 2.4 – 2.7. Вихідними параметрами для розрахунку були наступні: $C_p = 1000$ у.о., $C_{\text{пто}} = 50$ у.о., $t_p = 40$ годин, $t_{\text{пто}} = 8$ годин, параметри нормального розподілу: $m = 1000$, $\sigma = 300$; параметри розподілу Вейбулла: $b = 2000$, $c = 2$; параметр розподілу Релея $\sigma = 1000$.

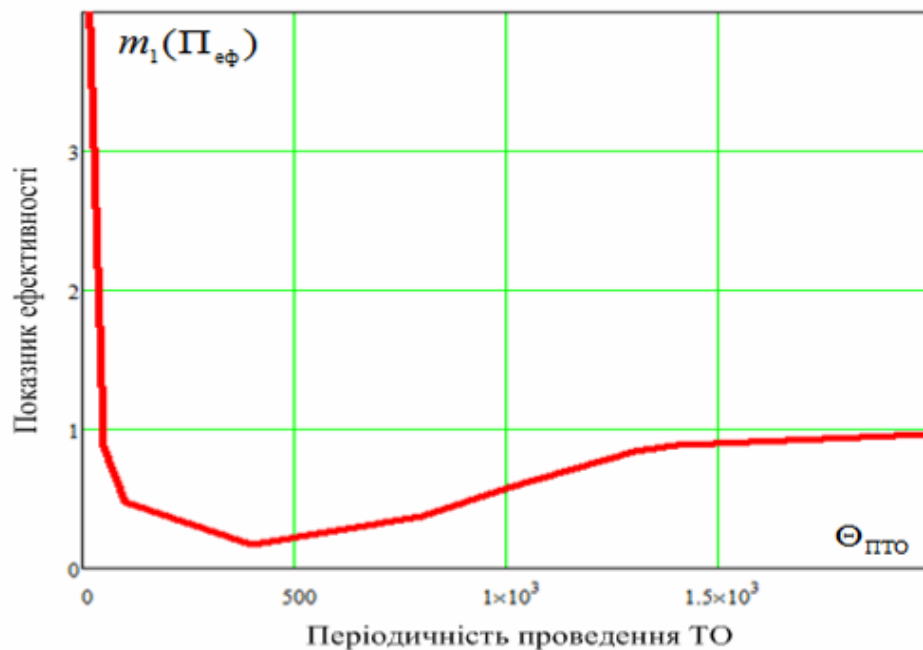


Рис. 2.4. Залежність питомих експлуатаційних витрат від періодичності ТО для випадку нормальних напрацювань

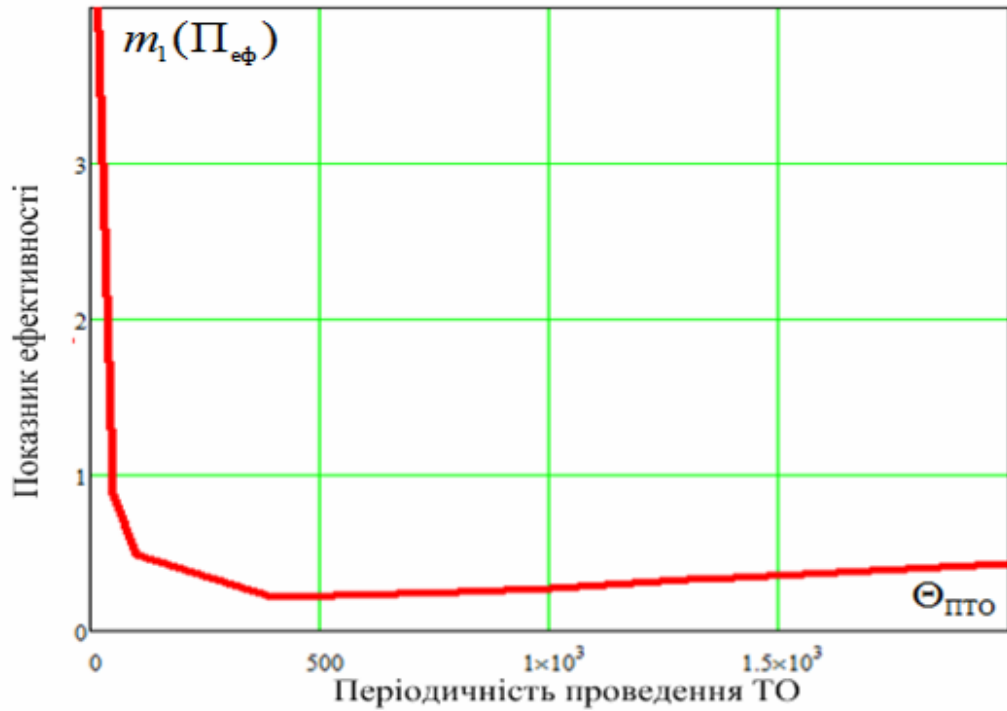


Рис. 2.5. Залежність питомих експлуатаційних витрат від періодичності ТО для випадку вейбулівських напрацювань

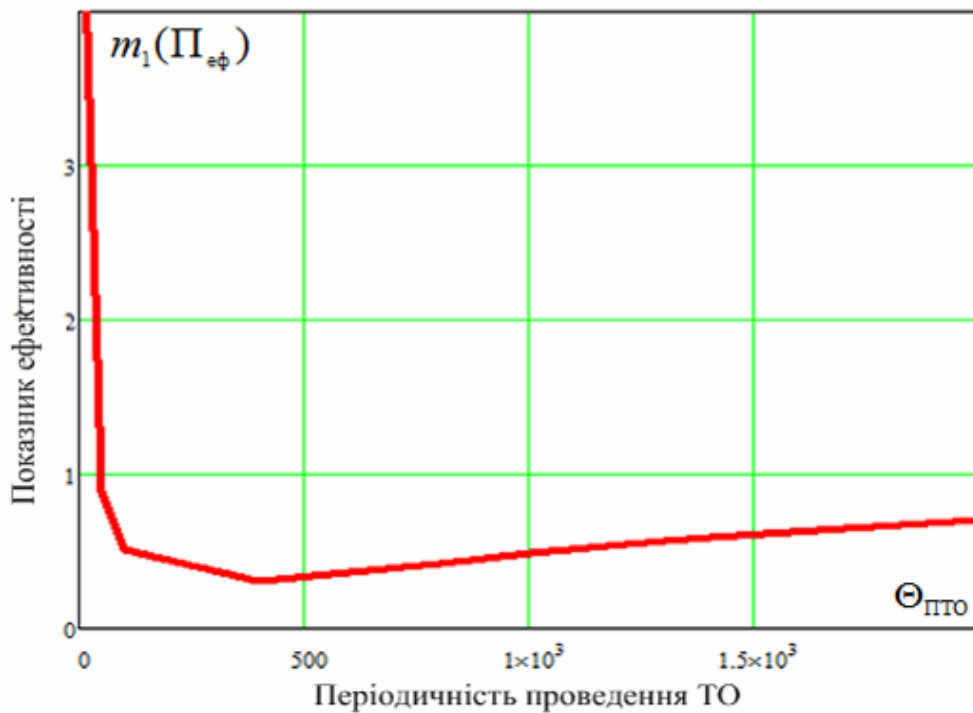


Рис. 2.6. Залежність питомих експлуатаційних витрат від періодичності ТО для випадку релеевських напрацювань

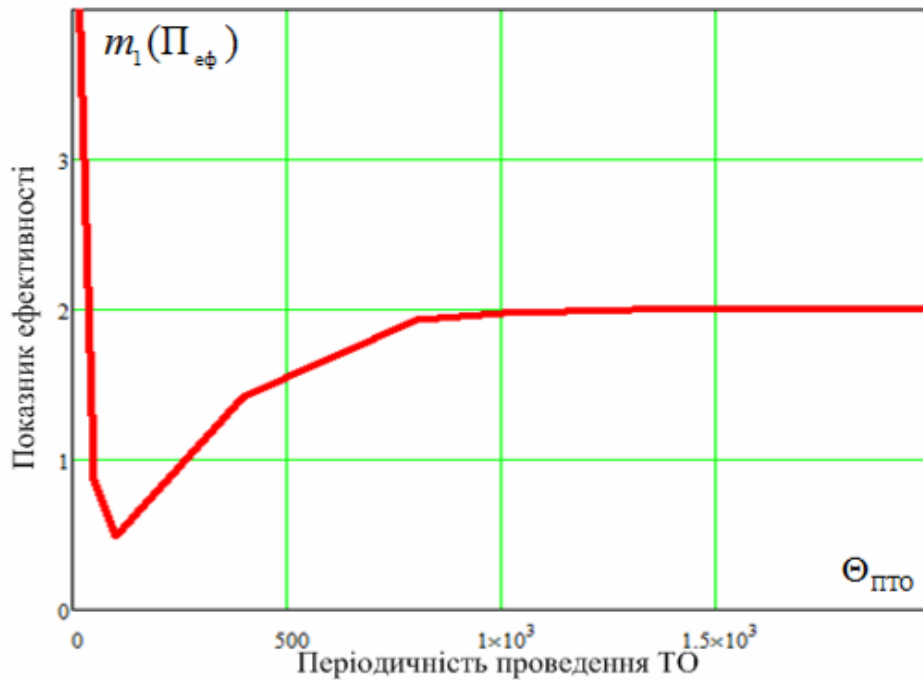


Рис. 2.7. Залежність питомих експлуатаційних витрат від періодичності ТО для випадку логарифмічно-нормальних напрацювань

Як видно з рис. 2.4 – 2.7 графік досліджуваної функції показника ефективності має мінімум для всіх зазначених розподілів напрацювань між відмовами. Аналіз результатів моделювання підтверджує існування мінімуму цієї функціональної залежності для широкого діапазону початкових даних моделювання.

Відомо, що логарифмічно-нормальний розподіл використовуються для опису поступових відмов. Тому друга теорема має важливий наслідок.

Наслідок.

Під час застосування стратегії технічного обслуговування за станом з контролем визначальних параметрів існує оптимальне значення превентивного порогу, що мінімізує функцію питомих експлуатаційних витрат.

Цей наслідок висуває вимоги необхідності статистичного оброблення експлуатаційних даних під час застосування стратегії ТО за станом. Приклади вирішення цієї задачі будуть розглянуті в четвертому розділі цього дисертаційного дослідження.

Розглянемо ще одне очевидне припущення, що пов'язане з функціонуванням сучасних СЕ НЗА.

Відповідно до системного підходу наземні засоби аеронавігації та система їх експлуатації може розглядатися з точки зору ієрархічності. У випадку НЗА можна виділити такі ієрархічні рівні: радіоелементи, мікросхеми, принципові схеми, окремі блоки, пристрої, системи та комплекси. У випадку СЕ на верхньому ієрархічному рівні знаходиться процес використання обладнання за призначенням; на другому рівні знаходяться допоміжні процеси (технічне обслуговування, ремонт, діагностування, продовження ресурсу тощо); на третьому нижньому рівні знаходяться технологічні підпроцеси та операції, пов'язані зі здійсненням допоміжних процесів експлуатації.

З сучасним бурхливим розвитком науки та техніки надійність елементів нижніх ієрархічних рівнів РЕО з кожним роком все більш покращується. Експлуатація складних комплексів з точки зору їх ремонту полягає у заміні модульного блоку, що відмовив. Тому можна зробити наступне твердження.

Твердження.

З ускладненням ієрархічної структури експлуатованого обладнання виконання процесів експлуатації повинно бути пов'язане з більш високими ієрархічними рівнями.

Дійсно, під час технічного обслуговування НЗА сьогодні вже не потрібний рівень деталізації, так би мовити, “до резистора”. Така деталізації призводить лише до зайвих експлуатаційних витрат як матеріальних, так і часових ресурсів. Такий підхід окрім того призводить до зменшення обслуговуючого персоналу. Процеси експлуатації стають більш інтелектуальними, реалізуючи при цьому принципи та підходи систем штучного інтелекту.

Отже, розглянуті в цьому параграфі теореми та припущення підтверджують необхідність всеохоплюючого контролю складових СЕ НЗА, збору відповідних даних щодо визначальних параметрів та показників надійності, статистичного оброблення цих даних, та прийняття обґрунтованих рішень за результатами цього оброблення.

2.4. Операторні схеми оброблення даних в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації

Під час експлуатації НЗА пропонується виділити шість груп операторів, пов'язаних зі статистичними даними, а саме:

- оператори вимірювання сигналів та даних,
- оператори збирання та накопичення даних у відповідних базах,
- оператори статистичної обробки даних,
- оператори прийняття рішень щодо виконання запобіжних та коригувальних дій,
- оператори оцінки ефективності СЕ,
- оператори на основі штучного інтелекту [265, 266, 267].

Узагальнена структурна схема взаємозв'язку зазначених груп операторів у СЕ НЗА зображена на рис. 2.8.

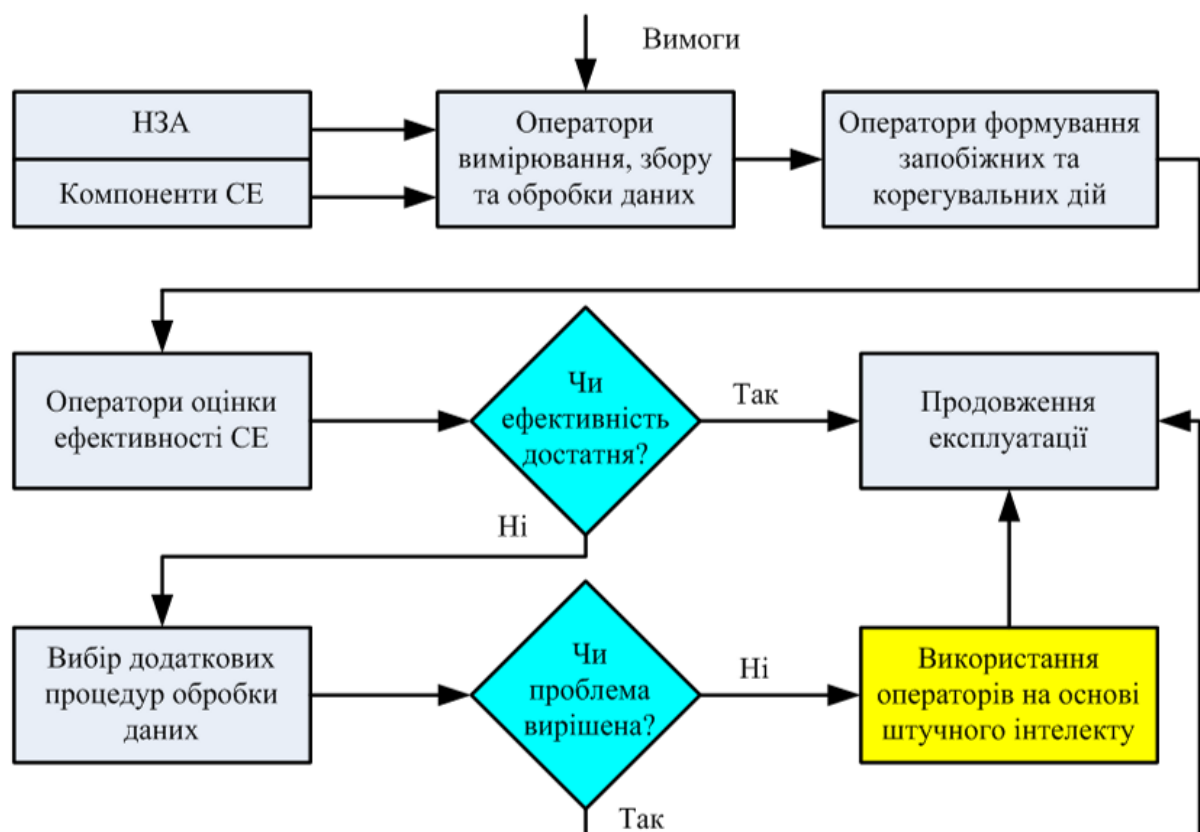


Рис. 2.8. Узагальнена схема взаємозв'язку операторів у СЕ НЗА

На рис. 2.8 показані основні принципи оцінки ефективності та управління експлуатацією НЗА. Схема містить два режими: штатний режим та режим на основі штучного інтелекту. Під час штатного режиму використовуються оператори вимірювання, збирання, накопичення та обробки статистичних даних, формування та виконання запобіжних та коригувальних дій, оцінки ефективності СЕ. У випадку інтелектуального режиму виконуються додаткові процедури обробки даних у випадках, коли ефективність знижується.

Логічно припустити, що проблему зниження ефективності СЕ можна вирішити на основі використання принципів штучного інтелекту.

Розглянемо алгоритми обробки даних згідно з рис. 2.8. Список алгоритмів може бути представлений у такому вигляді:

- A_1 – оператори вимірювання сигналів та даних;
- A_2 – оператори збирання та накопичення даних у відповідних базах;
- A_3 – оператори оцінки відповідності;
- A_4 – оператори оцінювання стабільності параметрів у випадку розладнання;
- A_5 – оператори аналізування статистичних моделей даних;
- A_6 – оператори статистичної обробки визначальних параметрів;
- A_7 – оператори статистичної обробки показників надійності;
- A_8 – оператори аналізу гетероскедастичності;
- A_9 – оператори прийняття рішень щодо виконання запобіжних та коригувальних дій;
- A_{10} – оператори для здійснення запобіжних та коригувальних дій;
- A_{11} – оператори оцінки ефективності СЕ;
- A_{12} – оператори прийняття рішень щодо підвищення ефективності після виконання керуючих дій;
- A_{13} – оператори прийняття рішень щодо використання додаткових процедур обробки даних;

– A_{14} – оператори прийняття рішень щодо використання принципів штучного інтелекту.

Всі перелічені оператори маю складну структуру та містять у своєму складі набір алгоритмів, процедур та методик.

Крім того, представлені оператори є узагальненими. Для детального опису оператора необхідно вирішити задачі синтезу та аналізу відповідних процедур оброблення даних, вибрати найкращий варіант для критерію максимальної ефективності тощо. Початкова інформація для задач синтезу та аналізу визначається моделлю трендів вимірюваних даних. Розглянуті оператори можуть містити у своєму складі процедури виявлення, оцінювання, фільтрації, екстраполяції, інтерполяції тощо. При цьому можливе використання алгоритмів з відомим обсягом вибірки та послідовних алгоритмів, які мають вигреш за тривалістю прийняття рішення та характеризуються наперед невідомим обсягом вибірки.

Розглянемо декілька варіантів операторних схем оброблення даних у випадку вирішення різних задач під час експлуатації НЗА. Однією з таких задач є моніторинг процесів використання за призначенням сукупності НЗА ЦА [136]. Відповідна операторна схема наведена на рис. 2.9.

Схема на рис. 2.9 необхідна для можливості здійснення формалізації процесу теоретичного аналізу ефективності, формалізації процесу моделювання СЕ, розрахунків числових значень показників ефективності СЕ та її окремих елементів. Процес синтезу операторної схеми оброблення даних можна виконувати з використанням евристичного підходу, який ґрунтується на забезпеченні функціональної повноти оброблення та перетворення даних щодо функціонування СЕ та її окремих елементів. В цілому, операторна структура оброблення даних на рис. 2.9 є уніфікованою, тобто перелік операторів та їх взаємозв'язок спрямований на формування оцінок, команд та їх реалізацію для забезпечення ефективності СЕ НЗА. Конкретна структура кожного оператора залежить від заданого варіанту прийнятих процедур оцінювання показників надійності.

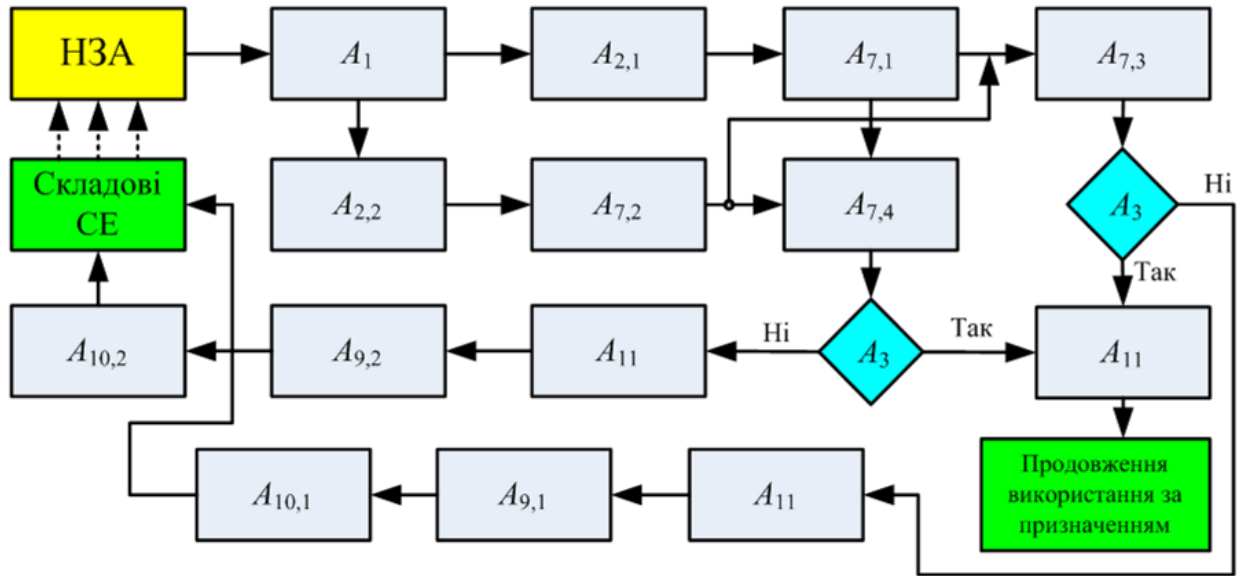


Рис. 2.9. Операторна схема оброблення даних під час моніторингу процесів використання за призначенням

Процес функціонування операторної схеми на рис. 2.9 може бути описаний наступним чином. Під час функціонування НЗА за допомогою оператора вимірювання A_1 отримують інформації щодо напрацювань обладнання між відмовами (пошкодженнями), а також щодо тривалості ремонтних робіт, пов'язаних з їх усуненням. За допомогою операторів $A_{2,1}$ та $A_{2,2}$ формуються бази даних щодо напрацювань та відновлень, а також конкретні вибірки, за якими буде проводитись статистичне оброблення даних.

Схема містить чотири типи операторів статистичного оброблення показників надійності: $A_{7,1}$ – для оцінювання середнього напрацювання між відмовами, $A_{7,2}$ – для оцінювання середньої тривалості ремонту, $A_{7,3}$ – для розрахунку показника неперервності обслуговування, $A_{7,4}$ – для розрахунку показника експлуатаційної готовності.

Після розрахунку показники надійності за допомогою оператора оцінки відповідності A_3 порівнюються зі встановленими вимогами. У разі відповідності оператором A_{11} здійснюється оцінка ефективності СЕ (наприклад, у вигляді розрахунку ризиків аеронавігаційного обслуговування) та продовжується

використання НЗА за призначенням. У випадку невідповідності після оцінки ефективності СЕ реалізуються оператори прийняття рішень щодо виконання запобіжних та коригувальних дій $A_{9,1}$ та $A_{9,2}$, що пов'язані з неперервністю обслуговування та експлуатаційною готовністю. Тип конкретної дії обирають в залежності від рівня ризиків АНО. За допомогою відповідних операторів $A_{10,1}$ та $A_{10,2}$ ці дії здійснюються стосовно складових елементів СЕ НЗА.

Не менш важливим процесом під час експлуатації НЗА є процес виявлення та оцінювання параметрів у випадку розладнання (погіршення технічного стану) [134, 138]. Відповідна операторна схема наведена на рис. 2.10. Порівнюючи рис. 2.9 та 2.10, можна зробити висновок, що схеми майже однакові за структурою, однак містять різний набір операторів.

Схема на рис. 2.10 призначена для аналізування можливості погіршення технічного стану НЗА у разі розладнання як у трендах визначальних параметрів, так і в показниках надійності.

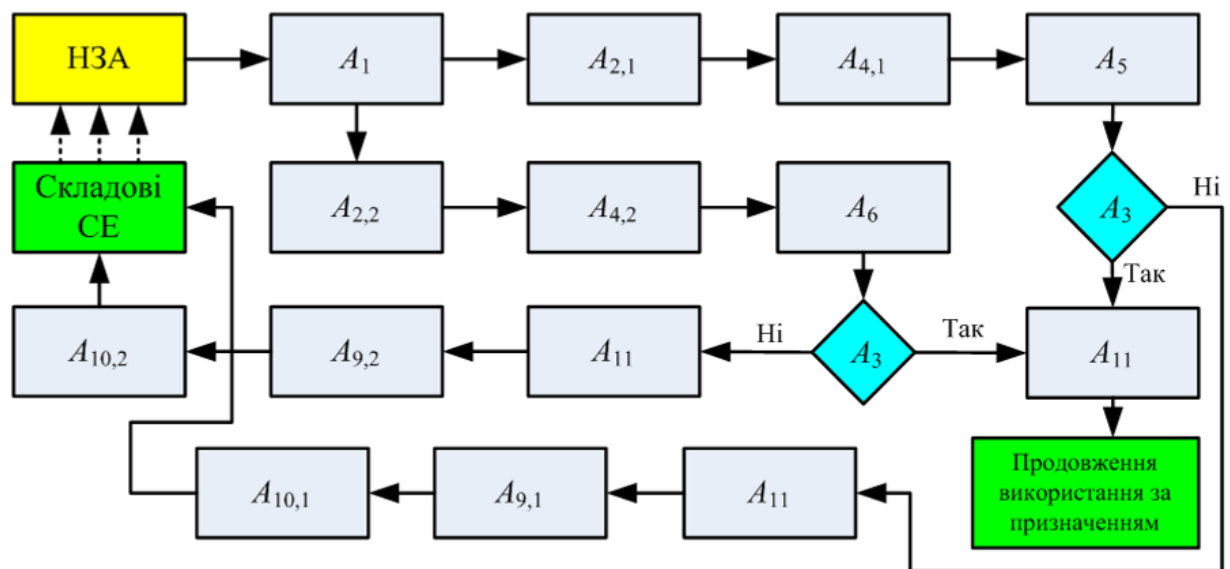


Рис. 2.10. Операторна схема оброблення даних під час аналізування розладнання

Процес функціонування схеми на рис. 2.10 наступний. За допомогою оператора вимірювання A_1 встановлюються поточні значення визначальних параметрів та показників надійності НЗА. Оператори $A_{2,1}$ та $A_{2,2}$ формують

відповідні вибірки для подальшого оброблення. Оператори оцінювання стабільності параметрів у випадку розладнання $A_{4,1}$ та $A_{4,2}$ призначені для встановлення факту наявності розладнання у тренді визначального параметру та показника надійності.

Далі виконується оцінювання та прогнозування значень визначального параметру та показника надійності за допомогою операторів A_5 та A_6 . Оператори оцінки відповідності A_3 перевіряють результати оброблення зі встановленими вимогами. Далі схема функціонує ідентично представлений на рис. 2.9.

Слід зазначити, що операторні схеми, представлені на рис. 2.9 та 2.10 можуть бути доповнені операторами перевірки доцільності додаткового оброблення даних та можливості використання принципів штучного інтелекту.

В цілому, наведені операторні схемі слід розробляти як на етапах проектування СЕ, так і на етапах їх вдосконалення. Наявність таких операторних зменшуються рівень невизначеності складових елементів експлуатації, а тому підвищують рівень її ефективності.

Висновки до другого розділу

Дослідження, проведені в другому розділі, надали змогу отримати наступні результати.

1. У розділі розглянута актуальна науково-технічна проблема розробки методологічного підходу до проектування та побудови систем експлуатації наземних засобів аеронавігації. На відміну від існуючих підходів для вирішення задач проектування СЕ пропонується застосовувати п'ять основні принципи: адаптивності, системності, агрегативності, процесності, ієрархічності. В цілому наведені результати можуть бути використанні під час розв'язання задач первинного проектування або під час модернізації СЕ НЗА.

2. Виконано обґрунтування показника ефективності у вигляді сумарних витрат та питомих витрат на експлуатацію. Це обґрунтування на відміну від існуючих підходів виконувалось за допомогою подійно-ймовірнісної моделі. У результаті для обраного показника було доведено доцільність застосування

процедур статистичного оброблення даних в системах експлуатації НЗА на основі аналізу двох стратегій технічного обслуговування та ремонту.

3. Доведені три теореми щодо зменшення невизначеності, а також доцільності проведення технічного обслуговування НЗА показують, що статистичне оброблення даних в СЕ є запорукою одержання додаткової інформації щодо елементів СЕ для можливості прийняття більш достовірних, своєчасних та вірних управлінських рішень щодо виконання превентивних, запобіжних та коригувальних дій.

4. Запропонована операторна схема статистичного оброблення даних для контролю визначальних параметрів та показників надійності НЗА, що може бути використана під час вирішення задач проектування та вдосконалення СЕ. Визначений перелік операторів оброблення даних на відміну від існуючих містить оператори вимірювання, збирання, статистичної обробки, прийняття рішень щодо коригувальних та запобіжних дій, а також оцінювання ефективності СЕ. У загальному випадку оператори мають складну структуру та містять сукупність алгоритмів. Операторні схеми можуть бути використані під час розробки та модернізації СЕ.

Список публікацій здобувача за матеріалами другого розділу

1. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O., Yashanov I. Diagnostics programs efficiency analysis in operation system of radioelectronic equipment. *Computer Modelling And New Technologies*. 2015. Volume 19. № 1B. P. 49–56.

2. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V. Radioelectronic equipment availability factor models. *Signal Processing Symposium 2013 (SPS 2013): Proceedings, Jachranka Village (Poland), 5 – 7 June 2013*. P 1–3.

3. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V., Asanov M.M. Data processing in exploitation system of unmanned aerial vehicles radioelectronic equipment. *Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments: Proceedings of IEEE 2nd International Conference, Kyiv, 15 – 17 October 2013, K., 2013*. P.77–80.

4. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V. Questions of radioelectronic equipment diagnostics programs efficiency analysis. *Signal Processing Symposium 2013 (SPS 2013)*: Proceedings, Jachranka Village (Poland), 5 – 7 June 2013. P 1–3.

5. Zaliskyi M., Solomentsev O. Method of Sequential Estimation of Statistical Distribution Parameters. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control*: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 14 – 17 October 2014, K., 2014. P. 135–138.

6. Yashanov I., Shcherbyna O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Odarchenko R. Tereshchenko L. Diagnostics Program Efficiency Analysis for Antenna System. *Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering (TCSET)*: Proceedings of IEEE 15th International Conference, Lviv-Slavske, 25 – 29 February 2020, L., 2020. P. 1–4.

7. Заліський М.Ю. Моніторинг процесів експлуатації засобів радіотехнічного забезпечення польотів. *Наукоємні технології*. 2015. № 3 (27). С. 257–260.

8. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Мусієнко А.О. Вдосконалення структур обробки даних у системах експлуатації засобів аеронавігації. *Проблеми транспорту*: збірник наукових праць. 2012. Вип. 9. С. 146–154.

9. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Зуєв О.В. Статистичні моделі показників надійності. *ABIA-2013*: тези доповідей XI Міжнародної науково-технічної конференції (Київ, 21 – 23 травня 2013 р.), К., 2013, Т. II, С. 10.42–10.45.

10. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Зуєв О.В., Соловійов Д.О. Статистичні моделі ймовірності безвідмовної роботи засобів зв'язку. *Захист інформації в інформаційно-комунікаційних системах*: тези доповідей Науково-практичної конференції (Київ, 3 – 6 червня 2013 р.), К., 2013, С. 74–76.

11. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Соловійов Д.О. Обробка даних у системах експлуатації радіоелектронних засобів. *Статистичні методи обробки сигналів та даних*: тези доповідей Міжнародної наукової конференції (Київ, 16 – 17 жовтня 2013 р.), К., 2013, С. 144–149.

12. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Соловйов Д.О. Операторна схема обробки даних у системах експлуатації радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції (Запоріжжя, 17 – 19 вересня 2014 р.), Запоріжжя, 2014, С. 305–307.*

13. Solomentsev O.V., Musienko A.O., Zaliskyi M.Yu., Yashanov I.M. Approach to obtaining maintenance characteristics of aviation radioelectronic equipment. *Aviation in the XXI-st Century: Proceedings of The Fifth World Congress, Kyiv, 25 – 27 September 2012, K., 2012, Volume 2, P. 3.2.5–3.2.8.*

14. А. с. 58596 від 12.02.2015 р. Україна. Комп'ютерна програма «Процедура оцінки ефективності процесів технічного обслуговування засобів радіотехнічного забезпечення польотів» / О.В. Зуєв, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський. Опубл. 30.04.2015, Бюл. № 36. – 10 с.

РОЗДІЛ 3

МЕТОДИ ВИЯВЛЕННЯ ПОГІРШЕННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ ПОКАЗНИКІВ НАДІЙНОСТІ

Загально відомо, що надійність функціонування наземного радіоелектронного обладнання є одним з визначальних чинників забезпечення безпеки та регулярності польотів у цивільній та військовій авіації. У процесі експлуатації радіоелектронного обладнання його надійність неминуче погіршуються з плином часу [177, 179]. Погіршення надійності пов'язане зі збільшення кількості відмов, а отже, зі зменшенням середнього напрацювання на відмову та коефіцієнта готовності [188, 189]. Тому в цьому розділі проаналізовані моделі зміни показників надійності у випадку погіршення технічного стану обладнання на прикладі інтенсивності відмов.

Своєчасне виявлення змін у трендах реалізацій оцінок показників надійності є основою для визначення залишкового ресурсу наземних засобів аеронавігації [135]. Тому метою цього розділу є синтез та аналіз методів та процедур виявлення погіршення технічного стану на основі статистичного оброблення даних щодо показників надійності, що є складовою частиною запропонованої методології оброблення даних.

Для досягнення поставленої мети в цьому розділі були вирішені такі задачі: виконано синтез та аналіз процедури виявлення погіршення технічного стану на основі методу Неймана-Пірсона для стрибкоподібної та лінійної моделей; виконано синтез та аналіз евристичної процедури виявлення погіршення технічного стану на основі оцінювання параметрів моделі змін показників надійності; виконано синтез та аналіз евристичної процедури виявлення погіршення технічного стану на основі апроксимації емпіричних даних для стрибкоподібної моделі; виконано синтез та аналіз послідовної процедури виявлення погіршення технічного стану; отримано оцінки параметрів погіршення технічного стану на основі методу максимальної правдоподібності для стрибкоподібної, лінійної та квадратичної моделей.

3.1. Аналіз моделей показників надійності

Моделі показників надійності характеризують стабільність функціонування радіоелектронного обладнання наземних засобів аеронавігації за певний період [10, 98]. При розгляді моделей використовують такі показники надійності:

- середнє напрацювання на відмову,
- інтенсивність відмов,
- коефіцієнт готовності,
- коефіцієнт оперативної готовності,
- коефіцієнт технічного використання [190, 208, 211].

У літературі основна увага приділяється трендам зміни інтенсивності відмов [221, 229, 233, 270]. Згідно з розглянутим підходом про наявність розладнань, можна виділити стрибкоподібну, лінійну, квадратичну та лінійно-стрибкоподібну моделі.

Аналітичний вигляд таких моделей наступний:

1. Для випадку стрибкоподібної моделі:

$$\lambda(t) = \lambda_0 h(t) + d_0 h(t - t_{sw}), \quad (3.1)$$

де λ_0 – початкове значення інтенсивності відмов, d_0 – параметр стрибкоподібного погіршення технічного стану, t_{sw} – момент часу, що характеризує початок виникнення погіршення технічного стану, $h(t)$ – функція Хевісайда.

2. Для випадку лінійної моделі:

$$\lambda(t) = \lambda_0 h(t) + d_1 (t - t_{sw}) h(t - t_{sw}), \quad (3.2)$$

де d_1 – параметр лінійного погіршення технічного стану.

3. Для випадку квадратичної моделі:

$$\lambda(t) = \lambda_0 h(t) + d_2 (t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw}), \quad (3.3)$$

де d_2 – параметр квадратичного погіршення технічного стану.

4. Для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі:

$$\lambda(t) = \lambda_0 h(t) + d_1(t - t_{sw}) h(t - t_{sw}) - d_1(t - t_{sat}) h(t - t_{sat}), \quad (3.4)$$

де t_{sat} – момент часу, що характеризує процес переходу від лінійного тренду зміни інтенсивності відмов до усталеного режиму під час погіршення технічного стану.

Графіки зміни інтенсивності відмов для різних моделей погіршення технічного стану наведені на рис. 3.1.

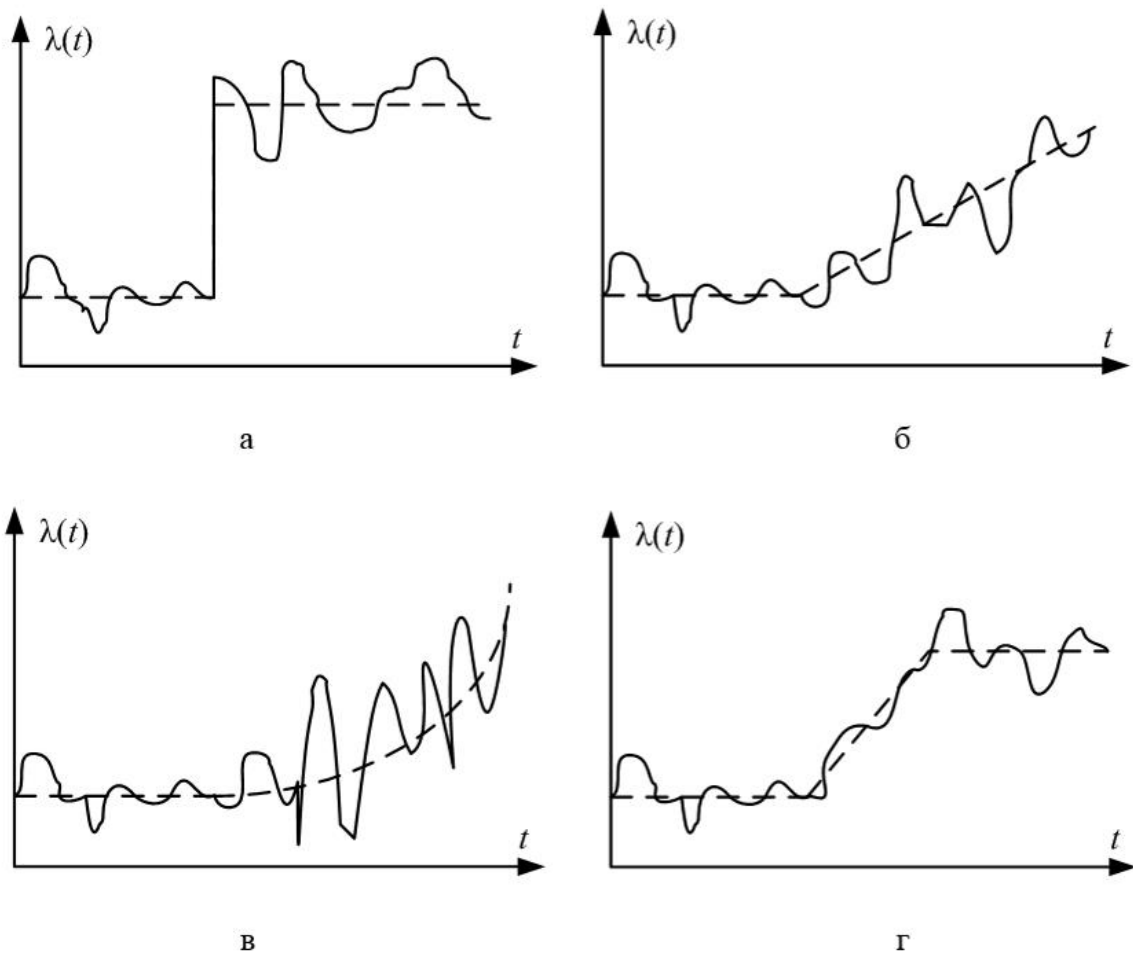


Рис. 3.1. Зміна інтенсивності відмов у разі погіршення технічного стану НЗА:

- а) стрибкоподібна модель, б) лінійна модель, в) квадратична модель,
г) лінійно-стрибкоподібна модель

Моделі змін інтенсивності відмов (3.1) – (3.4) можуть бути також записані у наступному вигляді:

1. Стрибкоподібна модель:

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_0, & \text{якщо } T_{\Sigma} < t_{sw}, \\ d_0 + \lambda_0, & \text{якщо } T_{\Sigma} \geq t_{sw}, \end{cases} \quad (3.5)$$

де T_{Σ} – інтервал спостереження за зразком НЗА.

2. Лінійна модель:

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_0, & \text{якщо } T_{\Sigma} < t_{sw}, \\ \lambda_0 + d_1(t - t_{sw}), & \text{якщо } T_{\Sigma} \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.6)$$

3. Квадратична модель:

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_0, & \text{якщо } T_{\Sigma} < t_{sw}, \\ \lambda_0 + d_2(t - t_{sw})^2, & \text{якщо } T_{\Sigma} \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.7)$$

4. Лінійно-стрибкоподібна модель:

$$\lambda(t) = \begin{cases} \lambda_0, & \text{якщо } T_{\Sigma} < t_{sw}, \\ \lambda_0 + d_1(t - t_{sw}), & \text{якщо } t_{sw} \leq T_{\Sigma} < t_{sat}, \\ \lambda_0 + d_1(t_{sat} - t_{sw}), & \text{якщо } T_{\Sigma} \geq t_{sat}. \end{cases} \quad (3.8)$$

Параметр погіршення технічного стану для різних моделей має різні розмірності. Так, для стрибкоподібної моделі розмірність цього параметру співпадає з розмірністю інтенсивності відмов; для лінійної і лінійно-стрибкоподібної – вимірюється в годинах⁻²; для квадратичної – в годинах⁻³.

Для визначення щільності розподілу ймовірностей напрацювань між відмовами після виникнення розладнання будемо використовувати основне рівняння надійності [56, 106]. При цьому ймовірність безвідмовної роботи $R(t)$ визначається як [114]:

$$R(t) = e^{-\int_0^t \lambda(x) dx}. \quad (3.9)$$

Щільність розподілу ймовірностей напрацювань між відмовами [96]

$$f(t) = -\frac{dR(t)}{dt}. \quad (3.10)$$

Відповідно до формул (3.1) – (3.4) та з використанням формули (3.9) отримаємо:

1. Для випадку стрибкоподібної моделі:

$$R(t) = e^{-\lambda_0 t - d_0 (t - t_{sw}) h(t - t_{sw})}. \quad (3.11)$$

2. Для випадку лінійної моделі:

$$R(t) = e^{-\lambda_0 t - 0,5 d_1 (t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw})}. \quad (3.12)$$

3. Для випадку квадратичної моделі:

$$R(t) = e^{-\lambda_0 t - \frac{d_2}{3} (t - t_{sw})^3 h(t - t_{sw})}. \quad (3.13)$$

4. Для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі:

$$R(t) = e^{-\lambda_0 t - 0,5 d_1 (t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw}) + 0,5 d_1 (t - t_{sat})^2 h(t - t_{sat})}. \quad (3.14)$$

Аналіз функціональних залежностей (3.11) – (3.14) показує, що ці співвідношення доречно використовувати у тих випадках, коли на інтервалі спостереження T_Σ одночасно досліджуються декілька зразків НЗА, причому в деяких зразках в момент початку погіршення технічного стану відмови ще не спостерігалися [117, 135].

Приклад графіків зміни інтенсивності відмов та відповідна їй функція надійності у випадку стрибкоподібної моделі наведені на рис. 3.2 та 3.3 відповідно. Під час побудови графіків прийняті наступні вихідні дані: $\lambda_0 = 0,001$ годин⁻¹, $d_0 = 0,002$ годин⁻¹, $d_1 = 5 \cdot 10^{-6}$ годин⁻³, $t_{sw} = 2000$ годин.

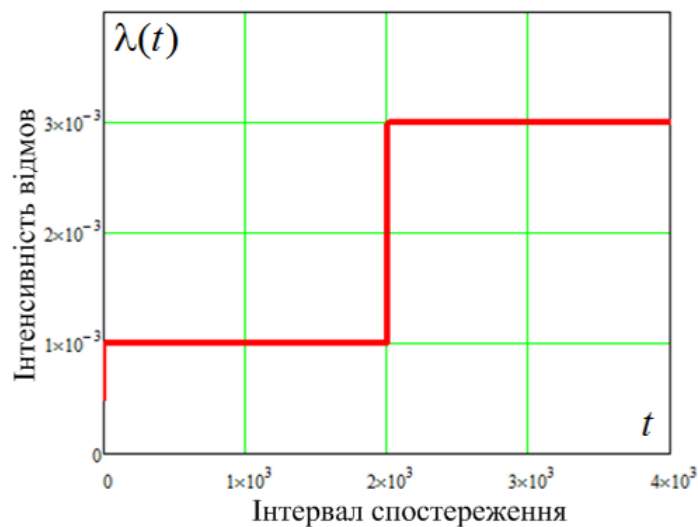


Рис. 3.2. Стрибкоподібна зміна інтенсивності відмов у випадку стрибкоподібної моделі

Приклад графіків зміни інтенсивності відмов та відповідна йому функція надійності у випадку лінійної моделі наведені на рис. 3.4 та 3.5 відповідно.

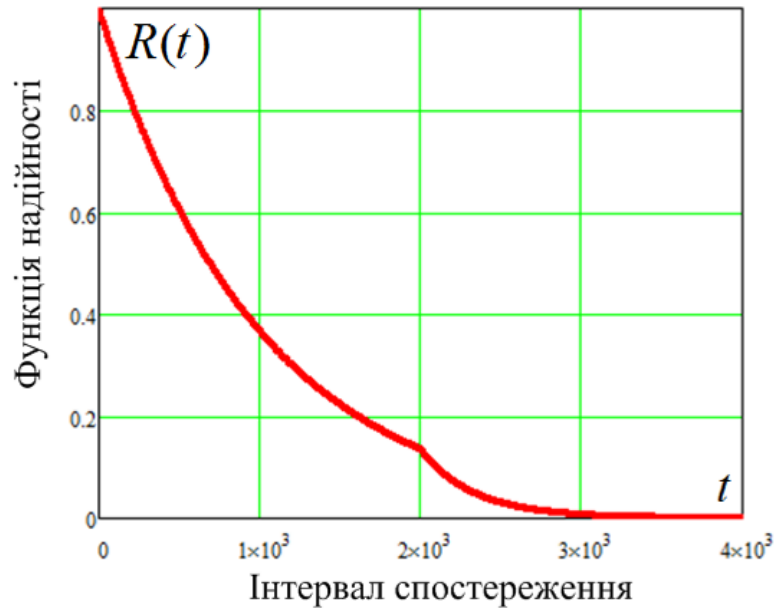


Рис. 3.3. Імовірність безвідмовної роботи у випадку стрибкоподібної моделі

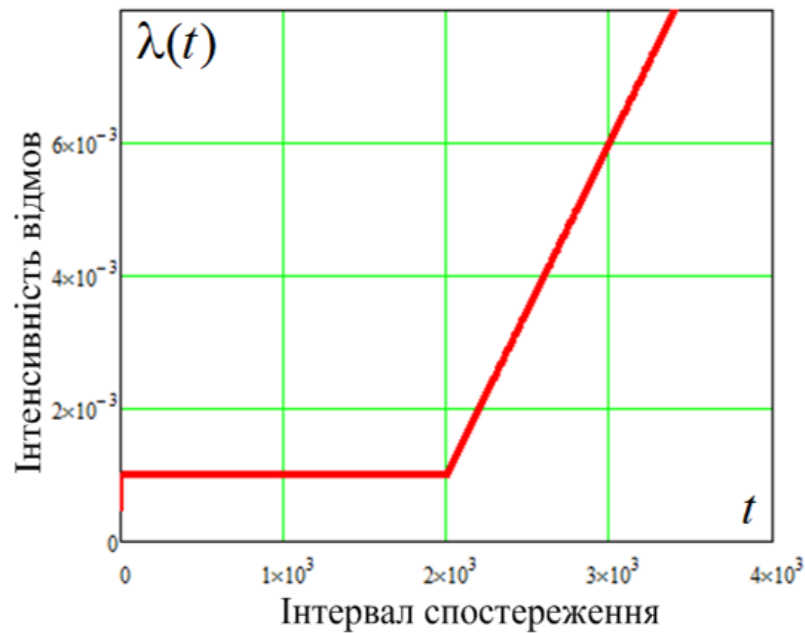


Рис. 3.4. Стрибокподібна зміна інтенсивності відмов у випадку лінійної моделі

Для синтезу алгоритмів виявлення погіршення технічного стану РЕО зручніше використовувати моделі (3.5) – (3.8). Тоді відповідно до (3.9) отримаємо:

1. Для випадку стрибкоподібної моделі:

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw}, \\ e^{-(d_0 + \lambda_0)t}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.15)$$

2. Для випадку лінійної моделі:

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw}, \\ e^{-\lambda_0 t - 0,5d_1(t-t_{sw})^2}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.16)$$

3. Для випадку квадратичної моделі:

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw}, \\ e^{-\lambda_0 t - \frac{d_2}{3}(t-t_{sw})^3}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.17)$$

4. Для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі:

$$R(t) = \begin{cases} e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw} \\ e^{-\lambda_0 t - 0,5d_1(t-t_{sw})^2}, & \text{якщо } t_{sw} \leq T_\Sigma < t_{sat}, \\ e^{-\lambda_0 t - d_1(t_{sat} - t_{sw})t}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sat}. \end{cases} \quad (3.18)$$

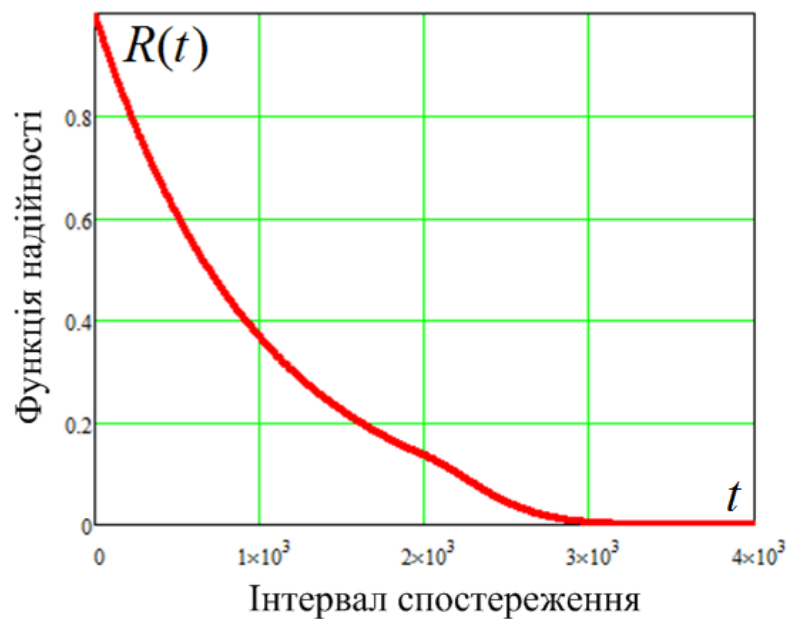


Рис. 3.5. Імовірність безвідмовної роботи у випадку лінійної моделі

Математичні співвідношення (3.15) – (3.18) можуть використовуватися для аналізування надійності відновлювального НЗА у випадку, коли момент виникнення погіршення технічного стану набагато перевищує середнє напрацювання на відмову.

Використовуючи формули (3.11) – (3.14) та співвідношення (3.10), отримаємо щільності розподілу ймовірностей напрацювань на відмову:

1. Для випадку стрибкоподібної моделі:

$$f(t) = (\lambda_0 h(t) + d_0 h(t - t_{sw})) e^{-\lambda_0 t - d_0 (t - t_{sw}) h(t - t_{sw})}. \quad (3.19)$$

2. Для випадку лінійної моделі:

$$f(t) = (\lambda_0 h(t) + d_1 (t - t_{sw}) h(t - t_{sw})) e^{-\lambda_0 t - 0,5 d_1 (t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw})}. \quad (3.20)$$

3. Для випадку квадратичної моделі:

$$f(t) = (\lambda_0 h(t) + d_2 (t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw})) e^{-\lambda_0 t - \frac{d_2}{3} (t - t_{sw})^3 h(t - t_{sw})}. \quad (3.21)$$

4. Для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі:

$$f(t) = (\lambda_0 h(t) + d_1 (t - t_{sw}) h(t - t_{sw}) - d_1 (t - t_{sat}) h(t - t_{sat})) \times \\ \times e^{-\lambda_0 t - 0,5 d_1 (t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw}) + 0,5 d_1 (t - t_{sat})^2 h(t - t_{sat})}. \quad (3.22)$$

Приклад графіків ЩРІ напрацювань до відмови для випадку стрибкоподібної та лінійної моделей наведені на рис. 3.6 та 3.7 відповідно. Ці ЩРІ були побудовані для тих же даних, що і рис. 3.2 – 3.5.

Для моделей (3.15) – (3.18) ЩРІ напрацювань між відмовами:

1. Для випадку стрибкоподібної моделі:

$$f(t) = \begin{cases} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw}, \\ (d_0 + \lambda_0) e^{-(d_0 + \lambda_0)t}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.23)$$

2. Для випадку лінійної моделі:

$$f(t) = \begin{cases} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw}, \\ (\lambda_0 + d_1 t) e^{-\lambda_0 t - 0,5 d_1 t^2}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.24)$$

3. Для випадку квадратичної моделі:

$$f(t) = \begin{cases} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw}, \\ (\lambda + d_2 t^2) e^{-\lambda_0 t - \frac{d_2}{3} t^3}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sw}. \end{cases} \quad (3.25)$$

4. Для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі:

$$f(t) = \begin{cases} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t}, & \text{якщо } T_\Sigma < t_{sw}, \\ (\lambda_0 + d_1 t) e^{-\lambda_0 t - 0,5 d_1 t^2}, & \text{якщо } t_{sw} \leq T_\Sigma < t_{sat}, \\ (\lambda_0 + d_1 (t_{sat} - t_{sw})) e^{-\lambda_0 t - d_1 (t_{sat} - t_{sw}) t}, & \text{якщо } T_\Sigma \geq t_{sat}. \end{cases} \quad (3.26)$$

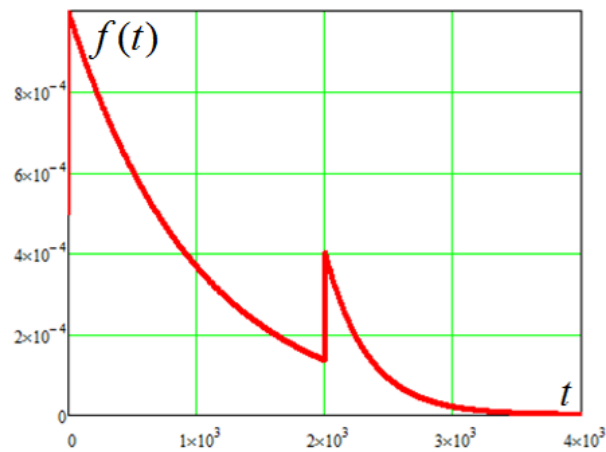


Рис. 3.6. ЩРІ напрацювань до відмови у випадку стрибкоподібної моделі

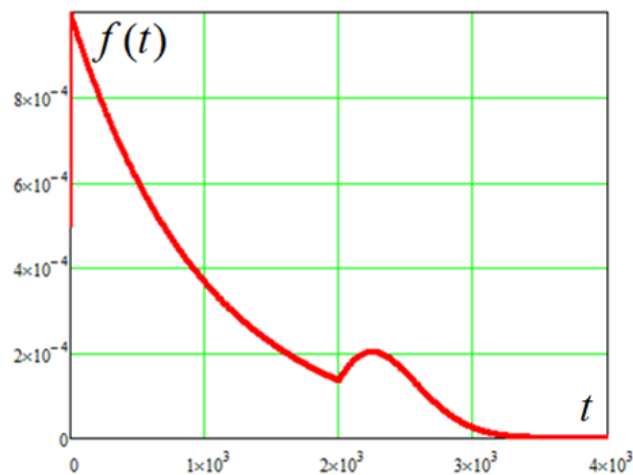


Рис. 3.7. ЩРІ напрацювань до відмови у випадку лінійної моделі

Перевірка показує, що умова нормування для отриманих ЩРІ (3.19) – (3.26) виконується.

Слід зазначити, що можливі і інші моделі змін інтенсивності відмов, наприклад, розглянуті в [12, 272], проте в цій дисертаційній роботі будуть детально розглянуті моделі (3.5) – (3.8).

3.2. Синтез та аналіз процедур виявлення погіршення технічного стану на основі критерію Неймана-Пірсона

Задача аналізування погіршення технічного стану НЗА відноситься до класу задач типу розладнання, які можна поділити на дві групи: виявлення та оцінювання параметрів. Апарат виявлення розладнання використовує методи кумулятивних сум [83], методи на основі ядерних оцінок [37, 81], послідовні методи [102] та інші методи, описані у роботах [5, 105, 86, 112, 156, 165]. Оптимальні методи виявлення розладнання описані у [68, 69]. Процес моделювання часових рядів з розладнанням описаний у [155].

Задачі зміни інтенсивності відмов розглядались у роботах [53, 63], а оцінювання параметрів надійності у випадках розладнання – у публікаціях [57, 59, 83, 164].

Аналіз показує, що задача виявлення погіршення технічного стану НЗА може розглядатися як задача перевірки гіпотез [127, 181, 202, 257]. Гіпотези H_0 та H_1 у цьому випадку відповідають рішенням про відсутність та наявність розладнання. Вважаємо, що гіпотеза та альтернатива є простими. Задачі перевірки гіпотез можуть вирішені одним із загальновідомих методів:

- ідеального спостерігача,
- послідовного спостерігачів,
- за допомогою критерію Неймана-Пірсона [80, 186].

У випадках, коли помилки першого й другого роду не однакові по важливості, а апріорні ймовірності гіпотез H_0 та H_1 невідомі неможливо скористатися правилом ідеальним спостерігача.

Критерій Неймана-Пірсона полягає в тому, що при заданій помилці першого роду мінімізується помилка другого роду.

Якщо V – дійсне число, то критична область $\Gamma_1^*(V)$, що складається із всіх t , для яких

$$\Lambda(t) = f_1(t) / f_0(t) \geq V,$$

визначає критерій вибору між гіпотезами H_0 та H_1 , що має максимальну потужність із всіх критеріїв з рівнем значимості, не перевищуючим

$$\alpha = \int_V^{\infty} f_0(t) dt,$$

де $f_0(t)$ – ЩРІ, що відповідає гіпотезі H_0 , $f_1(t)$ – ЩРІ, що відповідає альтернативі H_1 .

Рішення за критерієм Неймана-Пірсона виноситься на підставі аналізу відношення правдоподібності. Цей факт пояснюється тим, що при невідомих апіорних ймовірностях гіпотез основою для вироблення вирішального правила може служити тільки порівняння заздалегідь відомих умовних щільностей розподілу ймовірності.

Оскільки відношення правдоподібності порівнюється з порогом V , то вирішення, що засноване на критерії Неймана-Пірсона можна назвати граничним.

Відношення правдоподібності визначатися формулою

$$\Lambda_n(t_1, t_2, \dots, t_n) = \frac{f_{1n}(t_1, t_2, \dots, t_n)}{f_{0n}(t_1, t_2, \dots, t_n)}, \quad (3.27)$$

де $f_{0n}(t_1, t_2, \dots, t_n)$ – функція правдоподібності, що відповідає гіпотезі H_0 , $f_{1n}(t_1, t_2, \dots, t_n)$ – функція правдоподібності, що відповідає альтернативі H_1 .

Якщо результати всіх вимірювань отримані за однакових умов (стаціонарний випадок) і взаємно незалежні, то багатомірне відношення правдоподібності і його логарифм відповідно будуть рівні

$$\Lambda_n(t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n \Lambda(t_i),$$

$$\ln(\Lambda_n(t_1, t_2, \dots, t_n)) = \prod_{i=1}^n \ln(\Lambda(t_i)).$$

Розглянемо випадок, коли технічний стан НЗА характеризується інтенсивністю відмов $\lambda(t)$.

Нехай інтенсивність відмов змінюється за стрибкоподібної моделлю (3.5). Вимірюваними параметрами є напрацювання між відмовами t_i . На інтервалі спостереження маємо проміжок часу, на якому напрацювання на відмову характеризується щільністю розподілу ймовірностей $f_0(t)$ до погіршення технічного стану НЗА, та розподілом $f_1(t)$ – після його початку. У цьому випадку маємо

$$f_0(t_i) = \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i}, \text{ якщо } T_\Sigma \geq t_{sw}. \quad (3.28)$$

Щільність розподілу ймовірностей $f_1(t_i)$ визначається співвідношенням (3.23). Для можливості розрахунку відношення правдоподібності (3.27) перейдемо до дискретного часу. При цьому будемо вважати, що інтервал спостереження T_Σ містить n відмов, а моменту t_{sw} виникнення погіршення технічного стану НЗА відповідаю k -та відмова. Для кількісної оцінки рівня погіршення технічного стану введемо безрозмірну міру, що характеризує у скільки разів збільшилась інтенсивність відмов, тобто

$$a_0 = \frac{d_0 + \lambda_0}{\lambda_0}.$$

З урахуванням прийнятих припущень рівняння (3.28) та (3.23) перепишемо у такому вигляді:

$$f_0(t_i) = \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i}, \text{ якщо } k \geq n. \quad (3.29)$$

$$f_1(t_i) = \begin{cases} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i}, & \text{для } 1 \leq i \leq k-1, \\ a_0 \lambda_0 e^{-a_0 \lambda_0 t_i}, & \text{для } k \leq i \leq n, \end{cases} \quad (3.30)$$

Будемо вважати, що a_0 – це коефіцієнт зміни інтенсивності відмов, який необхідно виявляти з імовірністю D .

Розглянемо задачу виявлення з простою гіпотезою та альтернативою. Тобто параметри генеральної сукупності a_0 , λ_0 та n мають бути відомими для забезпечення гарантованого рівня показників ефективності. Фактичні значення параметрів розподілів імовірності будуть пов'язані з поточною ефективністю та враховані при теоретичному аналізі та моделюванні в змінних t_i .

Синтез процедури виявлення факту розладнання виконаємо з використанням критерію Неймана-Пірсона для фіксованого обсягу вибірки n . В публікаціях, що присвячені питанням виявлення розладнань розрізняють процедури апостеріорного аналізу вихідних даних (з фіксованим обсягом вибірки) [200, 280] та послідовного аналізу даних (з нескінченним обсягом вибірки) [44, 142, 232]. В цьому випадку розглядаємо процедуру виявлення розладнання з апостеріорним аналізом. Тоді рішення про наявність або відсутність розладнання приймається після того як проведена обробка даних всієї навчальної вибірки обсягу n .

Запишемо відношення правдоподібності згідно з критерієм Неймана-Пірсона (3.27). Припускаємо, що відліки t_i є незалежними випадковими величинами, тоді вирази для функції правдоподібності мають вигляд:

$$f_{1n}(t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n f_1(t_i / H_1),$$

$$f_{0n}(t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n f_0(t_i / H_0).$$

Тоді

$$\Lambda(\vec{t}_n, k, a_0) = \frac{\prod_{i=k}^n f_1(t_i / H_1)}{\prod_{i=k}^n f_0(t_i / H_0)} = \frac{\prod_{i=k}^n a_0 \lambda_0 e^{-a_0 \lambda_0 t_i}}{\prod_{i=k}^n \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i}} = a_0^{n-k} \prod_{i=k}^n e^{-a_0 \lambda_0 t_i + \lambda_0 t_i}.$$

Виконавши математичні спрощення, отримаємо

$$\Lambda(\vec{t}_n, k, a_0) = a_0^{n-k} e^{\sum_{i=k}^n \lambda_0 t_i (1-a_0)} = a_0^{n-k} e^{\lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=k}^n t_i}.$$

Зазвичай використовують логарифм функції відношення правдоподібності. Після підстановки отримаємо:

$$\begin{aligned} \ln \Lambda(\vec{t}_n, k, a_0) &= \ln a_0^{n-k} e^{\lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=k}^n t_i} = \ln a_0^{n-k} + \ln e^{\lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=k}^n t_i} = \\ &= (n-k+1) \ln a_0 + \lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=k}^n t_i. \end{aligned}$$

Вважаємо, що $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)$ є вирішальною статистикою, що залежить від обсягу вибірки n , параметрів $a_0^{(0)}$ та λ_0, k . Параметр $a_0^{(0)}$ характеризує те значення коефіцієнта погіршення технічного стану, яке необхідно виявити з наперед заданою ймовірністю. У загальному випадку цей параметр не дорівнює дійсному значенню показника a_0 , тобто $a_0^{(0)} \neq a_0$. Тому вирішальна статистика прийме наступний вигляд:

$$\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0) = (n-k+1) \ln a_0^{(0)} + \lambda_0 (1-a_0^{(0)}) \sum_{i=k}^n t_i. \quad (3.31)$$

У виразі для вирішальної статистики $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)$ необхідно знати параметри: коефіцієнт зміни інтенсивності відмов $a_0^{(0)}$, інтенсивність відмов на інтервалі без розладнання λ_0, k . Для цих параметрів процедура виявлення повинна забезпечувати необхідний рівень імовірності правильного виявлення розладнання та інших показників ефективності алгоритму виявлення.

Вигляд вирішальної статистики пов'язаний з питаннями апріорної невизначеності процедури виявлення. Тобто параметри $a_0^{(0)}, \lambda_0$ та n мають бути відомими (для забезпечення гарантованого рівня показників ефективності). Параметр, що характеризує момент розладнання k , є принципово невідомим. Для подолання апріорної невизначеності параметру k припускають, що значення вирішальної статистики, коли дійсно має місце розладнання буде максимальною величиною [53, 63]. Тоді процедура виявлення розладнання полягає в наступному:

після обробки n відліків даних щодо напрацювань \vec{t}_n для конкретного значення k необхідно порівняти $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)$ з порогом прийняття рішення V . Можливо декілька варіантів в схемі прийняття рішення.

В першій схемі прийняття рішення після розрахунки вирішальної статистики для всієї множини k обирають максимальне значення вирішальної статистики, що порівнюють з порогом рішення V . Якщо $\max(\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)) > V$, то приймається рішення про наявність розладнання. Номер відліку, на якому зафіксована розладнання, не має значення.

В другій схемі прийняття рішення після розрахунки вирішальної статистики для поточного значення k вирішальну статистику порівнюють з порогом рішення V . Тобто рішення про наявність розладнання приймається при наявності першої події перевищення порогу рішення V . Тобто якщо $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0) \geq V$, тоді приймається рішення про наявність розладнання (справедлива альтернатива H_1), Якщо $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0) < V$, то вважаємо що розладнання немає (справедлива гіпотеза H_0). В цьому випадку можна визначити момент, коли відбулось розладнання.

Надалі будемо розглядати першу схему прийняття рішення.

Приклади реалізації вирішальної статистики у випадку відсутності та наявності розладнання наведені на рис. 3.8 та 3.9 відповідно. Під час моделювання прийняті такі значення генеральної сукупності $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин⁻¹, $a_0^{(0)} = 2$, $a_0 = 2$, $n = 50$, $k_0 = 25$. На рис. 3.8 максимальне значення вирішальної статистики не перевищує поріг прийняття рішення V , тому приймає правильне рішення про відсутність розладнання. На рис. 3.9 $\max(\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)) > V$, тому в цьому випадку приймається рішення про погіршення технічного стану НЗА.

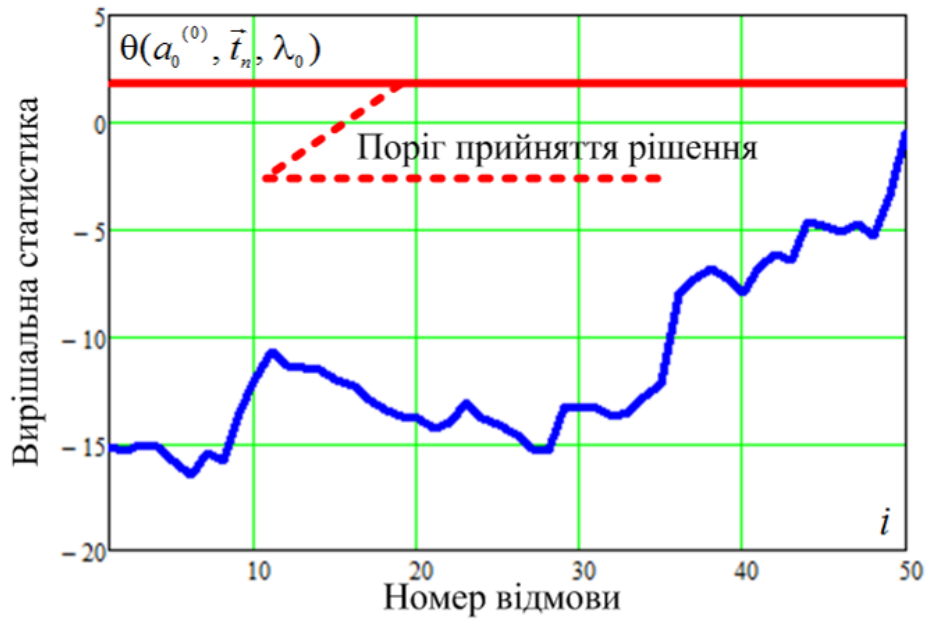


Рис 3.8. Приклад реалізації вирішальної статистики у разі відсутності розладнання

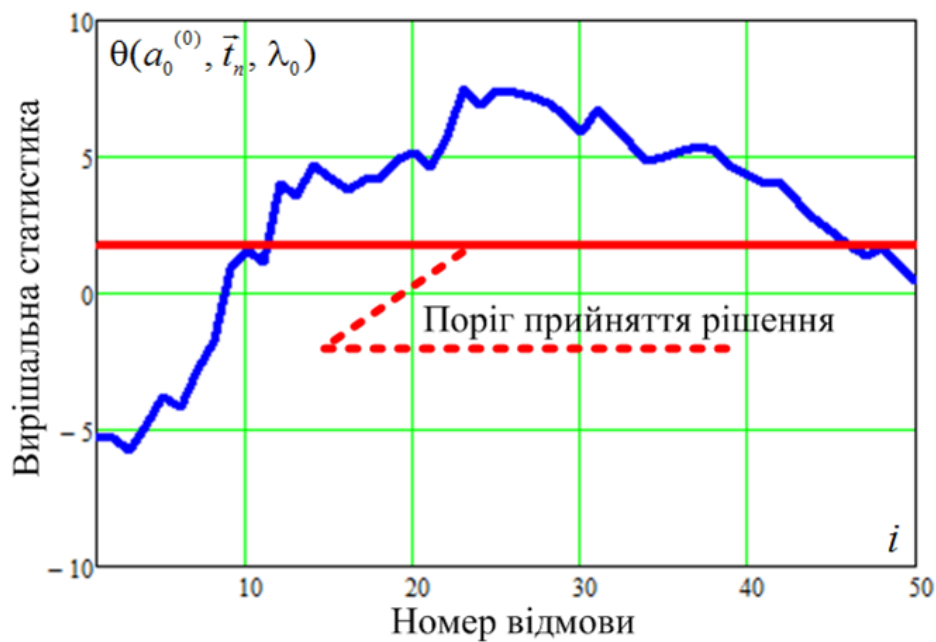


Рис 3.9. Приклад реалізації вирішальної статистики у разі наявності розладнання

В [142, 200] вважають, що алгоритми виявлення подібні розглянутим, є так званими алгоритмами кумулятивних сум (CUSUM). Згідно з таким підходом максимальному значення вирішальної статистики відповідає значення k , коли об'єктивно відбулась зміна інтенсивності відмов. Для перевірки цього твердження розрахуємо математичне сподівання вирішальної статистики для декількох наборів параметрів, що характеризують дану задачу виявлення.

Проаналізуємо залежність математичного сподівання від поточного значення k . Нехай параметр k_0 відповідає номеру відліку, на якому об'єктивно відбулось розладнання статистики. При цьому вирази для математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)$ для випадку коли $k < k_0$ мають вигляд:

$$m_1(\theta) = (n - k + 1) \ln a_0 - (a_0 \lambda_0 - \lambda_0) \left[(k_0 - k) \frac{1}{\lambda_0} + (n - k_0 + 1) \frac{1}{a_0 \lambda_0} \right].$$

$$\mu_2(\theta) = (a_0 \lambda_0 - \lambda_0)^2 \left[(k_0 - k) \left(\frac{1}{\lambda_0} \right)^2 + (n - k_0 + 1) \left(\frac{1}{a_0 \lambda_0} \right)^2 \right].$$

Видно, що частина сумарної статистики відліків t_i обсягом $k_0 - k$ величин пов'язана з гіпотезою H_0 . Інша частина сумарної статистики t_i обсягом $n - k_0 + 1$ величин пов'язана з альтернативою H_1 .

Вирази для математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)$ для випадку, коли $k = k_0$ мають вигляд

$$m_1(\theta) = (n - k_0 + 1) \ln a_0 - (a_0 \lambda_0 - \lambda_0) (n - k_0 + 1) \frac{1}{a_0 \lambda_0}.$$

$$\mu_2(\theta) = (a_0 \lambda_0 - \lambda_0)^2 (n - k_0 + 1) \left(\frac{1}{a_0 \lambda_0} \right)^2.$$

В цьому випадку частина сумарної статистики відліків t_i обсягом $n - k_0 + 1$ величин пов'язана з альтернативою H_1 .

Вирази для математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики $\theta(a_0^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0)$ для випадку, коли $k > k_0$ мають вигляд

$$m_1(\theta) = (n - k + 1) \ln a_0 - (a_0 \lambda_0 - \lambda_0) (n - k + 1) \frac{1}{a_0 \lambda_0}.$$

$$\mu_2(\theta) = (a_0 \lambda_0 - \lambda_0)^2 (n - k + 1) \left(\frac{1}{a_0 \lambda_0} \right)^2.$$

У цьому випадку частина сумарної статистики відліків t_i обсягом $n - k + 1$ величин пов'язана з альтернативою H_1 і обсяг сумарної статистики залежить від конкретного поточного значення параметру k .

Результати розрахунків за формулами для математичних сподівань та дисперсій, а також результати моделювання (точкові оцінки математичних сподівань та дисперсій) представлені в табл. 3.1.

На рис. 3.10 та 3.11 наведені результати розрахунку та точкові оцінки за результатами статистичного моделювання для залежності математичного сподівання та дисперсії від параметру k . На рис. 3.8 та 3.9 прямокутниками представлені оцінки, отримані за результатами моделювання.

Таблиця 3.1

Числові значення математичного сподівання та дисперсії

Набір параметрів	$\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}, a_0^{(0)} = 2, a_0 = 2, n = 50, k_0 = 25$						
k	3	10	17	25	33	40	50
$m_1(\theta)$	-1.73	0.42	2.57	5.02	3.48	2.12	0.19
$m_1^*(\theta)$	-1.798	0.366	2.52	4.999	3.449	2.086	0.187
$\mu_2(\theta)$	28.5	21.5	14.5	6.5	4.5	2.75	0.25
$\mu_2^*(\theta)$	29.618	22.224	14.608	6.501	4.538	2.848	0.261

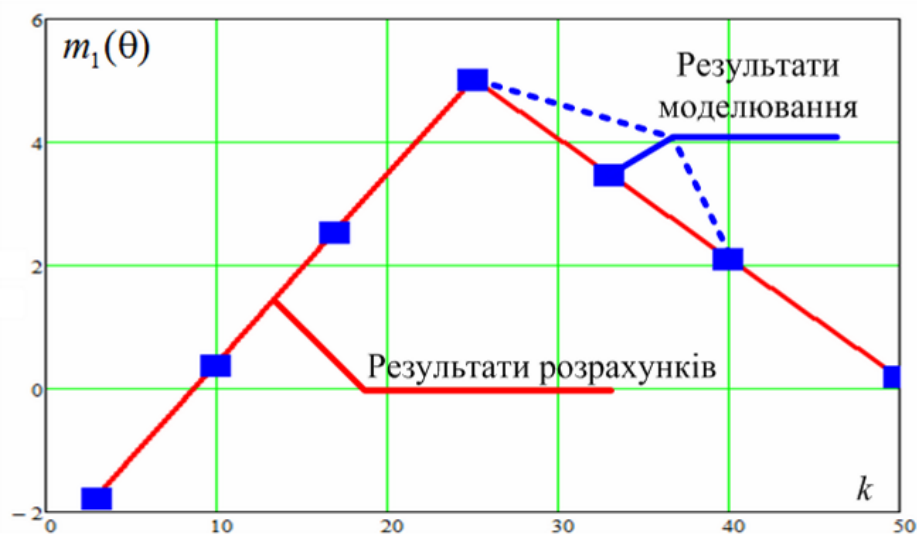


Рис 3.10. Графіки залежності математичного сподівання вирішальної статистики θ від параметру k за даними табл. 3.1

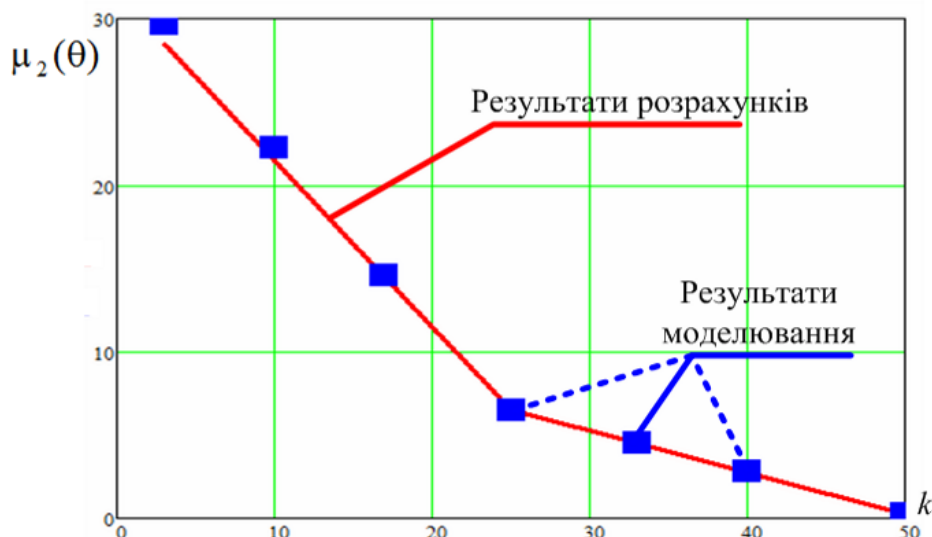


Рис 3.11. Графіки залежності дисперсії вирішальної статистики θ від параметру k за даними табл. 3.1

Результати розрахунків свідчать, що максимум на рис. 3.10 відповідає відліку, коли $k = k_0$. Аналіз рис. 3.11 показує, що дисперсія монотонно спадає. В цілому, результати статистичного моделювання свідчать про вірність теоретичних розрахунків. Тобто правило прийняття рішень про наявність розладнання на основі вибору та порівняння максимального значення статистики з порогом рішення є правильним.

Задача аналізу полягає в розрахунку числових значень показників ефективності: імовірності помилки першого роду α (прийняття альтернативи H_1 , коли справедлива гіпотеза H_0); імовірності помилки другого роду β (прийняття гіпотези H_0 , коли справедлива H_1). Зазвичай для алгоритмів статистичної класифікації або виявлення розраховують імовірність прийняття правильного рішення про наявність розладнання D , тобто

$$D = 1 - \beta.$$

Ці показники ефективності відповідають варіанту апостеріорного аналізу вихідної статистики напрацювань на відмову \vec{t}_n .

У роботі розглядається рішення задачі виявлення розладнання для випадку простої гіпотези, тобто необхідно забезпечити заданий рівень імовірності

правильного виявлення розладнання D_0 для відомого рівня λ_0 , обсягу вибірки n , параметру a_0 та k_0 . Для інших значень параметра λ_0 маємо вигляд характеристики виявлення $D_0(\lambda_0, a_0)$.

Розглянемо задачу аналізу ефективності алгоритму виявлення розладнання за допомогою моделювання процедури обробки даних нестационарних випадкових процесів з використанням методу Монте-Карло [253].

Основним завданням моделювання є побудова графіків залежності імовірності правильного виявлення розладнання D від параметру a_0 при різних значеннях k , обсягу вибірки n для відповідних порогів прийняття рішення V . Пороги рішення підбираються таким чином, щоб для заданого a_0 отримувати необхідний рівень D_0 при фіксованих рівнях параметрів n і k_0 .

Сформулюємо процедуру прийняття рішення про наявність розладнання шляхом порівняння максимального значення статистики з порогом рішення V .

Під час аналізу ефективності зробимо два припущення:

1. Поріг рішення V розраховуємо для параметрів генеральної сукупності a_0 , λ_0 , n в точці k_0 , де математичне сподівання вирішальної статистики $\theta(a_0, \vec{t}_n, \lambda_0)$ є максимальною величиною.

2. Вважаємо, що ЩРІ вирішальної статистики при цьому є нормальною.

Розглянемо випадок побудови характеристики $D(a_0)$. Імовірність правильного виявлення розраховується за формулою:

$$D = 1 - \int_{-\infty}^V N(\theta / H_1) d\theta, \quad (3.32)$$

де $N(\theta / H_1)$ – нормальна ЩРІ вирішальної статистики для альтернативи H_1 . Інтеграл у цьому виразі представимо у вигляді інтеграла ймовірностей Лапласа $\Phi(\cdot)$:

$$\beta = \Phi\left(\frac{V - m_1(\theta / H_1)}{\sigma(\theta / H_1)}\right). \quad (3.33)$$

Поріг прийняття рішення визначається за формулою:

$$V = m_1(\theta/H_1) + \sigma(\theta/H_1)\Phi^{-1}(\beta), \quad (3.34)$$

де $\Phi^{-1}(\beta)$ – зворотна функція.

Знаючи значення порогу прийняття рішень V може бути розрахована імовірність помилки першого роду:

$$\alpha = 1 - \int_{-\infty}^V N(\theta/H_0) d\theta. \quad (3.35)$$

де $N(\theta/H_0)$ – нормальна ЩРІ вирішальної статистики для гіпотези H_0 .

Для даних із табл. 3.1 та значення $\beta = 0.1$ поріг прийняття рішення дорівнює $V = 1.756$ та ймовірність помилки першого роду $\alpha = 0.028$.

На рис. 3.12 наведені характеристика виявлення розладнання для даних із табл. 3.1, отриманих в результатів аналітичних розрахунків та на основі статистичного моделювання.

Порівняння графіків із рис. 3.12 свідчать про правильність зроблених розрахунків.

Графік на рис. 3.12 будемо використовувати в подальшому у процесі порівняння ефективності алгоритмів виявлення розладнання для випадку таких самих параметрів генеральної сукупності.

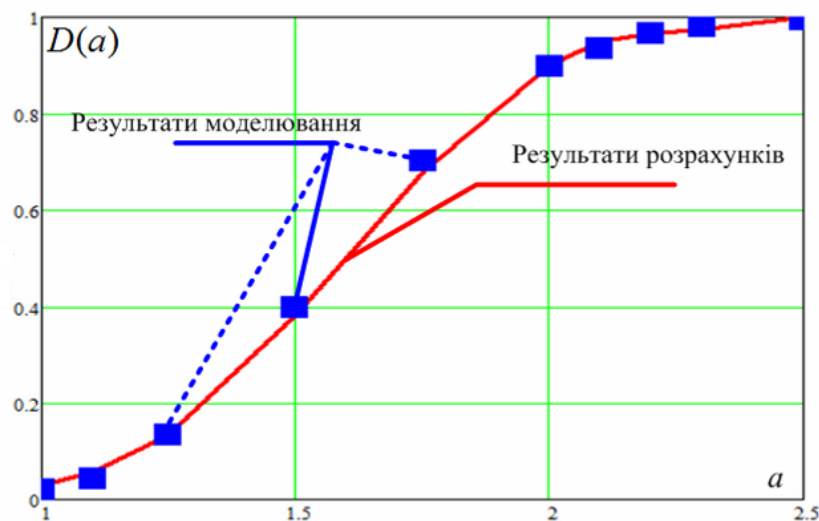


Рис. 3.12. Характеристики виявлення розладнання

Характеристика виявлення залежить від параметру $a_0^{(0)}$ у формулі (3.31). Номограми залежності характеристики виявлення у разі зміни $a_0^{(0)}$ та однакової для всіх варіантів ймовірності помилки першого роду зображені на рис. 3.13. При цьому слід зауважити, що для кожного із графіків на наведеному рис. 3.13 виконувався розрахунок порогу прийняття рішення V відповідно до співвідношень (3.32) – (3.35).

Як видно з графіків на рис. 3.13 збільшення $a_0^{(0)}$ призводить до зменшення ймовірності правильного виявлення для всіх дійсних значень параметру погіршення та забезпеченні сталої ймовірності помилки першого роду.

Виконаємо аналогічний розрахунок залежностей математичного сподівання та дисперсії від поточного відліку вирішальної статистики, а також розрахунок характеристик виявлення у разі зміни істинного значення моменту виникнення розладнання. Графічні залежності математичного сподівання та дисперсії від поточного відліку у разі параметрів генеральної сукупності $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин⁻¹, $a_0^{(0)} = 2$, $a_0 = 2$, $n = 50$, $k_0 = 10$ наведені на рис. 3.14. Відповідна номограма характеристик виявлення у разі зміни параметру $a_0^{(0)}$ зображена на рис. 3.15.

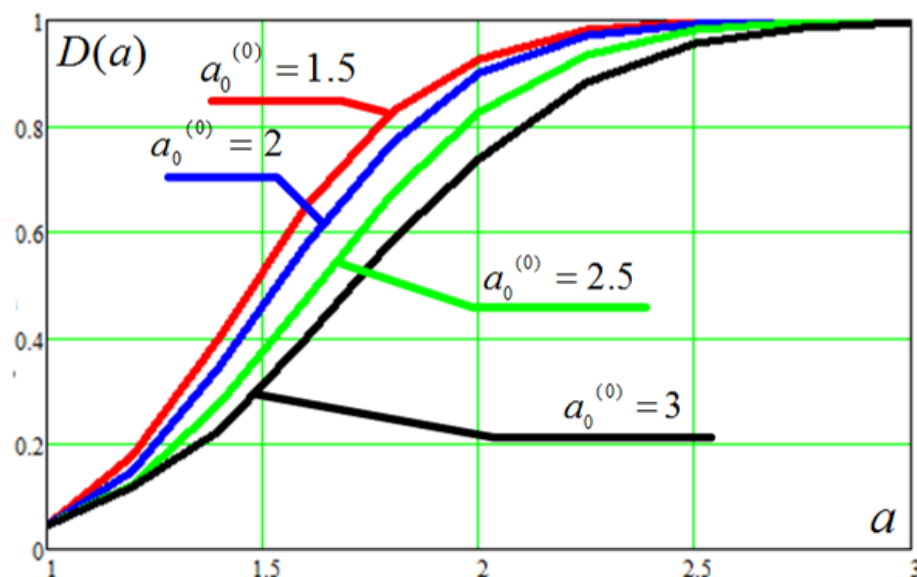


Рис. 3.13. Номограми характеристик виявлення розладнання у разі зміни параметру $a_0^{(0)}$ у формулі (3.31)

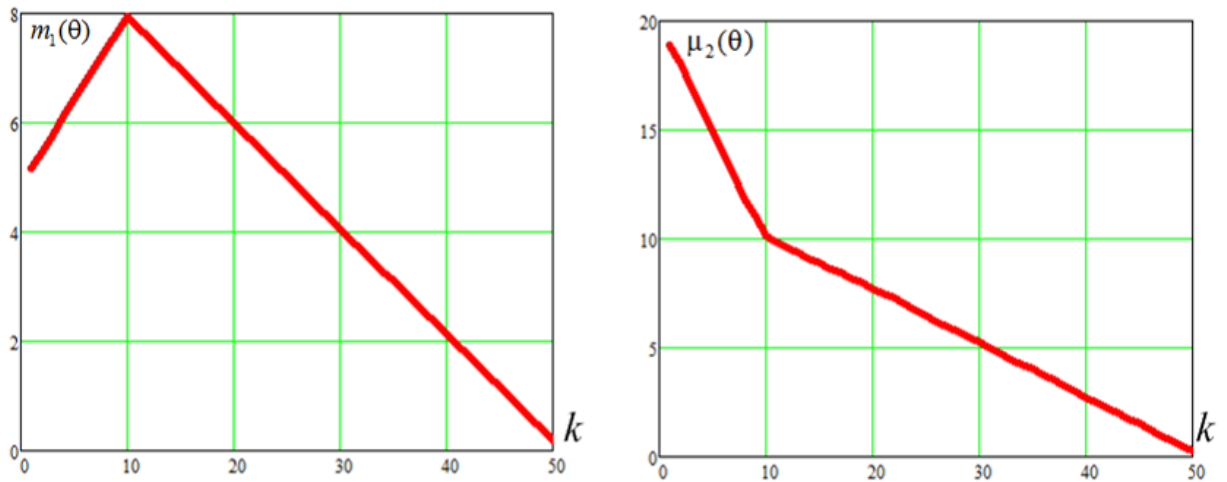


Рис 3.14. Графіки залежності математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики θ від параметру k

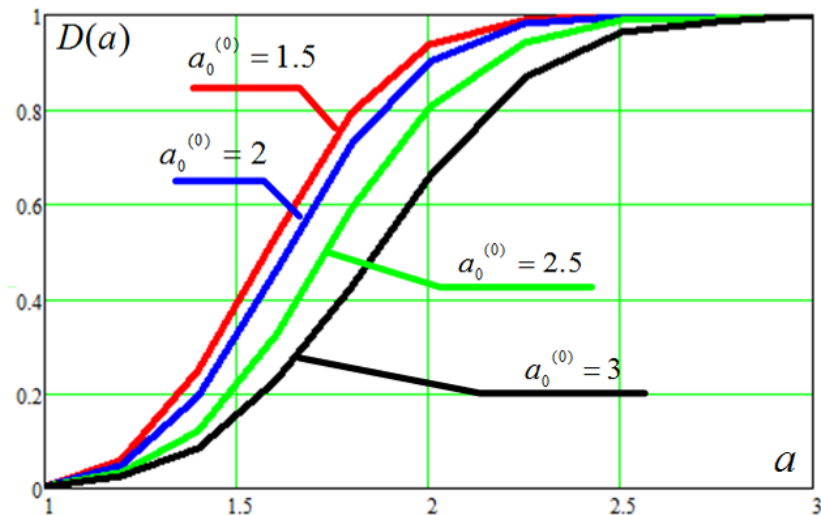


Рис. 3.15. Номограми характеристик виявлення розладнання у разі зміни параметру $a_0^{(0)}$ у формулі (3.31)

Графічні залежності математичного сподівання та дисперсії від поточного відліку у разі параметрів генеральної сукупності $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин $^{-1}$, $a_0^{(0)} = 2$, $a_0 = 2$, $n = 50$, $k_0 = 40$ наведені на рис. 3.16. Відповідна номограма характеристик виявлення у разі зміни параметру $a_0^{(0)}$ зображена на рис. 3.17.

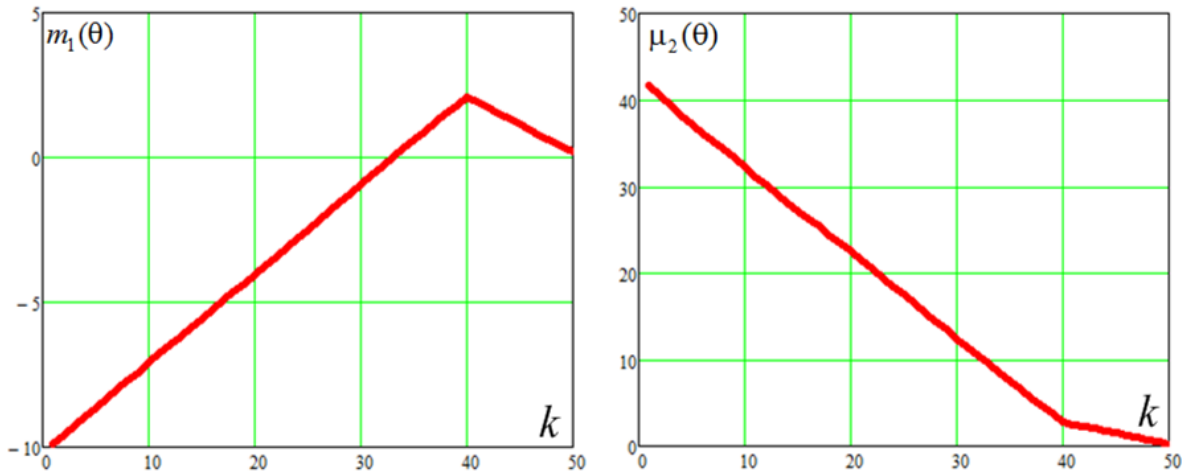


Рис 3.16. Графіки залежності математичного сподівання та дисперсії вирішальної статистики θ від параметру k

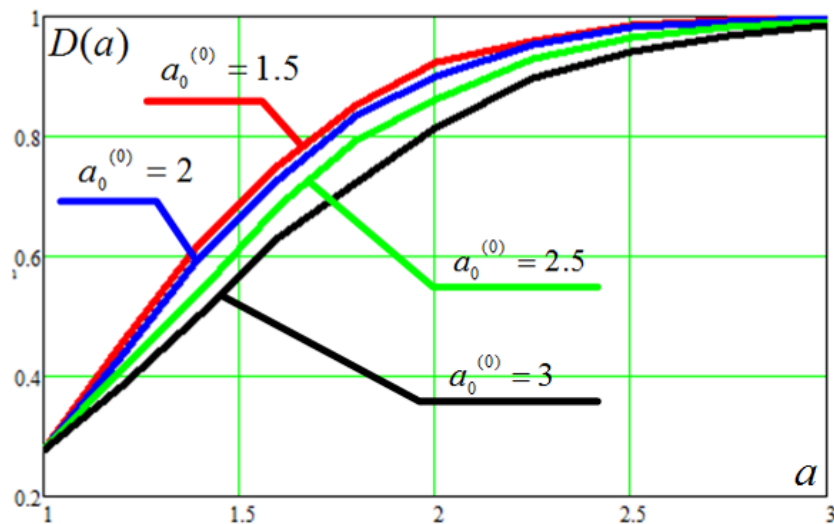


Рис. 3.17. Номограми характеристик виявлення розладнання у разі зміни параметру $a_0^{(0)}$ у формулі (3.31)

Як видно, з рис. 3.14 та 3.16 максимальне значення математичного сподівання вирішальної статистики збігається з істинним значенням моменту виникнення розладнання. Залежність дисперсії при цьому має монотонно спадаючий характер, окрім того залежність містить два сегменти з точкою перемикання у моменті виникнення розладнання.

Аналіз номограм на рис. 3.13, 3.15 та 3.17 показує, що зі збільшенням величини k_0 значення ймовірності помилки першого роду теж збільшується, а

ймовірність правильного виявлення покращується у разі $a_0 < a_0^{(0)}$ та погіршується у протилежному випадку. Крім того, зі збільшенням $a_0^{(0)}$ відбувається зменшення ймовірності правильного виявлення для довільних значень k_0 .

Залежність ймовірності правильного виявлення від кількості $n - k_0$ відлікових значень у вирішальній статистиці з розладнанням у разі параметрів генеральної сукупності $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин⁻¹, $a_0^{(0)} = 2$, $a_0 = 2$, $n = 50$ наведені на рис. 3.18.

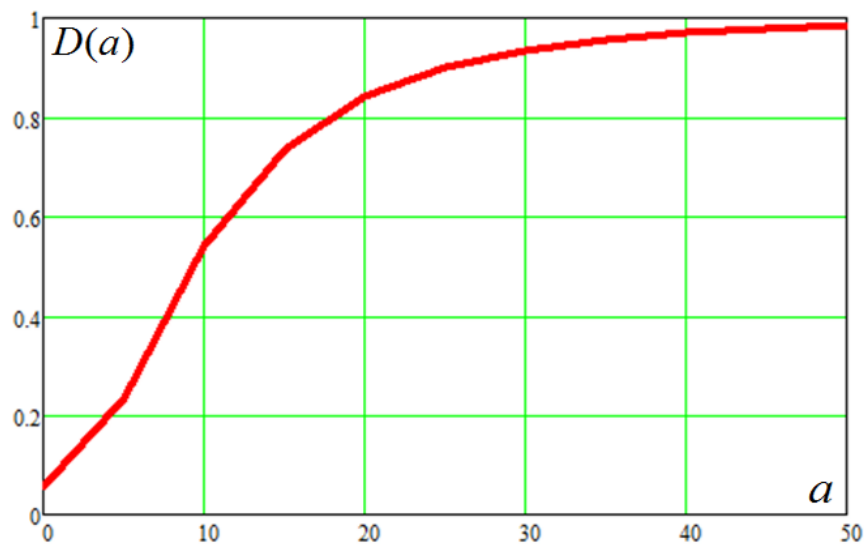


Рис. 3.18. Характеристики виявлення розладнання

На рис. 3.18 видно, що зі збільшенням кількості відліків з розладнанням ймовірність правильного виявлення збільшується. Це відповідає фізиці процесу виявлення.

Якщо ставити задачу виявлення розладнання зі сталою ймовірністю правильного виявлення, то значення порогу прийняття рішень необхідно перераховувати для кожного відліку вирішальної статистики. Для цього використовується апарат (3.32) – (3.35). Ймовірність помилки першого роду у цьому випадку не буде постійною, вона буде монотонно зростати зі збільшенням порядкового номеру відліку, що відповідає початку розладнання. Приклад залежності ймовірності помилки першого від моменту виникнення розладнання

для параметрів генеральної сукупності $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин $^{-1}$, $a_0^{(0)} = 2$, $D_0 = 2$, $n = 50$ наведені на рис. 3.19.

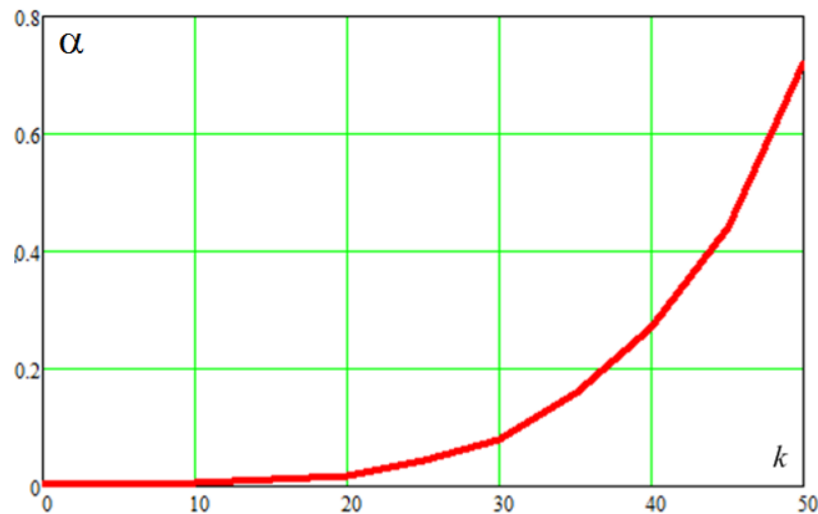


Рис. 3.19. Залежність імовірності помилки першого від моменту виникнення розладнання

Отже, процедура виявлення розладнання за критерієм Неймана-Пірсона може бути узагальнена до наступних операцій:

1. Отримання аналітичного виразу для відношення правдоподібності.
2. Отримання аналітичного виразу для вирішальної статистики.
3. Розрахунок порогу прийняття рішення відповідно до формул (3.32) – (3.35). При цьому необхідно задати значення параметру погіршення технічного стану РЕО, яке необхідно виявити з імовірністю D_0 .
4. Розрахунок характеристики виявлення.

Для прикладу використання цього методу розглянемо ще випадок лінійного погіршення технічного стану. Всі припущення, що використовувалися для випадку стрибкоподібної моделі, зберігаються, тому наведемо лише фінальні формули та графіки.

Лінійна модель погіршення характеризується інтенсивністю відмов (3.6) та ЩРІ напрацювань між відмовами (3.24). Тоді відношення правдоподібності (3.27) можна представити у такому вигляді:

$$\Lambda(\vec{t}_n, k, d_1) = \frac{\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) e^{-\lambda_0 t_i - 0,5 d_1 t_i^2}}{\prod_{i=k}^n \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i}} = \prod_{i=k}^n \left(1 + \frac{d_1}{\lambda_0} t_i \right) e^{-0,5 d_1 t_i^2}.$$

Логарифм функції відношення правдоподібності:

$$\begin{aligned} \ln \Lambda(\vec{t}_n, k, d_1) &= \ln \prod_{i=k}^n \left(1 + \frac{d_1}{\lambda_0} t_i \right) e^{-0,5 d_1 t_i^2} = \sum_{i=k}^n \ln \left(\left(1 + \frac{d_1}{\lambda_0} t_i \right) e^{-0,5 d_1 t_i^2} \right) = \\ &= \sum_{i=k}^n \ln \left(1 + \frac{d_1}{\lambda_0} t_i \right) - 0,5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2. \end{aligned}$$

Звідси, вирішальна статистика:

$$\theta(d_1^{(0)}, \vec{t}_n, \lambda_0) = \sum_{i=k}^n \ln \left(1 + \frac{d_1}{\lambda_0} t_i \right) - 0,5 d_1^{(0)} \sum_{i=k}^n t_i^2. \quad (3.36)$$

У формулі (3.36) $d_1^{(0)}$ – це значення параметру погіршення технічного стану, яке має бути виявлене з імовірністю D_0 . Відповідно до формул (3.32) – (3.35) отримаємо значення порогу прийняття рішення $V = 8.51$ та ймовірності помилки першого роду $\alpha = 0.0002$ для ймовірності правильного виявлення $D_0 = 0.9$ та параметрів генеральної сукупності $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин⁻¹, $d_1^{(0)} = 2 \cdot 10^{-11}$ годин⁻², $d_1 = 2 \cdot 10^{-11}$ годин⁻², $n = 50$, $k_0 = 25$. Відповідна характеристика виявлення наведена на рис. 3.20.

Результати досліджень, наведені у цьому параграфі детально розглянуті у публікаціях [119, 120, 123, 169, 253, 258, 259].

Розглянуті методи виявлення розладнання можуть також бути використані під час виявлення кібератак у процесі моніторингу інтернет-трафіку, як це описано у роботі [158].

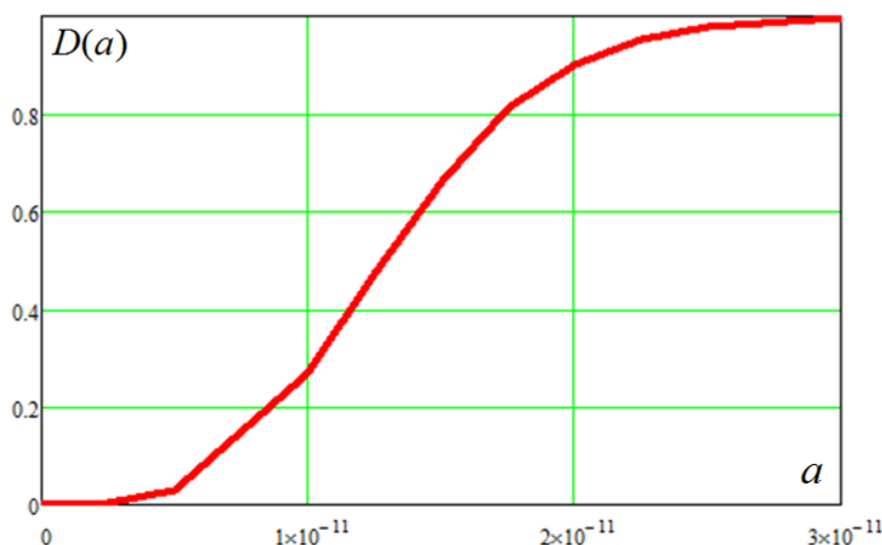


Рис. 3.20. Характеристики виявлення розладнання

3.3. Оцінювання параметрів погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації

Наступним етапом після прийняття рішення щодо наявності або відсутності погіршення технічного стану НЗА є отримання числових значень оцінок параметрів моделі, яка в загальному випадку зводиться до оцінювання показників надійності після розладнання [128, 163, 204]. Існують різні методи оцінювання надійності, зокрема наведені в [24, 84, 96, 115, 196]. У цій дисертаційній роботі задача оцінювання параметрів погіршення технічного стану НЗА вирішується шляхом використання апарату математичної статистики.

Задачі оцінювання можуть бути вирішені з використанням класичних і послідовних методів [139, 145, 147, 182, 187]. Якщо розглядати класичні методи (з фіксованим обсягом вибірки) в рамках параметричного підходу, то існують метод максимальної правдоподібності, метод моментів, метод квантилів, метод найменших квадратів тощо [11, 220, 247].

У подальшому будемо використовувати метод максимуму правдоподібності.

Розглянемо стрибкоподібну модель зміни технічного стану. Для опису ЩРІ напрацювань між відмовами використаємо співвідношення (3.29) та (3.30).

Функція правдоподібності у цьому випадку буде наступною:

$$\begin{aligned}\Lambda(\lambda_0, a_0, k) &= \prod_{i=1}^{k-1} f_0(t_i) \prod_{i=k}^n f_1(t_i) = \prod_{i=1}^{k-1} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i} \prod_{i=k}^n a_0 \lambda_0 e^{-a_0 \lambda_0 t_i} = \\ &= \lambda_0^n a_0^{n-k+1} e^{-\sum_{i=1}^{k-1} \lambda_0 t_i - \sum_{i=k}^n a_0 \lambda_0 t_i} = \lambda_0^n a_0^{n-k+1} e^{-\lambda_0 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right)}.\end{aligned}$$

Отже,

$$\Lambda(\lambda_0, a_0, k) = \lambda_0^n a_0^{n-k+1} e^{-\lambda_0 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right)}. \quad (3.37)$$

Як видно, функція правдоподібності (3.37) залежить від трьох параметрів. Будемо вважати, що параметр початку розладнання k був визначений у процесі вирішення задачі виявлення як аргумент максимального значення вирішальної статистики, тобто

$$k^* = \arg \max \theta(k). \quad (3.38)$$

Тоді задача оцінювання може бути розділена на два класи задач, коли невідомий лише один параметр λ_0 або a_0 та коли невідомі обидва параметри λ_0 та a_0 .

Для вирішення задачі першого типу (якщо невідомий тільки один параметр) необхідно знайти часткову похідну відносно відповідного параметра функції правдоподібності, прирівняти її до нуля і вирішити отримане рівняння відносно невідомого параметра (тобто знайти аргумент, для якого функція правдоподібності є максимальною).

Знайдемо похідну за параметром a_0 , та прирівняємо її до нуля, внаслідок отримаємо рівняння:

$$\begin{aligned}\frac{d\Lambda(\lambda_0, a_0, k)}{da_0} &= (n-k+1) \lambda_0^n a_0^{n-k} e^{-\lambda_0 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right)} - \\ &- \lambda_0 \left(\sum_{i=k}^n t_i \right) \lambda_0^n a_0^{n-k+1} e^{-\lambda_0 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right)} = 0.\end{aligned}$$

Експоненціальна функція для кінцевого значення аргументу не дорівнює нулю, тому після спрощення отримуємо наступне рівняння:

$$(n - k + 1)\lambda_0^n a_0^{n-k} - \lambda_0^{n+1} a_0^{n-k+1} \left(\sum_{i=k}^n t_i \right) = 0.$$

Звідси отримуємо оцінку невідомого параметра:

$$a_0^* = \frac{n - k + 1}{\lambda_0 \sum_{i=k}^n t_i}. \quad (3.39)$$

Отже, для оцінки невідомого значення параметру погіршення технічного стану в якості вихідних даних використовуються тривалості між відмовами після моменту погіршення технічного стану НЗА.

Таким чином, розв'язана задача синтезу оцінки одного невідомого параметру стрибкоподібної моделі розладнання. Оцінка (3.39) у загальному випадку є випадковою величиною.

Для вирішення задач аналізу необхідно знайти ЩРІ цієї оцінки або визначити тільки її початкові та центральні моменти.

Математичне сподівання оцінки:

$$m_1(a_0^*) = m_1 \left(\frac{n - k + 1}{\lambda_0 \sum_{i=k}^n t_i} \right) = \frac{n - k + 1}{m_1 \left(\lambda_0 \sum_{i=k}^n t_i \right)} = \frac{n - k + 1}{\lambda_0 m_1 \left(\sum_{i=k}^n t_i \right)} = \frac{n - k + 1}{\lambda_0 \sum_{i=k}^n m_1(t_i)}.$$

Оскільки розподіл відлікових значень t_i є експоненціальним, то

$$m_1(t_i) = \frac{1}{a_0 \lambda_0}.$$

Звідси, отримаємо:

$$m_1(a_0^*) = \frac{n - k + 1}{\lambda_0 \sum_{i=k}^n m_1(t_i)} = \frac{n - k + 1}{\lambda_0 \frac{1}{a_0 \lambda_0} (n - k + 1)} = a_0.$$

Отже, оцінка параметру погіршення є незміщеною.

Дисперсію оцінки можна знайти, використовуючи приблизну формулу для функції випадкових аргументів [50]. Якщо припустити, що аргументи є незалежними випадковими величинами, то можна написати

$$\mu_2(a_0^*) = \sum_{i=k}^n \left(\left. \frac{\partial a_0(t_i)}{\partial t_i} \right|_{m_1(t_i)} \right)^2 \mu_2(t_i).$$

Тоді

$$\begin{aligned} \mu_2(a_0^*) &= \frac{1}{a_0^2 \lambda_0^2} \sum_{i=k}^n \left(\frac{\partial a_0(t_i)}{\partial t_i} \right)^2 = \frac{1}{a_0^2 \lambda_0^2} \sum_{i=k}^n \left(-\frac{n-k+1}{\lambda_0 \left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^2} \right)^2 = \\ &= \frac{(n-k+1)^2}{a_0^2 \lambda_0^4} \sum_{i=k}^n \frac{1}{\left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^4} = \frac{(n-k+1)^3}{a_0^2 \lambda_0^4 \left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^4}. \end{aligned}$$

Щоб отримати остаточну формулу замість відлікових значень, необхідно підставити їх математичні сподівання, тоді:

$$\mu_2(a_0^*) = \frac{(n-k+1)^3}{a_0^2 \lambda_0^4 \left(\frac{n-k+1}{a_0 \lambda_0} \right)^4} = \frac{a_0^2}{(n-k+1)}.$$

Слід також зауважити, що отримана для $\mu_2(a_0^*)$ формула є наближеною.

Отримаємо вираз для ЩРІ оціни невідомого параметра a_0^* . Відомо, що сума випадкових величин, кожна з яких є експоненціальною, характеризується гамма-розподілом:

$$f(y) = \frac{(a_0 \lambda_0)^{n-k+1}}{\Gamma(n-k+1)} y^{n-k} e^{-a_0 \lambda_0 y}, \quad \beta > 0,$$

де $\Gamma(n-k+1) = (n-k)!$ є повною гамма-функцією.

За стандартною методикою перетворення випадкових величин [186] можна знайти ЩРІ параметру погіршення технічного стану:

$$f(x) = f(y(x)) \left| \frac{dy(x)}{dx} \right|.$$

Зворотна функція

$$y(x) = \frac{n-k+1}{\lambda_0 x},$$

а модуль її похідної

$$\left| \frac{dy(x)}{dx} \right| = \frac{n-k+1}{\lambda_0 x^2}.$$

Звідси отримаємо

$$f(x) = \frac{(n-k+1)(a_0 \lambda_0)^{n-k+1}}{\lambda_0 x^2 \Gamma(n-k+1)} \left(\frac{n-k+1}{\lambda_0 x} \right)^{n-k} e^{-a_0 \frac{n-k+1}{x}}.$$

Після виконання математичних спрощень в цьому виразі отримаємо остаточну формулу:

$$f(x) = \frac{(n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k+1}}{x^{n-k+2} (n-k)!} e^{-\frac{a_0(n-k+1)}{x}}. \quad (3.40)$$

Перевіримо отриману ЩРІ (3.40) на виконання умови нормування

$\int_0^{\infty} f(x) dx = 1$. Таким чином

$$\int_0^{\infty} \frac{(n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k+1}}{x^{n-k+2} (n-k)!} e^{-\frac{a_0(n-k+1)}{x}} dx = \int_0^{\infty} \frac{(n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k+1}}{(n-k)!} t^{n-k} e^{-a_0(n-k+1)t} dt = 1.$$

Отже, умова нормування виконується.

Знайдемо точні аналітичні вирази для математичного сподівання і дисперсії з отриманої ЩРІ (3.40) невідомого параметра. Відомо, що

$$m_1(a_0^*) = \int_0^{\infty} x f(x) dx.$$

Звідси

$$\begin{aligned}
m_1(a_0^*) &= \int_0^{\infty} \frac{x(n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k+1}}{x^{n-k+2} (n-k)!} e^{-\frac{a_0(n-k+1)}{x}} dx = \int_0^{\infty} \frac{(n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k+1}}{x^{n-k-1} (n-k)!} e^{-\frac{a_0(n-k+1)}{x}} d\left(\frac{1}{x}\right) = \\
&= \int_0^{\infty} \frac{(n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k+1}}{(n-k)!} t^{n-k-1} e^{-a_0(n-k+1)t} dt = a_0 \frac{n-k+1}{n-k}.
\end{aligned}$$

Дисперсія

$$\mu_2(a_0^*) = \int_0^{\infty} x^2 f(x) dx - m_1^2(a_0^*).$$

Тоді

$$\begin{aligned}
\mu_2(a_0^*) &= \int_0^{\infty} \frac{x^2 (n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k+1}}{x^{n-k+2} (n-k)!} e^{-\frac{a_0(n-k+1)}{x}} dx - m_1^2(a_0^*) = \\
&= \int_0^{\infty} \frac{(n-k+1)^{n-k+1} a_0^{n-k}}{(n-k)!} t^{n-k-2} e^{-a_0(n-k+1)t} dt - m_1^2(a_0^*) = \\
&= \frac{a_0^2 (n-k+1)^2}{(n-k)(n-k-1)} - m_1^2(a_0^*) = \frac{a_0^2 (n-k+1)^2}{(n-k)^2 (n-k-1)}.
\end{aligned}$$

Звідси

$$\mu_2(a_0^*) = \frac{a_0^2 (n-k+1)^2}{(n-k)^2 (n-k-1)}.$$

Ця формула не збігається з наведеним приблизним виразом, проте для досить великих розмірів вибірки асимптотно прямує до нього. Процедура оцінки ефективна, оскільки у випадку $n-k \rightarrow \infty$ дисперсія оцінки прямує до нуля.

Для перевірки отриманих результатів проведено статистичне моделювання процедури оцінки невідомого параметра a_0 . Для побудови функції ЩРІ оцінки процедура оцінювання параметрів повторювалася $N = 1000$. На рис. 3.21 наведено графіки ЩРІ на основі результатів моделювання та ЩРІ, отриманої за аналітичним виразом (3.40). Моделювання проводилося для наступних параметрів: $n = 40$, $k = 20$, $a_0 = 2$, $\lambda = 0.01$ годин⁻¹.

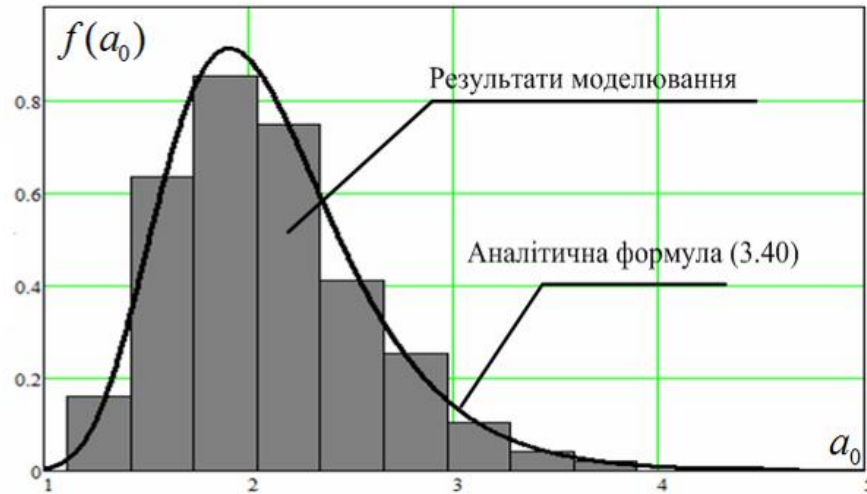


Рис. 3.21. Теоретична ЩРІ оцінки та відповідна гістограма

Проведено тестування результатів моделювання та узгодженості теоретичних розрахунків за критерієм згоди χ^2 Пірсона. Розраховане значення 6.2, а пороговий рівень – 26.2 (для рівня значущості 0.01), що вказує, що отримані результати моделювання збігаються з теоретичною ЩРІ.

Номограми ЩРІ невідомого параметра a_0 для різних значень параметрів генеральної сукупності показані на рис. 3.22 та 3.23.

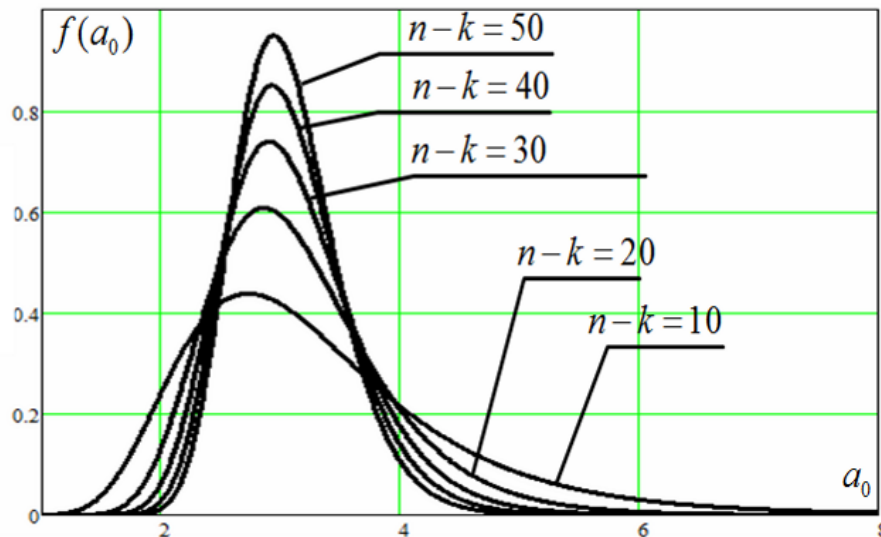


Рис. 3.22. Номограма ЩРІ оцінки для різних обсягів вибірки

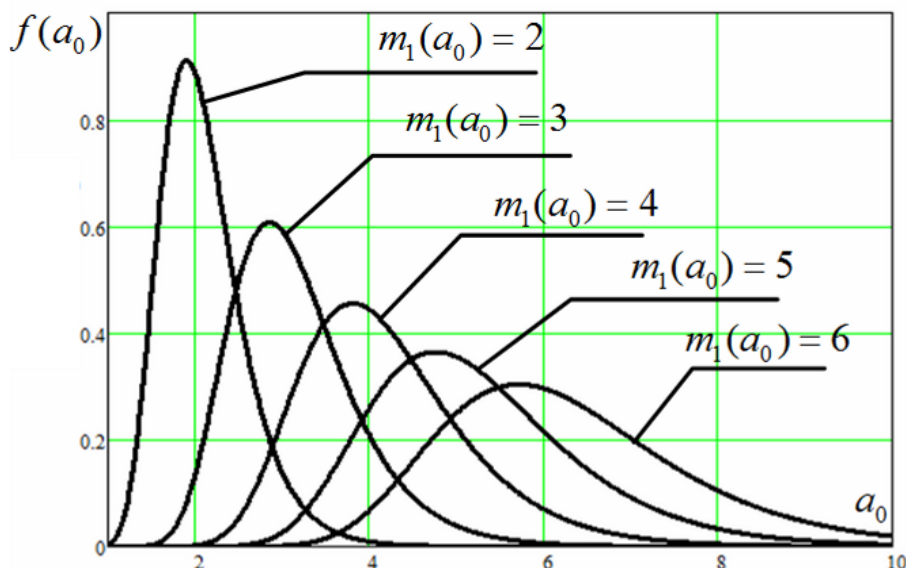


Рис. 3.23. Номограма ЩРІ оцінки для різних математичних сподівань оцінки

Як показано на рис. 3.21, зміна обсягу вибірки в основному впливає на величину дисперсії оцінки невідомої величини зміни інтенсивності відмов НЗА.

У випадку невідомого параметру λ_0 знайдемо похідну від (3.37) за λ_0 :

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, a_0, k)}{d\lambda_0} = n\lambda_0^{n-1} a_0^{n-k+1} e^{-\lambda_0 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right)} -$$

$$- \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right) \lambda_0^n a_0^{n-k+1} e^{-\lambda_0 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right)} = 0.$$

Після спрощення отримуємо наступне рівняння:

$$n - \lambda_0 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i \right) = 0.$$

Звідси отримуємо оцінку невідомого параметра:

$$\lambda_0^* = \frac{n}{\sum_{i=1}^{k-1} t_i + a_0 \sum_{i=k}^n t_i}. \quad (3.41)$$

Це рівняння може бути значно спрощене, якщо момент початку погіршення k є відомим. Тоді для оцінки λ_0 може бути використана стандартна формула на інтервалі спостереження до початку погіршення технічного стану:

$$\lambda_0^* = \frac{k-1}{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}. \quad (3.42)$$

Аналіз оцінки (3.42) виконувати не будемо, оскільки він є загальновідомим [66].

У випадку невідомих двох параметрів a_0 та λ_0 необхідно вирішити системи із двох рівнянь, попередньо знайшовши частинні похідні від (3.37) та прирівнявши їх нулю. У результаті можна показати, що оцінка параметру λ_0 збігається з виразом (3.42), а оцінка параметру a_0 прийме вигляд:

$$a_0^* = \frac{n-k+1}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}{\sum_{i=k}^n t_i}. \quad (3.43)$$

Аналіз оцінки (3.43) буде виконаний в наступному параграфі під час синтезу евристичної процедури виявлення.

Розглянемо задачу оцінювання параметрів лінійної моделі погіршення технічного стану. Функція правдоподібності для досліджуваного варіанту погіршення технічного стану може бути записана у такому вигляді:

$$\Lambda(\lambda_0, d_1, k) = \prod_{i=1}^{k-1} \lambda_0 e^{-\lambda_0 x_i} \prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) e^{-\lambda_0 t_i - 0.5 d_1 t_i^2} = \lambda_0^{k-1} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2}.$$

Отже,

$$\Lambda(\lambda_0, d_1, k) = \lambda_0^{k-1} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2}. \quad (3.44)$$

Для знаходження оцінки невідомого параметру λ_0 вирішимо рівняння

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_1, k)}{d\lambda_0} = 0.$$

При цьому

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_1, k)}{d\lambda_0} = (k-1)\lambda_0^{k-2} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2} -$$

$$-\lambda_0^{k-1} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2} \sum_{i=1}^n x_i + \lambda_0^{k-1} r e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2},$$

де

$$r = \sum_{j=0}^{n-k-2} \left(\prod_{i=k}^{k+j} (\lambda_0 + d_1 t_i) \prod_{i=k+2+j}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) + \prod_{i=k+1}^n (\lambda_0 + 2ax_i) + \prod_{i=k}^{n-1} (\lambda_0 + 2ax_i).$$

Після спрощень, отримаємо рівняння

$$\left(k-1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i \right) \prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) + \lambda_0 r = 0.$$

Це рівняння можна переписати у вигляді

$$k-1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i + \sum_{i=k}^n \frac{\lambda_0}{\lambda_0 + d_1 t_i} = 0.$$

Отримане рівняння може бути вирішене для двох граничних випадків, коли $\lambda_0 \gg d_1 t_i$ та коли $\lambda_0 \ll d_1 t_i$.

У першому випадку отримуємо оцінку

$$\lambda_0^* = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i}. \quad (3.45)$$

Для такої оцінки доволі легко може бути знайдена ЩРІ, математичне сподівання та дисперсія:

$$f(x) = \frac{(n\lambda_0)^n}{x^{n+1} (n-1)!} e^{-\frac{\lambda_0 n}{x}},$$

$$m_1(x) = \frac{n\lambda_0}{n-1},$$

$$\mu_2(x) = \frac{(n\lambda_0)^2}{(n-1)^2(n-2)}.$$

У другому випадку отримуємо оцінку

$$\lambda_0^* = \frac{k-1}{\sum_{i=1}^n t_i - \frac{1}{d_1} \sum_{i=k}^n \frac{1}{t_i}}. \quad (3.46)$$

Розглянемо задачу оцінювання параметру d_1 у випадку відомого значення інтенсивності λ_0 .

Для цього необхідно розв'язати рівняння

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_1, k)}{dd_1} = 0.$$

При цьому

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_1, k)}{dd_1} = \lambda_0^{k-1} r_1 e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2} - 0.5 \lambda_0^{k-1} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2} \sum_{i=k}^n t_i^2,$$

де

$$r_1 = \sum_{j=0}^{n-k-2} \left(t_{k+1+j} \prod_{i=k}^{k+j} (\lambda_0 + d_1 t_i) \prod_{i=k+2+j}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) + t_k \prod_{i=k+1}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) + t_n \prod_{i=k}^{n-1} (\lambda_0 + d_1 t_i).$$

Після спрощень, отримаємо рівняння

$$\left(- \sum_{i=k}^n t_i^2 \right) \prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_1 t_i) + 2r_1 = 0.$$

Це рівняння можна переписати у вигляді

$$\sum_{i=k}^n t_i^2 - \sum_{i=k}^n \frac{2t_i}{\lambda_0 + d_1 t_i} = 0.$$

Доволі простий розв'язок цього рівняння можна отримати у випадку $\lambda_0 \ll d_1 t_i$, тоді

$$\frac{2t_i}{\lambda_0 + d_1 t_i} \approx \frac{2}{d_1}.$$

Звідси оцінка параметру d_1

$$d_1^* = \frac{2(n-k+1)}{\sum_{i=k}^n t_i^2}. \quad (3.47)$$

Інший варіант оцінки може бути отриманий на основі розкладання дробу в ряд Тейлора (якщо взяти два перші члени цього ряду)

$$\frac{2t_i}{\lambda_0 + d_1 t_i} \approx \frac{2}{d_1} - \frac{2\lambda_0}{d_1^2 t_i}.$$

Тоді

$$\sum_{i=k}^n t_i^2 - \sum_{i=k}^n \left(\frac{2}{d_1} - \frac{2\lambda_0}{d_1^2 t_i} \right) = 0.$$

Звідси

$$d_1^2 \sum_{i=k}^n t_i^2 - 2(n-k+1)d_1 + 2\lambda_0 \sum_{i=k}^n t_i^{-1} = 0.$$

Оцінка параметру d_1

$$d_1^* = \frac{n-k+1 + \sqrt{(n-k+1)^2 - 2\lambda_0 \sum_{i=k}^n t_i^2 \sum_{i=k}^n t_i^{-1}}}{\sum_{i=k}^n t_i^2}. \quad (3.48)$$

Як показали моделювання, отримана оцінка також придатна лише для випадків $\lambda_0 \ll d_1 t_i$.

Розглянемо процедуру одночасного оцінювання d_1 та λ_0 . Для цього необхідно розв'язати систему рівнянь

$$\begin{cases} \frac{d\Lambda(\lambda_0, d_1, k)}{d\lambda_0} = 0, \\ \frac{d\Lambda(\lambda_0, d_1, k)}{dd_1} = 0. \end{cases}$$

При цьому отримаємо

$$\begin{cases} k - 1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i + \sum_{i=k}^n \frac{\lambda_0}{\lambda_0 + d_1 t_i} = 0, \\ \sum_{i=k}^n t_i^2 - \sum_{i=k}^n \frac{2t_i}{\lambda_0 + d_1 t_i} = 0. \end{cases}$$

Якщо від першого рівняння системи відняти друге рівняння, помножене на $0.5d_1$, то отримаємо

$$k - 1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2 + \sum_{i=k}^n \frac{\lambda_0 + d_1 t_i}{\lambda_0 + d_1 t_i} = 0.$$

Звідси

$$k - 1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2 + n - k + 1 = 0$$

або

$$n - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2 = 0.$$

Вирішуючи це рівняння відносно λ_0 та d_1 , отримаємо

$$\lambda_0 = \frac{n - 0.5d_1 \sum_{i=k}^n t_i^2}{\sum_{i=1}^n t_i}. \quad (3.49)$$

$$d_1 = \frac{n - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i}{0.5 \sum_{i=k}^n t_i^2}. \quad (3.50)$$

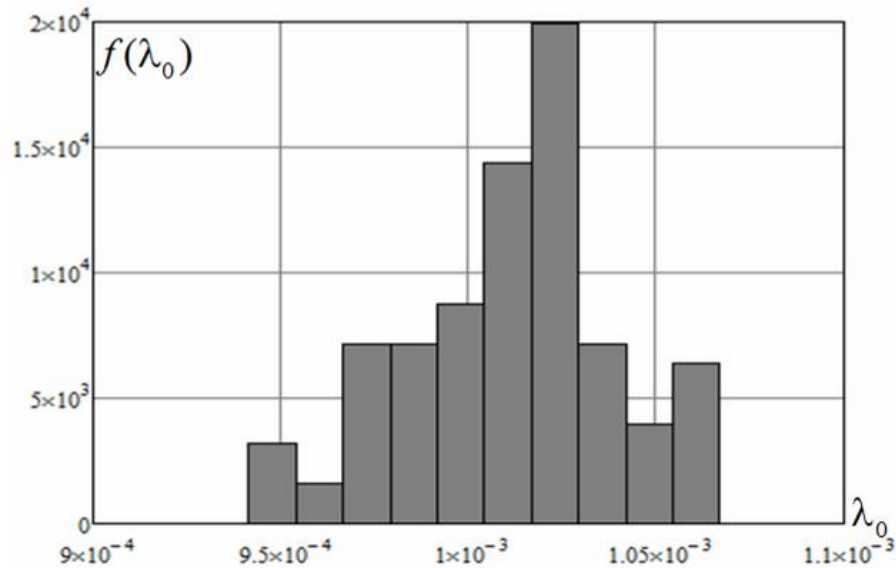
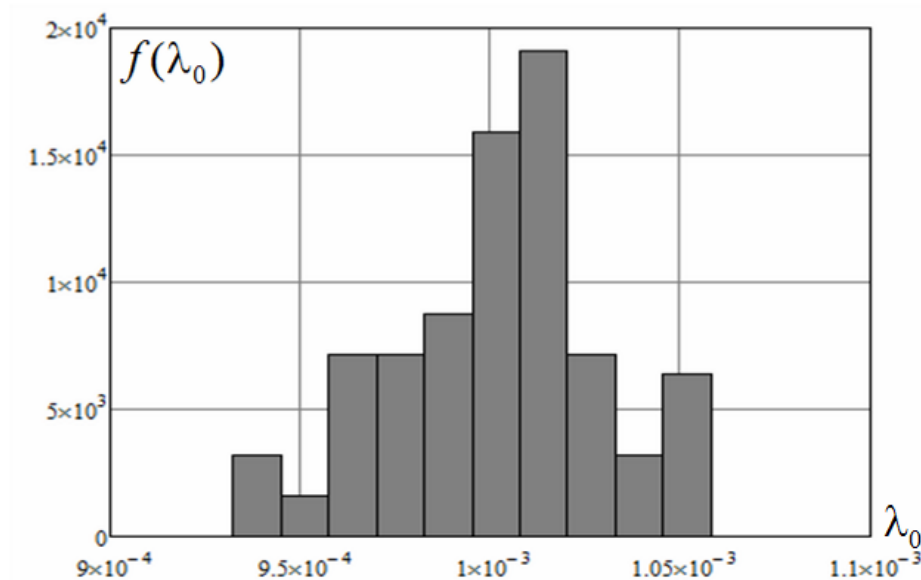
Якщо момент початку погіршення технічного стану відомий, то в якості оцінки параметру λ_0 може бути використана формула (3.42). Підставивши (3.42) в (3.50), отримаємо остаточну оцінку:

$$d_1^* = \frac{n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i}{0.5 \sum_{i=k}^n t_i^2 + \sum_{i=1}^{k-1} t_i}. \quad (3.51)$$

Виконаємо аналіз отриманих оцінок інтенсивності відмов (3.45), (3.46) та (3.49), а також коефіцієнту погіршення технічного стану (3.47), (3.48) та (3.51) шляхом статистичного моделювання. Початковими даними для моделювання були обрані такі значення параметрів: інтенсивність відмов $\lambda_0 = 10^{-3}$ годин⁻¹, обсяг вибірки $n = 1000$, момент початку погіршення технічного стану $k = 500$, кількість повторень процедур моделювання $N = 100$.

Результати моделювання у вигляді ЩРІ оцінок λ_0 за виразами (3.45) та (3.49) для $d_1 = 2 \cdot 10^{-8}$ годин⁻² зображені на рис. 3.24 та 3.25 відповідно.

Для процедури (3.45) математичне сподівання та дисперсія оцінки становлять $m_1(\lambda_0) = 1.012 \cdot 10^{-3}$ годин⁻¹, $\mu_2(\lambda_0) = 7.729 \cdot 10^{-10}$ годин⁻²; а для процедури (3.49): $m_1(\lambda_0) = 1.002 \cdot 10^{-3}$ годин⁻¹, $\mu_2(\lambda_0) = 7.828 \cdot 10^{-10}$ годин⁻². Як видно у випадку $\lambda_0 \gg d_1 t_i$, обидві процедури дають приблизно однакові результати. Процедура (3.46) при цьому дає незадовільні показники, її використання можливе лише у випадку $\lambda_0 \ll d_1 t_i$. За результатами моделювання у широкому діапазоні початкових даних можна зробити висновок, що найкращою серед розглянутих процедур є процедура (3.49), використання якої можливе у випадку довільного співвідношення між d_1 та λ_0 .

Рис. 3.24. ЦРІ оцінок λ_0 за виразом (3.45)Рис. 3.25. ЦРІ оцінок λ_0 за виразом (3.49)

Результати моделювання у вигляді ЦРІ оцінок d_1 за формулою (3.51) для $d_1 = 10^{-6}$ годин⁻² зображені на рис. 3.26.

Для процедури (3.51) математичне сподівання та дисперсія оцінки становлять $m_1(d_1) = 1.032 \cdot 10^{-6}$ годин⁻², $\mu_2(d_1) = 2.935 \cdot 10^{-14}$ годин⁻⁴. Аналіз результатів моделювання оцінювання параметру d_1 засвідчив можливість використання алгоритму оцінювання (3.51) у широкому діапазоні початкових даних генеральної

сукупності. Оцінки, отримані за виразами (3.47) та (3.48) дають прийнятні результати лише при $\lambda_0 \ll d_1 t_i$.

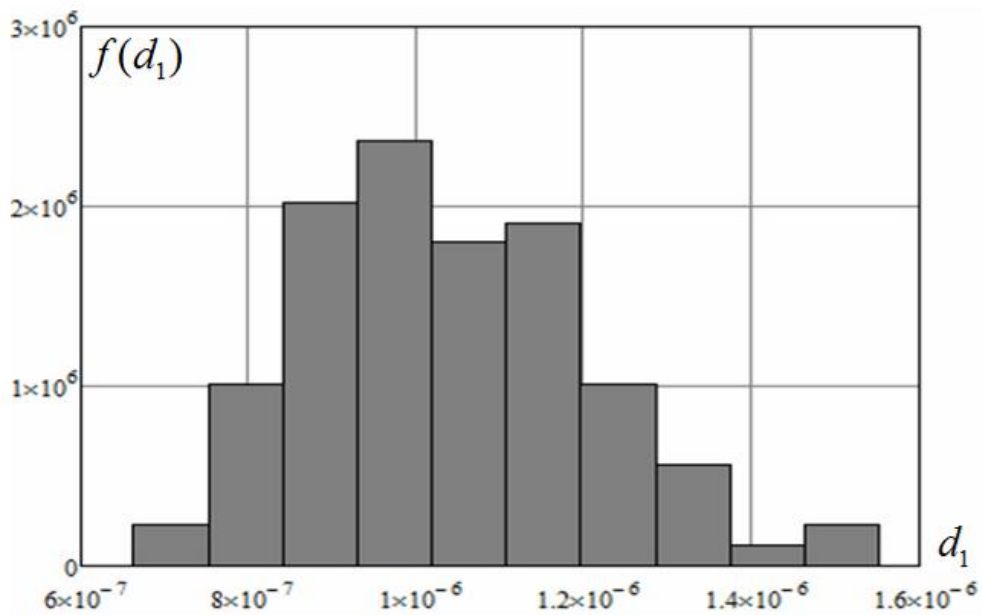


Рис. 3.26. ЩРІ оцінок d_1 за виразом (3.51)

Розглянемо процедуру оцінювання параметрів у випадку квадратичної моделі погіршення технічного стану. Функція правдоподібності для досліджуваного варіанту погіршення технічного стану може бути записана у такому вигляді:

$$\Lambda(\lambda_0, d_2, k) = \prod_{i=1}^{k-1} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i} \prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) e^{-\lambda_0 t_i - \frac{d_2}{3} t_i^3} = \lambda_0^{k-1} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3}.$$

Нехай невідомим є лише один параметр λ_0 . Тоді необхідно вирішити рівняння

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_2, k)}{d\lambda_0} = 0.$$

У цьому випадку отримаємо

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_2, k)}{d\lambda_0} = (k-1)\lambda_0^{k-2} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3} -$$

$$-\lambda_0^{k-1} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3} + \lambda_0^{k-1} r e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3},$$

де

$$r = \sum_{j=0}^{n-k-2} \left(\prod_{i=k}^{k+j} (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \prod_{i=k+2+j}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \right) + \prod_{i=k+1}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) + \prod_{i=k}^{n-1} (\lambda_0 + d_2 t_i^2).$$

Після математичних перетворень отримаємо наступне рівняння:

$$\left(k - 1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i \right) \prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) + \lambda_0 r = 0.$$

Це рівняння можна переписати у вигляді:

$$k - 1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i + \sum_{i=k}^n \frac{\lambda_0}{\lambda_0 + d_2 t_i^2} = 0.$$

Отримане рівняння може бути вирішене для двох граничних випадків, коли $\lambda_0 \gg d_2 t_i^2$ та коли $\lambda_0 \ll d_2 t_i^2$.

У першому випадку отримуємо оцінку, що співпадає з (3.45). У другому випадку отримуємо таку оцінку:

$$\lambda_0^* = \frac{k-1}{\sum_{i=1}^n t_i - \frac{1}{d_2} \sum_{i=k}^n \frac{1}{t_i^2}}. \quad (3.52)$$

Нехай невідомим є лише один параметр d_2 . Тоді необхідно вирішити рівняння

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_2, k)}{dd_2} = 0.$$

У цьому випадку отримаємо

$$\frac{d\Lambda(\lambda_0, d_2, k)}{dd_2} = \lambda_0^{k-1} r_1 e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3} - \frac{\lambda_0^{k-1}}{3} \left(\prod_{i=k}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3} \sum_{i=k}^n t_i^3.$$

де

$$r_1 = \sum_{j=0}^{n-k-2} \left(t_{k+1+j}^2 \prod_{i=k}^{k+j} (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \prod_{i=k+2+j}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) \right) + t_k^2 \prod_{i=k+1}^n (\lambda_0 + d_2 t_i^2) + t_n^2 \prod_{i=k}^{n-1} (\lambda_0 + d_2 t_i^2).$$

Після спрощень, отримаємо рівняння

$$\sum_{i=k}^n t_i^3 - \sum_{i=k}^n \frac{3t_i^2}{\lambda_0 + d_2 t_i^2} = 0.$$

Доволі простий розв'язок цього рівняння можна отримати у випадку $\lambda_0 \ll d_2 t_i^2$, тоді

$$\frac{3t_i^2}{\lambda_0 + d_2 t_i^2} \approx \frac{3}{d_2}.$$

Звідси оцінка параметру d_2

$$d_2^* = \frac{3(n-k+1)}{\sum_{i=k}^n t_i^3}. \quad (3.53)$$

Розглянемо процедуру одночасного оцінювання d_2 та λ_0 . Для цього необхідно розв'язати систему рівнянь

$$\begin{cases} \frac{d\Lambda(\lambda_0, d_2, k)}{d\lambda_0} = 0, \\ \frac{d\Lambda(\lambda_0, d_2, k)}{dd_2} = 0. \end{cases}$$

При цьому отримаємо

$$\begin{cases} k-1 - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i + \sum_{i=k}^n \frac{\lambda_0}{\lambda_0 + d_2 t_i^2} = 0, \\ \sum_{i=k}^n t_i^3 - \sum_{i=k}^n \frac{3t_i^2}{\lambda_0 + d_2 t_i^2} = 0. \end{cases}$$

Якщо від першого рівняння системи відняти друге рівняння, помножене на $\frac{d_2}{3}$, то отримаємо

$$k-1-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3 + \sum_{i=k}^n \frac{\lambda_0 + d_2 t_i^2}{\lambda_0 + d_2 t_i^2} = 0.$$

Звідси

$$k-1-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3 + n-k+1 = 0,$$

або

$$n-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3 = 0.$$

Вирішуючи це рівняння відносно λ_0 та d_2 , отримаємо

$$\lambda_0 = \frac{n - \frac{d_2}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3}{\sum_{i=1}^n t_i}. \quad (3.54)$$

$$d_2 = \frac{3 \left(n - \lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i \right)}{\sum_{i=k}^n t_i^3}. \quad (3.55)$$

Якщо момент початку погіршення технічного стану відомий, то в якості оцінки параметру λ_0 може бути використана формула (3.42). Підставивши (3.42) в (3.55), отримаємо остаточну оцінку:

$$d_2^* = \frac{n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i}{\frac{1}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3 \sum_{i=1}^{k-1} t_i}. \quad (3.56)$$

Виконаємо аналіз отриманих оцінок інтенсивності відмов (3.45), (3.52) та (3.54), а також коефіцієнту погіршення технічного стану (3.53), (3.55) та (3.56) шляхом статистичного моделювання. Початковими даними для моделювання були обрані такі значення параметрів: інтенсивність відмов $\lambda_0 = 10^{-2}$ годин⁻¹,

обсяг вибірки $n = 1000$, момент початку погіршення технічного стану $k = 500$, кількість повторень процедур моделювання $N = 10000$.

Результати моделювання у вигляді ЦПРІ оцінок λ_0 за виразами (3.45), (3.52) та (3.54) для $d_1 = 3 \cdot 10^{-6}$ годин⁻³ зображені на рис. 3.27, 3.28 та 3.29 відповідно.

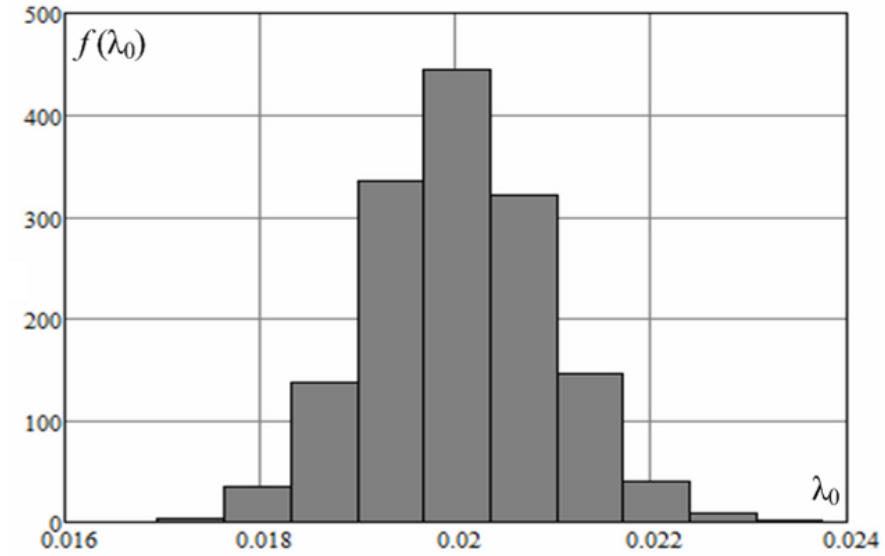


Рис. 3.27. ЦПРІ оцінок λ_0 за виразом (3.45)

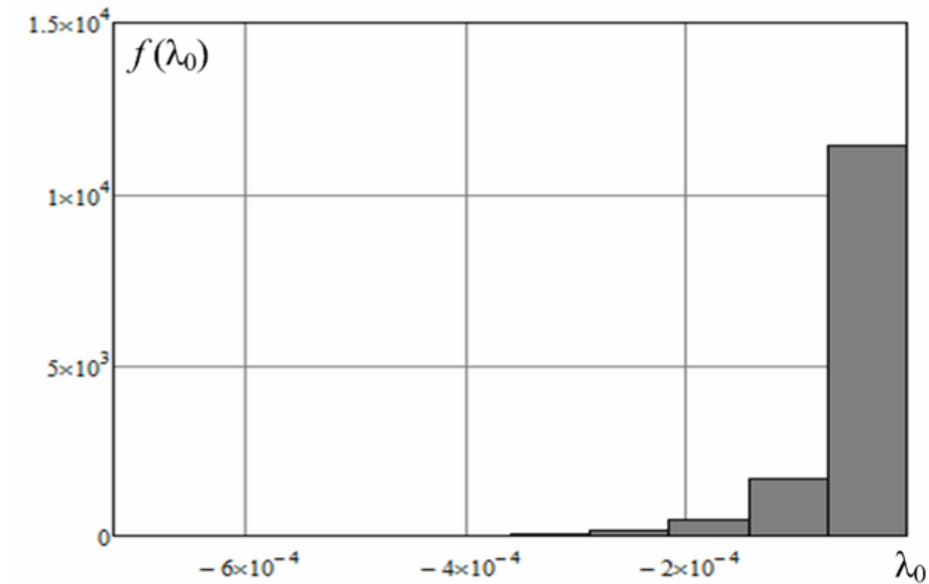


Рис. 3.28. ЦПРІ оцінок λ_0 за виразом (3.52)

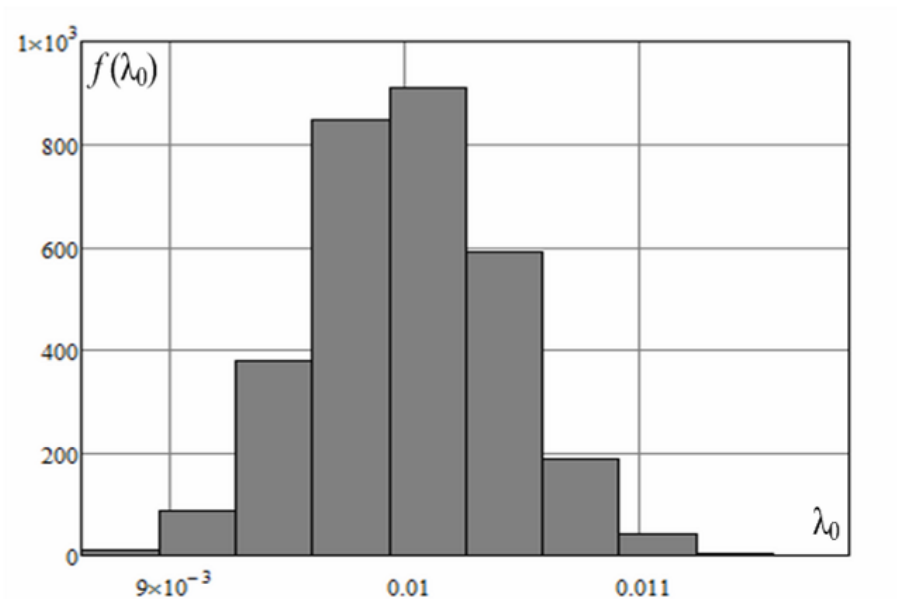


Рис. 3.29. ЩРІ оцінок λ_0 за виразом (3.54)

Як видно з рис. 3.27 та 3.28, оцінка за формулами (3.45) і (3.52) дає незадовільні результати, оскільки в цьому випадку граничні умови не виконуються. Для процедури (3.54) математичне сподівання і дисперсія оцінки $m_1(\lambda_0) = 0.01$ годин⁻¹, $\mu_2(\lambda_0) = 1.64 \cdot 10^{-7}$ годин⁻². Згідно з результатами моделювання в широкому діапазоні початкових даних можна зробити висновок, що найкращою з розглянутих процедур є процедура (3.54), використання якої може бути для довільних значень λ_0 та d_2 . Використання оцінок (3.27) і (3.28) можливе лише у вузькому діапазоні вхідних даних.

Результати моделювання у вигляді ЩРІ оцінок d_2 за формулами (3.53), (3.55) та (3.56) зображені на рис. 3.30, 3.31 та 3.32 відповідно.

Як видно з рис. 3.30, оцінка коефіцієнта d_2 , отриманого за формулою (3.53), дає прийнятний результат тільки у випадку виконання граничних умов.

Для процедури (3.55) математичне сподівання і дисперсія $m_1(d_2) = 1.007 \cdot 10^{-6}$ годин⁻³, $\mu_2(d_2) = 2.212 \cdot 10^{-14}$ годин⁻⁶, а для процедури (3.56) $-m_1(d_2) = 1.005 \cdot 10^{-6}$ годин⁻³, $\mu_2(d_2) = 1.478 \cdot 10^{-14}$ годин⁻⁶. Аналіз результатів моделювання процедури оцінювання параметрів показав можливість використання процедур (3.55) та

(3.56) у широкому діапазоні вхідних даних. Процедура (3.56) має найменший рівень зміщення оцінки і найменшу дисперсію оцінки.

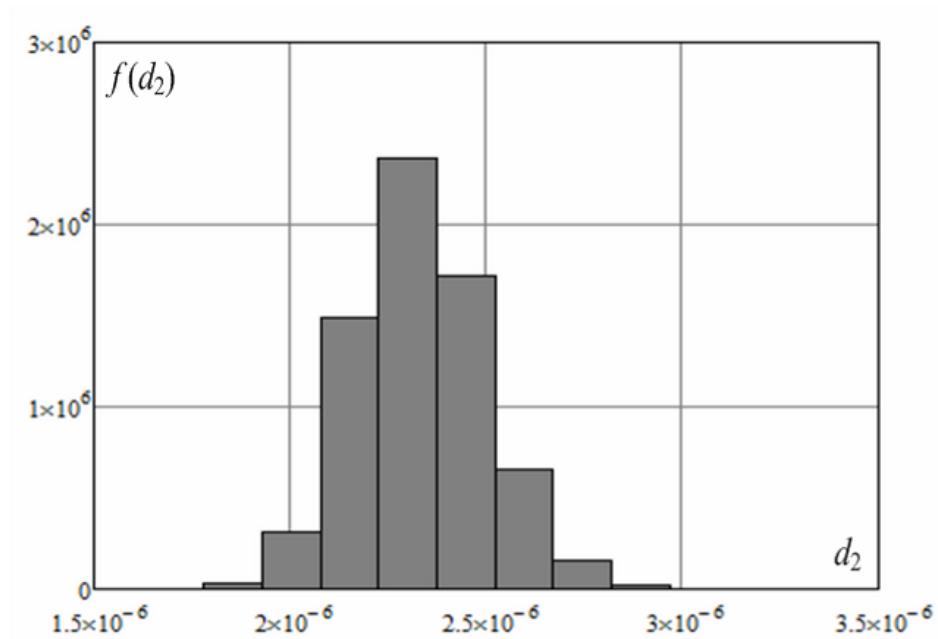


Рис. 3.30. ЩРІ оцінок d_2 за виразом (3.53)

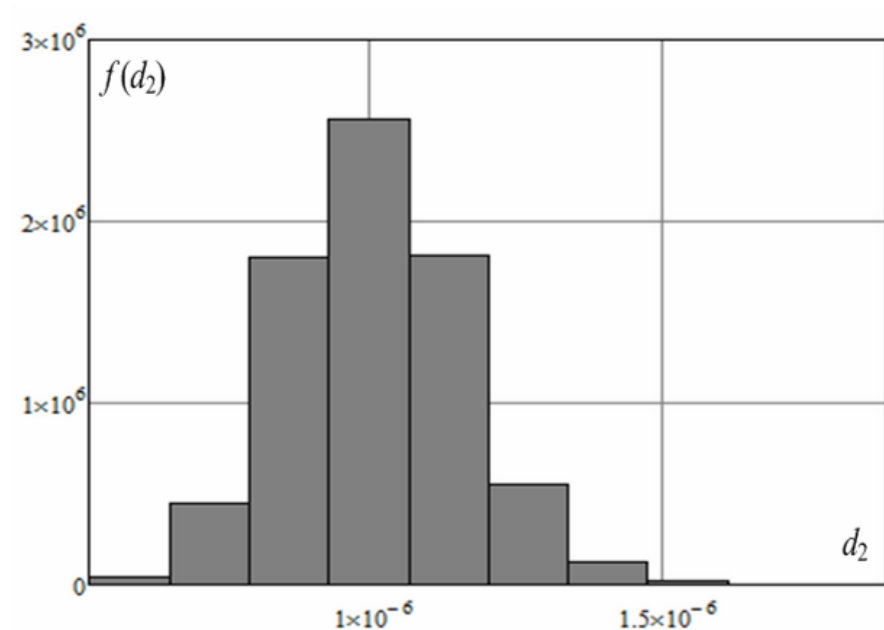


Рис. 3.31. ЩРІ оцінок d_2 за виразом (3.55)

У випадку оцінювання параметрів лінійно-стрибкоподібної моделі оцінки параметрів збігаються з оцінками, отриманими для лінійної моделі, якщо моменти виникнення та завершення розладнання відомі.

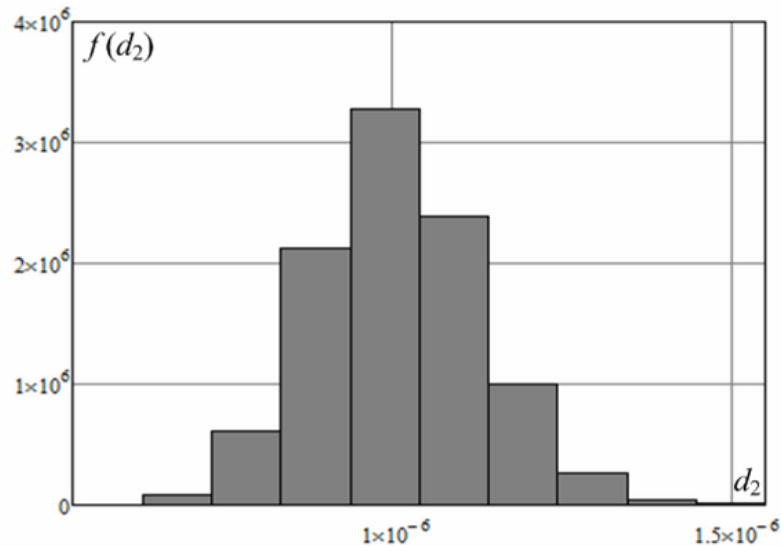


Рис. 3.32. ЩРІ оцінок d_2 за виразом (3.56)

Отже, процедура оцінювання параметрів для заданої моделі погіршення технічного стану включає наступні операції:

1. Визначення функції правдоподібності.
2. Знаходження частинних похідних від функції правдоподібності.
3. Вирішення рівняння або системи рівнянь.
4. Аналіз отриманої оцінки шляхом розрахунку її ЩРІ, математичного сподівання та дисперсії. При цьому задача аналізу може вирішуватись аналітично або шляхом статистичного моделювання.

3.4. Синтез та аналіз евристичних процедур виявлення погіршення технічного стану

Розглянемо підоптимальні процедури виявлення погіршення технічного стану. Такими процедурами можуть бути евристичні процедури. Евристичні процедури базуються на досвіді вирішення побідного роду задач, інтуїтивних припущеннях тощо.

Відповідно до евристичного підходу вирішальна статистика формується шляхом перетворення вихідної статистики про напрацювання обладнання за період спостереження. Правило перетворення вихідної статистики відповідає процедурам оцінювання невідомих параметрів погіршення технічного стану

згідно з обраною моделлю. Оцінки цих параметрів формуються на основі методу максимальної правдоподібності. Однак оскільки момент початку розладнання у загальному випадку є невідомим, то в виразі для отриманих оцінок параметрів погіршення значення інтенсивності відмов розраховуємо за результатами спостережень в такий спосіб $\lambda_0^* = \frac{k-1}{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}$.

Функції правдоподібності для стрибкоподібної, лінійної та квадратичної моделей збігаються з тими функціями, що були наведені у параграфі 3.3. Для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі функція правдоподібності має вигляд:

$$\Lambda(\lambda_0, a, k) = \lambda_0^{k-1} (\lambda_0 + d_1 k')^{n-k'+1} \left(\prod_{i=k}^{k'-1} (\lambda_0 + d_1 t_i) \right) e^{-\lambda_0 \sum_{i=1}^n t_i - 0.5 d_1 \sum_{i=k}^{k'-1} t_i^2 - d_1 k' \sum_{i=k'}^n t_i},$$

де k' – номер відмови, що відповідає моменту завершення лінійного погіршення технічного стану.

Для визначення вирішальної статистики для перших трьох моделей погіршення використовуємо співвідношення (3.43), (3.51) та (3.56). Для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі оцінка параметру погіршення технічного стану має вигляд:

$$d_1^* = \frac{0.5 \left(n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i \right)}{\sum_{i=1}^{k-1} t_i \sum_{i=k}^{k'-1} t_i^2 - 2(k'-1) \sum_{i=1}^{k-1} t_i \sum_{i=k'}^n t_i}. \quad (3.57)$$

Тоді вирішальні статистики для кожної із моделей можуть бути представлені наступним чином:

1. Стрибкоподібна модель:

$$\theta(k, \vec{t}_n) = \frac{n-k+1}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}{\sum_{i=k}^n t_i}. \quad (3.58)$$

2. Лінійна модель:

$$\theta(k, \vec{t}_n) = \frac{n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i}{0.5 \sum_{i=k}^n t_i^2 \sum_{i=1}^{k-1} t_i}. \quad (3.59)$$

3. Квадратична модель:

$$\theta(k, \vec{t}_n) = \frac{n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i}{\frac{1}{3} \sum_{i=k}^n t_i^3 \sum_{i=1}^{k-1} t_i}. \quad (3.60)$$

4. Лінійно-стрибкоподібна модель:

$$\theta(k, k', \vec{t}_n) = \frac{0.5 \left(n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i \right)}{\sum_{i=1}^{k-1} t_i \sum_{i=k}^{k'-1} t_i^2 - 2(k'-1) \sum_{i=1}^{k-1} t_i \sum_{i=k'}^n t_i}. \quad (3.61)$$

У формулах (3.58) – (3.61) величини k та k' послідовно приймає всі значення в інтервалі $[2; n]$.

Слід зазначити, що для перших трьох моделей вирішальна статистика одномірна (залежить від одного параметра k). У разі лінійно-стрибкоподібної моделі вирішальна статистика – двовимірна (залежить від двох параметрів k і k'), причому k' завжди більше ніж k . Ухвалення рішення про наявність погіршення технічного стану в першій процедурі здійснюється на основі порівняння кожного з значень вирішальної статистики з наперед заданим порогом, який визначається для заданої ймовірності помилки першого роду. Факт виявлення відповідає ситуації, коли в межах інтервалу $[2; n]$ одна з отриманих оцінок вирішальною статистики буде перевищувати поріг.

Приклади розрахунків вирішальних статистик для варіанту стрибкоподібної моделі в разі наявності та відсутності розладнання показані на рис. 3.33 (для вихідних значень параметрів $\lambda_0 = 0.01$ годин⁻¹, $n = 200$, $a_0 = 2$, $k = 100$).

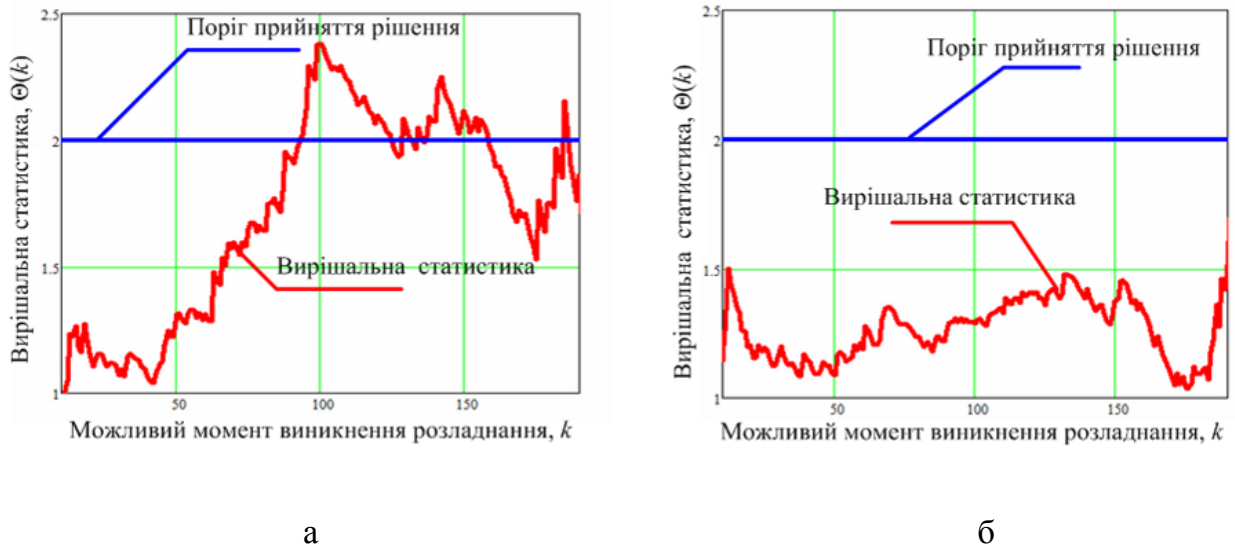


Рис. 3.33. Приклади змін вирішальною статистики у випадку наявності (а) і відсутності (б) розладнання

Аналіз вирішальною статистики на інтервалі $[1; 199]$ (рис. 3.33а) показує, що її максимальне значення перевищує поріг прийняття рішення і це максимальне значення відповідає оцінці моменту початку розладнання $k^* = 100$. Аналіз графіка на рис. 3.33б показує, що вирішальна статистика не перевищує поріг на всьому інтервалі спостереження $[2; 200]$, тому приймається рішення про відсутність розладнання.

Поріг прийняття рішення може бути визначений аналітично або на основі статистичного моделювання.

Для визначення порогу прийняття рішення аналітичним способом можна використовувати точний або наближений підхід. Точний підхід передбачає знаходження аналітичного виразу для щільності розподілу ймовірностей вирішальною статистики. При цьому використовуються відомі методики знаходження імовірнісних характеристик випадкових процесів (величин) після функціонального перетворення. Один з варіантів наближеного підходу полягає в допущенні про нормальний розподіл вирішальною статистики, при цьому використовується інтеграл ймовірностей в формі Лапласа.

Приймаємо, що задача аналізу полягає у визначенні ймовірності правильного виявлення розладнання при довільних значеннях параметра a_0 , d_1 або d_2 . Основою для цього є розподіл вирішальною статистики.

Для випадку стрибкоподібної моделі погіршення технічного стану НЗА може бути знайдено точну формулу для щільності розподілу ймовірностей оцінки параметра a_0 . Для цього використовується стандартна методика знаходження щільності розподілу ймовірностей за правилами функціонального перетворення випадкових величин [186]. При цьому вираз для оцінки параметра a_0 представлено формулою (3.43). Щільності розподілу ймовірностей чисельника і знаменника цього виразу підпорядковується χ^2 -розподіл з числом ступенів свободи $k-1$ і $n-k+1$ відповідно.

Для зручності позначимо

$$y = \frac{n-k+1}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}{\sum_{i=k}^n t_i},$$

$$x = \sum_{i=1}^{k-1} t_i,$$

$$z = \sum_{i=k}^n t_i.$$

Спільна щільність розподілу ймовірностей випадкових величин y і z дорівнює:

$$f(y, z) = f_1(x(y))f_2(z) \left| \frac{dx(y)}{dy} \right|,$$

де $x(y)$ – зворотна функція.

Одновимірну щільність розподілу ймовірностей випадкової величини y дорівнює:

$$f(y) = \int_0^{\infty} f(y, z) dz.$$

Для випадку, що розглядається, зворотна функція:

$$x(y) = \frac{yz(k-1)}{n-k+1}.$$

Якобіан перетворення має вигляд:

$$\left| \frac{dx(y)}{dy} \right| = \frac{z(k-1)}{n-k+1}.$$

Тоді остаточна формула для ЩРІ вирішальної статистики:

$$f(y) = \frac{(n-1)! a_0^{n-k+1} (n-k+1)^{n-k+1} (k-1)^{k-1} y^{k-2}}{(k-2)! (n-k)! ((k-1)y + a_0 (n-k+1))^n}. \quad (3.62)$$

Умова нормування для отриманої щільності розподілу ймовірностей виконується. Фінальні точні вирази для математичного сподівання $m_1(y)$ і дисперсії $\mu_2(y)$ мають вигляд:

$$m_1(y) = m_1(a_0^*) = \frac{n-k+1}{n-k} a_0. \quad (3.63)$$

$$\mu_2(y) = \mu_2(a_0^*) = \frac{(n-k+1)^2 (n-1)}{(k-1)(n-k)^2 (n-k-1)} a_0^2. \quad (3.64)$$

У разі складних функціональних перетворень можна використовувати інший, наближений підхід. Цей підхід заснований на припущенні, що вирішальна статистика у разі великих обсягів вибірки може бути описана нормальною щільністю розподілу ймовірностей. При цьому необхідно оцінити тільки математичне сподівання і середньоквадратичне відхилення для вирішальної статистики. В цьому випадку можуть бути використані співвідношення, наведені в [50]. Вважають, що вирішальна статистика є функцією випадкових аргументів, тоді оцінки математичне сподівання і дисперсії для вирішальної статистики визначаються за формулами:

$$m_1(\theta(t_i)) = \theta(m_1(t_i)),$$

$$\mu_2(\theta(t_i)) = \sum_{i=1}^n \left(\left. \frac{\partial \theta(t_i)}{\partial t_i} \right|_{m_1(t_i)} \right)^2 \mu_2(t_i).$$

У формулі для дисперсії необхідно врахувати, що вся вибірка відліків t_i складається з двох сукупностей, які характеризуються різною щільністю розподілу, математичними сподіваннями і дисперсіями.

Отримаємо вираз для $m_1(\theta(t_i))$ стрибкоподібної моделі погіршення технічного стану у разі використання наближеної методики:

$$\begin{aligned} m_1(\theta(t_i)) &= m_1 \left(\frac{n-k+1}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}{\sum_{i=k}^n t_i} \right) = \frac{n-k+1}{k-1} m_1 \left(\frac{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}{\sum_{i=k}^n t_i} \right) = \frac{n-k+1}{k-1} \frac{m_1 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i \right)}{m_1 \left(\sum_{i=k}^n t_i \right)} = \\ &= \frac{n-k+1}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k-1} m_1(t_i)}{\sum_{i=k}^n m_1(t_i)} = \frac{n-k+1}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k-1} \frac{1}{\lambda_0}}{\sum_{i=k}^n \frac{1}{a_0 \lambda_0}} = \frac{n-k+1}{k-1} \frac{\frac{k-1}{\lambda_0}}{\frac{n-k+1}{a_0 \lambda_0}} = a_0. \end{aligned}$$

Отже, математичне сподівання $m_1(\theta(t_i))$ є незміщеним і дорівнює значенню невідомого параметра погіршення технічного стану:

$$m_1(\theta(t_i)) = a_0. \quad (3.65)$$

Також слід зазначити, що для наведених співвідношень враховано, що математичне сподівання напрацювань між відмовами для стрибкоподібної моделі визначається згідно з співвідношенням:

$$m_1(t_i) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda_0}, & \text{якщо } i \leq k-1, \\ \frac{1}{a_0 \lambda_0}, & \text{якщо } i > k-1. \end{cases}$$

Отримаємо вираз для дисперсії $\mu_2(\theta(t_i))$ для стрибкоподібної моделі погіршення технічного стану:

$$\begin{aligned}
\mu_2(V(t_i)) &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial V(t_i)}{\partial t_i} \Big|_{m_1(t_i)} \right)^2 \mu_2(t_i) = \sum_{i=1}^{k-1} \left(\frac{n-k+1}{k-1} \frac{1}{\sum_{i=k}^n t_i} \right)^2 \mu_2(t_i) + \\
&+ \sum_{i=k}^n \left(\frac{n-k+1}{k-1} \frac{\sum_{i=1}^{k-1} t_i}{\left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^2} \right)^2 \mu_2'(t_i) = \left(\frac{n-k+1}{\lambda_0(k-1)} \right)^2 \sum_{i=1}^{k-1} \frac{1}{\left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^2} + \left(\frac{n-k+1}{a_0 \lambda_0(k-1)} \right)^2 \sum_{i=k}^n \frac{\left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i \right)^2}{\left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^4} = \\
&= \left(\frac{n-k+1}{\lambda_0(k-1)} \right)^2 \frac{k-1}{\left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^2} + \left(\frac{n-k+1}{a_0 \lambda_0(k-1)} \right)^2 \frac{\left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i \right)^2}{\left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^4} (n-k+1) = \\
&= \frac{(n-k+1)^2}{\lambda_0^2(k-1) \left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^2} + \frac{(n-k+1)^3 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i \right)^2}{a_0^2 \lambda_0^2(k-1)^2 \left(\sum_{i=k}^n t_i \right)^4} = \frac{(n-k+1)^2}{\lambda_0^2(k-1)} \frac{a_0^2 \lambda_0^2}{(n-k+1)^2} + \\
&+ \frac{(n-k+1)^3}{a_0^2 \lambda_0^2(k-1)^2} \frac{a_0^4 \lambda_0^4(k-1)^2}{\lambda_0^2(n-k+1)^4} = \frac{a_0^2}{k-1} + \frac{a_0^2}{n-k+1} = a_0^2 \frac{n}{(k-1)(n-k+1)}.
\end{aligned}$$

Отже,

$$\mu_2(\theta(t_i)) = a_0^2 \frac{n}{(k-1)(n-k+1)}. \quad (3.66)$$

Отримаємо вираз для математичного сподівання $m_1(\theta(t_i))$ для лінійної моделі погіршення технічного стану:

$$m_1(V(t_i)) = m_1 \left(\frac{n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i}{0.5 \sum_{i=1}^{k-1} t_i \sum_{i=k}^n t_i^2} \right) = \frac{2m_1 \left(n \sum_{i=1}^{k-1} t_i - (k-1) \sum_{i=1}^n t_i \right)}{m_1 \left(\sum_{i=1}^{k-1} t_i \sum_{i=k}^n t_i^2 \right)} =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{2m_1\left(n\sum_{i=1}^{k-1}t_i\right) - 2m_1\left((k-1)\sum_{i=1}^nt_i\right)}{m_1\left(\sum_{i=1}^{k-1}t_i\right)m_1\left(\sum_{i=k}^nt_i^2\right)} = \frac{(n-k+1)m_1\left(\sum_{i=1}^{k-1}t_i\right) - (k-1)m_1\left(\sum_{i=k}^nt_i\right)}{m_1\left(\sum_{i=1}^{k-1}t_i\right)m_1\left(\sum_{i=k}^nt_i^2\right)} = \\
&= \frac{(n-k+1)\sum_{i=1}^{k-1}m_1(t_i) - (k-1)\sum_{i=k}^nm_1(t_i)}{\sum_{i=1}^{k-1}m_1(t_i)\sum_{i=k}^nm_1(t_i^2)}.
\end{aligned}$$

Для цієї моделі перший і другий початкові моменти напрацювань між відмовами визначаються за формулами:

$$m_1(t_i) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda_0}, & \text{якщо } i \leq k-1, \\ m', & \text{якщо } i > k-1. \end{cases}$$

$$m_1(t_i^2) = \begin{cases} \frac{2}{\lambda_0^2}, & \text{якщо } i \leq k-1, \\ \frac{2}{d_1} - \frac{2\lambda_0}{d_1} m', & \text{якщо } i > k-1. \end{cases}$$

$$m' = \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{2d_1}} \left(1 - \operatorname{erf}\left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2d_1}}\right) \right) e^{\frac{\lambda_0^2}{2d_1}},$$

де $\operatorname{erf}(x)$ – функція похибок

$$\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-1)^i x^{2i+1}}{i!(2i+1)}.$$

Тоді математичне сподівання для вирішальної статистики матиме вигляд:

$$m_1(\theta(t_i)) = \frac{(n-k+1)\sum_{i=1}^{k-1}m_1(t_i) - (k-1)\sum_{i=k}^nm_1(t_i)}{\sum_{i=1}^{k-1}m_1(t_i)\sum_{i=k}^nm_1(t_i^2)} =$$

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{\lambda_0} - \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{2d_1}} \left(1 - \operatorname{erf} \left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2d_1}} \right) \right) e^{\frac{\lambda_0^2}{2d_1}} = \frac{e^{-\frac{\lambda_0^2}{2d_1}} - \frac{\lambda_0 \sqrt{\pi}}{\sqrt{2d_1}} \left(1 - \operatorname{erf} \left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2d_1}} \right) \right)}{\frac{1}{\lambda_0} \left(\frac{2}{d_1} - \frac{2\lambda_0 \sqrt{\pi}}{d_1 \sqrt{2d_1}} \left(1 - \operatorname{erf} \left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2d_1}} \right) \right) e^{\frac{\lambda_0^2}{2d_1}} \right)} = \\
& = \frac{2}{d_1} e^{-\frac{\lambda_0^2}{2d_1}} - \frac{2\lambda_0 \sqrt{\pi}}{d_1 \sqrt{2d_1}} \left(1 - \operatorname{erf} \left(\frac{\lambda_0}{\sqrt{2d_1}} \right) \right) = \\
& = \frac{1 - \lambda_0 m'}{d_1} = d_1.
\end{aligned}$$

Отже,

$$m_1(\theta(t_i)) = d_1. \quad (3.67)$$

Вираз для дисперсії $\mu_2(V(t_i))$ в разі лінійної моделі погіршення технічного стану може бути представлено у вигляді:

$$\mu_2(\theta(t_i)) = \sum_{i=1}^n \left(\left. \frac{\partial \theta(t_i)}{\partial t_i} \right|_{m_1(t_i)} \right)^2 \mu_2(t_i) = \frac{d_1^2 \lambda_0^2}{4(1 - \lambda m')^2} \left(\frac{m'^2}{k-1} + \frac{\mu'_\lambda}{n-k+1} \right), \quad (3.68)$$

$$\text{де } \mu'_\lambda = \frac{2}{d_1} - \frac{2\lambda_0}{d_1} m' - m'^2.$$

У табл. 3.2 наведені результати розрахунків математичного сподівання і дисперсії за точними і наближеними формулами (формули (3.63), (3.64) і (3.65), (3.66) відповідно) для фіксованих значень двох параметрів ($n = 50$, $k^* = 26$).

Таблиця 3.2

Результати розрахунків наближених і точних значень математичного сподівання і дисперсії оцінки

Моменти оцінок		a_0				
		2	3	5	7	10
Точна	$m_1(a_0)$	2.083	3.125	5.2	7.29	10.42
	$\mu_2(a_0)$	0.37	0.83	2.31	4.53	9.24
Набл.	$m_1(a_0)$	2	3	5	7	10
	$\mu_2(a_0)$	0.32	0.72	2	3.92	8

Порівняльний аналіз точних і наближених оцінок (табл. 3.2) показує, що в досліджуваному випадку відносна похибка не перевищує 4.2% для математичного сподівання і 13.5% для дисперсії.

У загальному випадку відносна похибка залежить від обсягу вибірки і моменту початку погіршення технічного стану РЕО і визначається за формулами:

– для математичного сподівання:

$$\delta = \frac{1}{n - k},$$

– для дисперсії:

$$\delta = 1 - \frac{n(n - k)^2(n - k - 1)}{(n - 1)(n - k + 1)^3}.$$

В цілому можна зробити висновок, що наближені формули можуть бути використані для аналізу ефективності процедур обробки експлуатаційних даних.

Для випадку лінійного погіршення технічного стану отримані наближені формули можна порівняти з результатами моделювання. У табл. 3.3 наведені результати моделювання для фіксованих значень двох параметрів ($n = 200$, $k = 101$) і їх порівняння з наближеними формулами (3.67) та (3.68).

Таблиця 3.3

Результати розрахунків наближених значень математичного сподівання і дисперсії оцінки та результати моделювання

Моменти оцінок		$d_1, 10^{-7}$				
		1	2	4	6	10
Модел.	$m_1(d_1), 10^{-7}$	1.052	2.092	4.15	6.176	10.228
	$\mu_2(d_1), 10^{-14}$	0.96	1.157	1.692	2.251	3.488
Набл.	$m_1(d_1), 10^{-7}$	1	2	4	6	10
	$\mu_2(d_1), 10^{-14}$	0.631	0.743	0.941	1.121	1.452

Порівняльний аналіз наближених оцінок і результатів моделювання (табл. 3.3) показує, що відносна похибка для математичного очікування не перевищує 4.9%. При цьому похибка у визначенні дисперсії істотна і залежить від значень

початкових значень параметрів моделі. Тому формулу (3.68) можна використовувати тільки для орієнтовної оцінки порога прийняття рішення.

Виконаємо синтез другої евристичної процедури виявлення погіршення технічного стану з використанням кусково-лінійної апроксимації. Така апроксимація є одним з варіантів реалізації сплайн-апроксимації. Тому пропонується процедура буде мати непараметричні властивості, оскільки її результати не залежать від виду вихідного розподілу напрацювань між відмовами.

Вважаємо, що кусочно-лінійна функція складається з m відрізків прямих ліній, з'єднаних без розривів. Ширина кожного відрізка має різну часову тривалість, проте містить однакове число s відмов.

Для першого відрізка апроксимація здійснюється за допомогою прямої виду:

$$y_0(t) = b_0 + b_1 t,$$

$$b_0 = \frac{\sum_{i=1}^s t_i \sum_{i=1}^s i^2 - \sum_{i=1}^s i t_i \sum_{i=1}^s i}{s \sum_{i=1}^s i^2 - \left(\sum_{i=1}^s i \right)^2},$$

$$b_1 = \frac{s \sum_{i=1}^s i t_i - \sum_{i=1}^s t_i \sum_{i=1}^s i}{s \sum_{i=1}^s i^2 - \left(\sum_{i=1}^s i \right)^2}.$$

Крайня права точка цього відрізка прямої лінії повинна збігатися з крайньою лівою точкою наступного, тому всі наступні рівняння можуть бути отримані з таких виразів:

$$y_j(t) = y_{j-1}(sj) + \frac{\sum_{i=mj}^{mj+s-1} t_i - s y_{j-1}(sj)}{\sum_{i=1}^s i} t.$$

Апроксимуюча функція в загальному вигляді може бути записана як:

$$y(t) = b_0 + b_1 t h(t) + \sum_{j=1}^{m-1} \left(\frac{\sum_{i=mj}^{mj+s-1} t_i - s y_{j-1}(sj)}{\sum_{i=1}^s i} (t - mj) h(t - mj) \right),$$

де $h(t)$ – функція Хевісайда.

Як вирішальна статистика обрана величина, яка характеризує відхилення апроксимуючої функції від нормативного значення середнього напруцювання між відмовами T_0 :

$$E = \frac{1}{ms} \int_0^{ms} (y(t) - T_0) dt.$$

Рішення щодо наявності погіршення технічного стану НЗА здійснюється на основі порівняння значень вирішальної статистики з наперед заданим порогом, який визначався шляхом статистичного моделювання.

Аналіз двох запропонованих евристичних процедур виявлення для всіх моделей погіршення технічного стану НЗА проводився з використанням методу статистичного моделювання Монте-Карло.

Початковими даними для моделювання були наступні числові значення параметрів: інтенсивність відмов до моменту погіршення технічного стану $\lambda_0 = 0.01$ годин⁻¹; номер відмови, який відповідає моменту початку погіршення технічного стану $k^* = 20$; загальна кількість зафіксованих відмов (обсяг вибірки) $n = 40$; момент стабілізації погіршення (тільки для лінійно-стрибкоподібної моделі) $k' = 35$; кількість відрізків прямих ліній під час кусочно-лінійної апроксимації $m = 5$; кількість повторень процедур моделювання $N = 1000$.

Задача моделювання полягала в порівняльному аналізі ефективності двох евристичних процедур виявлення розладнань (на основі оцінювання та на основі апроксимації). Як показник ефективності була обрана ймовірність прийняття правильного рішення про наявність розладнання, а критерієм ефективності був її максимум для заданого значення показника погіршення, який відповідає простій

альтернативі. Пороги прийняття рішень вибиралися для ймовірності помилкової тривоги 0.2.

На рис. 3.34 – 3.37 зображені характеристики виявлення розладнань для двох процедур обробки даних для випадків стрибкоподібної (рис. 3.34), лінійної (рис. 3.35), квадратичної (рис. 3.36) і лінійно-стрибкоподібної (рис. 3.37) моделей погіршення технічного стану.

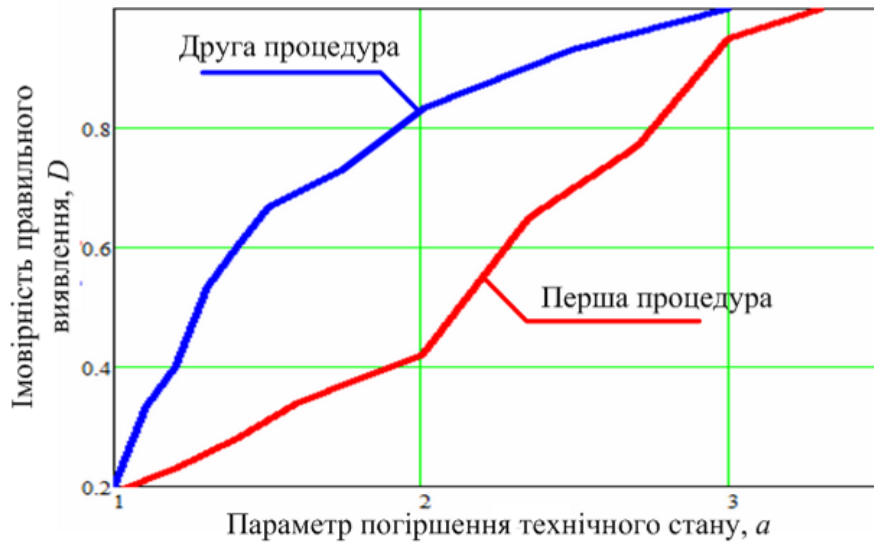


Рис. 3.34. Характеристики виявлення розладнання для випадку стрибкоподібної моделі погіршення технічного стану НЗА

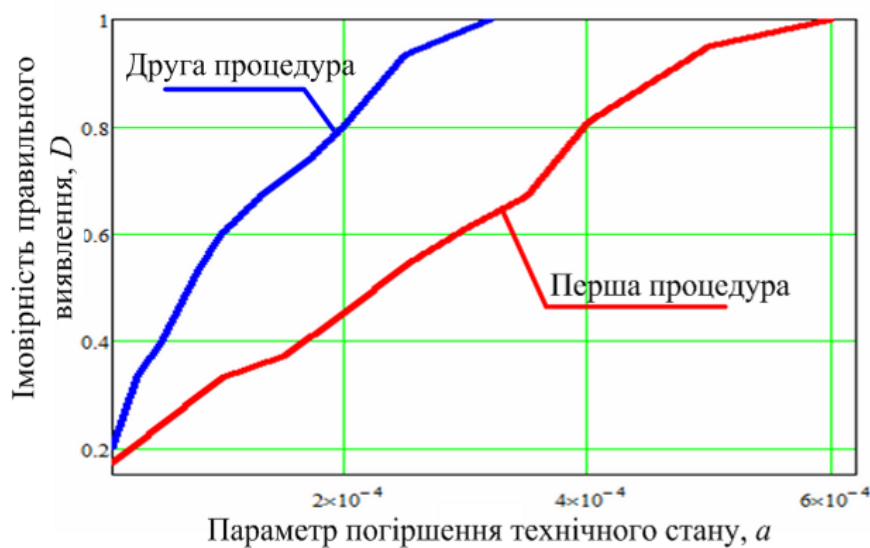


Рис. 3.35. Характеристики виявлення розладнання для випадку лінійної моделі погіршення технічного стану НЗА

Як видно з рис. 3.34 – 3.37, друга евристична процедура виявлення має більші значення ймовірності правильного виявлення погіршення технічного стану НЗА.

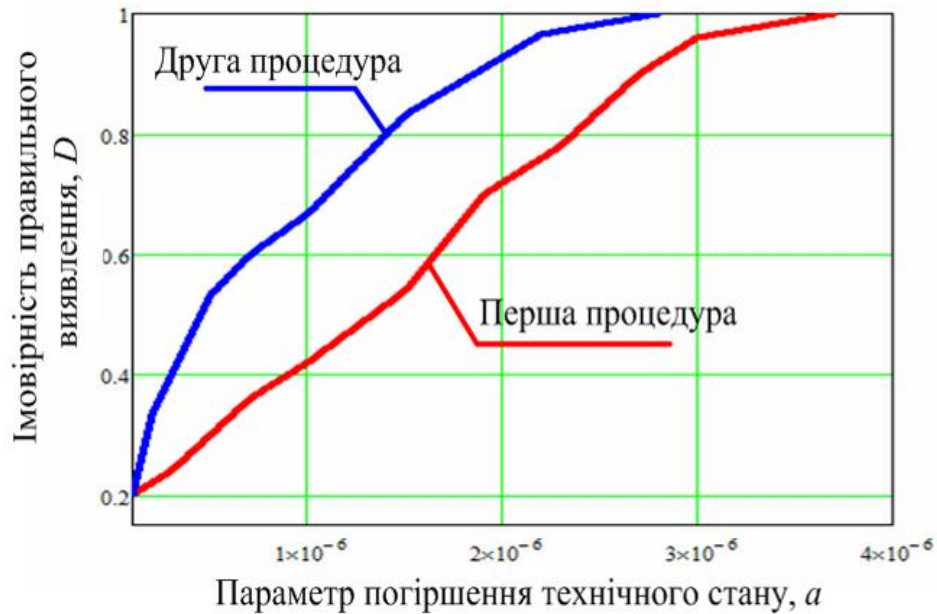


Рис. 3.36. Характеристики виявлення розладнання для випадку квадратичної моделі погіршення технічного стану НЗА

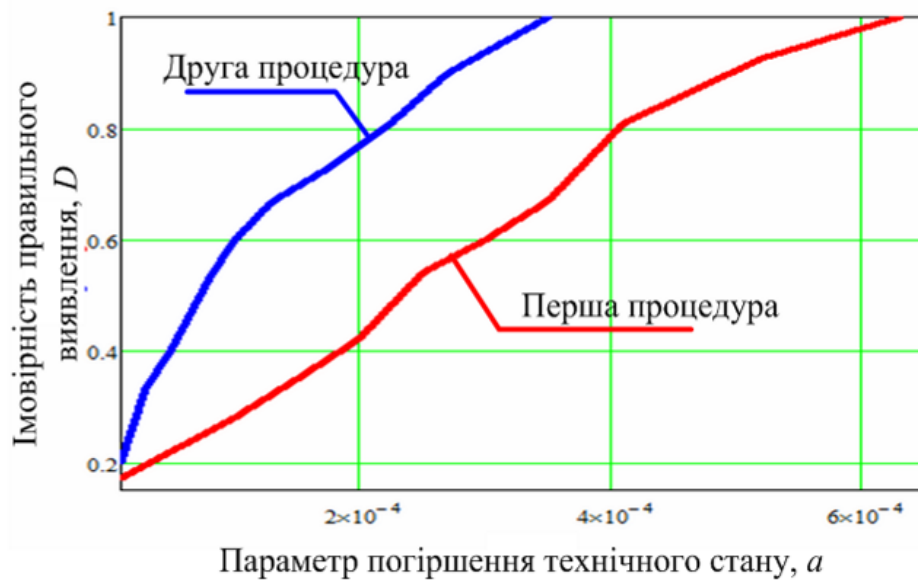


Рис. 3.37. Характеристики виявлення розладнання для випадку лінійно-стрибкоподібної моделі погіршення технічного стану НЗА

Результати порівняння отриманих характеристик виявлення для евристичних процедур з відповідними процедурами за критерієм Неймана-Пірсона показують приблизно однаковий характер другої процедури та виявлювача Неймана-Пірсона, однак ймовірність помилки першого роду у евристичної процедури є значно завищеною.

3.5. Синтез та аналіз послідовної процедури виявлення погіршення технічного стану

Як відомо, задачі перевірки статистичних гіпотез та оцінювання невідомих параметрів можуть бути вирішені двома способами: класичним на основі фіксованого обсягу вибірки та послідовним з наперед невідомим обсягом вибірки. Послідовні методи були запропоновані А. Вальдом [183]. У послідовному методі Вальда після кожного нового спостереження вирішують: прийняти гіпотезу, прийняти альтернативу або продовжувати випробування. Послідовний аналіз дозволяє скорочувати число необхідних спостережень в середньому в два-три рази в порівнянні зі класичними методами на основі фіксованого обсягу вибірки.

Вибір критичної області у випадку послідовного методу проводять на основі аналізу відношення правдоподібності, причому аналіз цього відношення здійснюється на кожному кроці експерименту до моменту прийняття рішення.

Аналіз літератури [178, 209, 210, 271, 273, 277, 279] показує, що вирішенню задач перевірки статистичних гіпотез за допомогою як класичних, так і послідовних методів приділена значна увага – розроблена певна методична база, що включає нормативні документи, показники та критерії для прийняття чи відхилення простих та складних гіпотез, методи синтезу та аналізу параметричних та непараметричних процедур обробки статистичних даних тощо.

Задачі оцінювання зазвичай розглядаються з точки зору класичного підходу. Оскільки послідовні методи мають певний вигравш з точки зору тривалості досліджень [39, 40, 46, 113], то для мінімізації витрат часу та ресурсів щодо технічного стану НЗА актуальним постає питання розробки послідовних процедур оцінювання.

Основні результати в галузі синтезу та аналізу процедур послідовного оцінювання носять здебільшого теоретичний характер, практичних методів розрахунку бракує, що стримує їх широке використання та знижує рівень ефективності функціонування СЕ.

В цілому, питання перевірки гіпотез та оцінювання розглянуті в [170, 183, 273, 277, 279]. Синтез оптимальних алгоритмів наведений у [39, 40, 166, 167, 210, 255].

Для послідовних процедур перевірки гіпотез використовують такі варіанти алгоритмів:

- 1) алгоритми без навчальної вибірки та алгоритми з навчальною вибіркою;
- 2) алгоритми без зрізання та зі зрізанням.

Розглянемо декілька підходів до синтезу послідовних процедур виявлення погіршення технічного стану НЗА. Для спрощення розрахунків дослідимо стрибкоподібну модель розладнання.

1. Звичайний метод Вальда.

Нехай гіпотеза H_0 відповідає відсутності погіршення технічного стану (при цьому $\lambda = \lambda_0$). Альтернатива H_1 полягає у наявності погіршення технічного стану (при цьому $\lambda = a_0\lambda_0$). Вважаємо що відомі ймовірності прийняття помилкових рішень α (імовірність прийняти H_1 , якщо H_0 істинна) та β (імовірність прийняти H_0 , якщо H_1 істинна). ЩРІ відлікових значень, що відповідають гіпотезі та альтернативі описуються рівняннями (3.29) та (3.30).

У формулі (3.30) момент виникнення розладнання є випадковою величиною i в загальному випадку наперед невідомий. Для спрощення будемо вважати, що оцінка моменту виникнення розладнання не потрібна, а необхідно лише прийняти рішення щодо наявності погіршення технічного стану. Тоді у (3.30) можна прийняти $k = 1$. Звідси отримаємо:

$$f_1(t_i) = a_0\lambda_0 e^{-a_0\lambda_0 t_i}, \text{ для } 1 \leq i \leq n, \quad (3.68)$$

Використовуючи (3.29) та (3.68) сформуємо відношення правдоподібності:

$$\Lambda(\vec{t}_n, a_0, \lambda_0) = \frac{\prod_{i=1}^n f_1(t_i / H_1)}{\prod_{i=1}^n f_0(t_i / H_0)} = \frac{\prod_{i=1}^n a_0 \lambda_0 e^{-a_0 \lambda_0 t_i}}{\prod_{i=1}^n \lambda_0 e^{-\lambda_0 t_i}} = a_0^n \prod_{i=1}^n e^{-a_0 \lambda_0 t_i + \lambda_0 t_i}.$$

Представимо $\Lambda(\vec{t}_n, a_0, \lambda_0)$ у більш зручному вигляді:

$$\Lambda(\vec{t}_n, a_0, \lambda_0) = a_0^n e^{\sum_{i=1}^n \lambda_0 t_i (1-a_0)} = a_0^n e^{\lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=1}^n t_i}.$$

Логарифм функції відношення правдоподібності:

$$\begin{aligned} \ln \Lambda(\vec{t}_n, a_0, \lambda_0) &= \ln a_0^n e^{\lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=1}^n t_i} = \ln a_0^n + \ln e^{\lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=1}^n t_i} = \\ &= n \ln a_0 + \lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=1}^n t_i. \end{aligned}$$

Можливими рішеннями під час аналізування відношення правдоподібності можуть бути:

– продовження спостережень, якщо

$$\ln \frac{\beta}{1-\alpha} \leq n \ln a_0 + \lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=1}^n t_i \leq \ln \frac{1-\beta}{\alpha},$$

– прийняти гіпотезу H_0 , якщо

$$n \ln a_0 + \lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=1}^n t_i < \ln \frac{\beta}{1-\alpha},$$

– прийняти альтернативу H_1 , якщо

$$n \ln a_0 + \lambda_0 (1-a_0) \sum_{i=1}^n t_i > \ln \frac{1-\beta}{\alpha}.$$

Звідси отримаємо значення порогів прийняття рішень (нижнього та верхнього):

$$B(n) = \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha} - n \ln a_0}{\lambda_0 (1-a_0)}, \quad (3.69)$$

$$A(n) = \frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha} - n \ln a_0}{\lambda_0(1-a_0)}. \quad (3.70)$$

Отже, область продовження експерименту може бути представлена нерівністю:

$$\frac{\ln \frac{1-\beta}{\alpha} - n \ln a_0}{\lambda_0(1-a_0)} \leq \sum_{i=1}^n t_i \leq \frac{\ln \frac{\beta}{1-\alpha} - n \ln a_0}{\lambda_0(1-a_0)}. \quad (3.71)$$

Як видно з (3.71) для прийняття рішень щодо наявності погіршення технічного стану достатньо сумувати напрацювання на відмову та порівнювати отриману суму з розрахованими нижнім та верхнім порогами.

Виконаємо попередній аналіз послідовної процедури за допомогою аналітичних співвідношень.

Математичні сподівання тривалості прийняття гіпотези та альтернативи визначаються за формулами:

$$m_1(n/H_0) = \frac{\alpha \ln \frac{1-\beta}{\alpha} + (1-\alpha) \ln \frac{\beta}{1-\alpha}}{1-a_0 + \ln a_0}. \quad (3.72)$$

$$m_1(n/H_1) = \frac{\beta \ln \frac{\beta}{1-\alpha} + (1-\beta) \ln \frac{1-\beta}{\alpha}}{\frac{1}{a_0} - 1 + \ln a_0}. \quad (3.73)$$

Під час аналізу послідовних процедур перевірки гіпотез зазвичай будують оперативну характеристику, яка відповідно до [183] може бути визначена за допомогою співвідношення:

$$L(a) = \frac{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^{h(a)} - 1}{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^{h(a)} - \left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)^{h(a)}}, \quad (3.74)$$

де $h(a)$ – ненульовий корінь рівняння:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{f_1(x/a = a_0)}{f_0(x/a = 1)} \right)^{h(a)} f_1(x/a) dx = 1.$$

Для досліджуваного випадку отримаємо наступне рівняння:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{f_1(x/a = a_0)}{f_0(x/a = 1)} \right)^{h(a)} f_1(x/a) dx &= \int_0^{\infty} \left(\frac{a_0 \lambda_0 e^{-a_0 \lambda_0 x}}{\lambda_0 e^{-\lambda_0 x}} \right)^{h(a)} a \lambda_0 e^{-a \lambda_0 x} dx = \\ &= \int_0^{\infty} a_0^{h(a)} e^{-(a_0-1) \lambda_0 x h(a)} a \lambda_0 e^{-a \lambda_0 x} dx = \int_0^{\infty} a_0^{h(a)} a \lambda_0 e^{-(a_0-1) \lambda_0 x h(a) - a \lambda_0 x} dx = \\ &= a_0^{h(a)} a \lambda_0 \int_0^{\infty} e^{-(a_0-1) \lambda_0 x h(a) - a \lambda_0 x} dx = \lim_{p \rightarrow \infty} \frac{-a_0^{h(a)} a \lambda_0}{(a_0-1) \lambda_0 h(a) + a \lambda_0} e^{-(a_0-1) \lambda_0 x h(a) - a \lambda_0 x} \Big|_0^p = \\ &= \frac{a_0^{h(a)} a \lambda_0}{(a_0-1) \lambda_0 h(a) + a \lambda_0} = 1. \end{aligned}$$

Звідси отримаємо:

$$a_0^{h(a)} a \lambda_0 = (a_0 - 1) \lambda_0 h(a) + a \lambda_0.$$

$$a_0^{h(a)} a = (a_0 - 1) h(a) + a.$$

Перепишемо отримане рівняння у вигляді:

$$e^{-(-h(a) \ln a_0)} = \frac{a_0 - 1}{a} \left(h(a) + \frac{a}{a_0 - 1} \right).$$

Таке рівняння має стандартний розв'язок з використанням функції Ламберта:

$$h(a) = -\frac{a}{a_0 - 1} - \frac{1}{\ln a_0} \text{LambertW} \left(-\frac{a}{a_0 - 1} a_0^{-\frac{a}{a_0 - 1}} \ln a_0 \right), \quad (3.75)$$

де $\text{LambertW}(x)$ – функція Ламберта, яка визначається як зворотна до функції типу $W(x) = xe^x$.

Підставивши (3.75) в (3.74), отримаємо оперативну характеристику для досліджуваного варіанту послідовної процедури виявлення розладнання:

$$L(a) = \frac{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^{\frac{a}{a_0-1} \frac{1}{\ln a_0} \text{LambertW}\left(\frac{a \ln a_0}{a_0-1} a_0^{-\frac{a}{a_0-1}}\right)} - 1}{\left(\frac{1-\beta}{\alpha}\right)^{\frac{a}{a_0-1} \frac{1}{\ln a_0} \text{LambertW}\left(\frac{a \ln a_0}{a_0-1} a_0^{-\frac{a}{a_0-1}}\right)} - \left(\frac{\beta}{1-\alpha}\right)^{\frac{a}{a_0-1} \frac{1}{\ln a_0} \text{LambertW}\left(\frac{a \ln a_0}{a_0-1} a_0^{-\frac{a}{a_0-1}}\right)}}. \quad (3.76)$$

Виконаємо аналіз цієї процедури шляхом статистичного моделювання. Під час моделювання прийняті такі значення генеральної сукупності $\alpha = 0.01$, $\beta = 0.02$, $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин $^{-1}$, $a_0 = 2$.

Приклади реалізації вирішальної статистики та її порівняння з порогами прийняття рішень для випадку істинності гіпотези H_0 наведений на рис. 3.38.

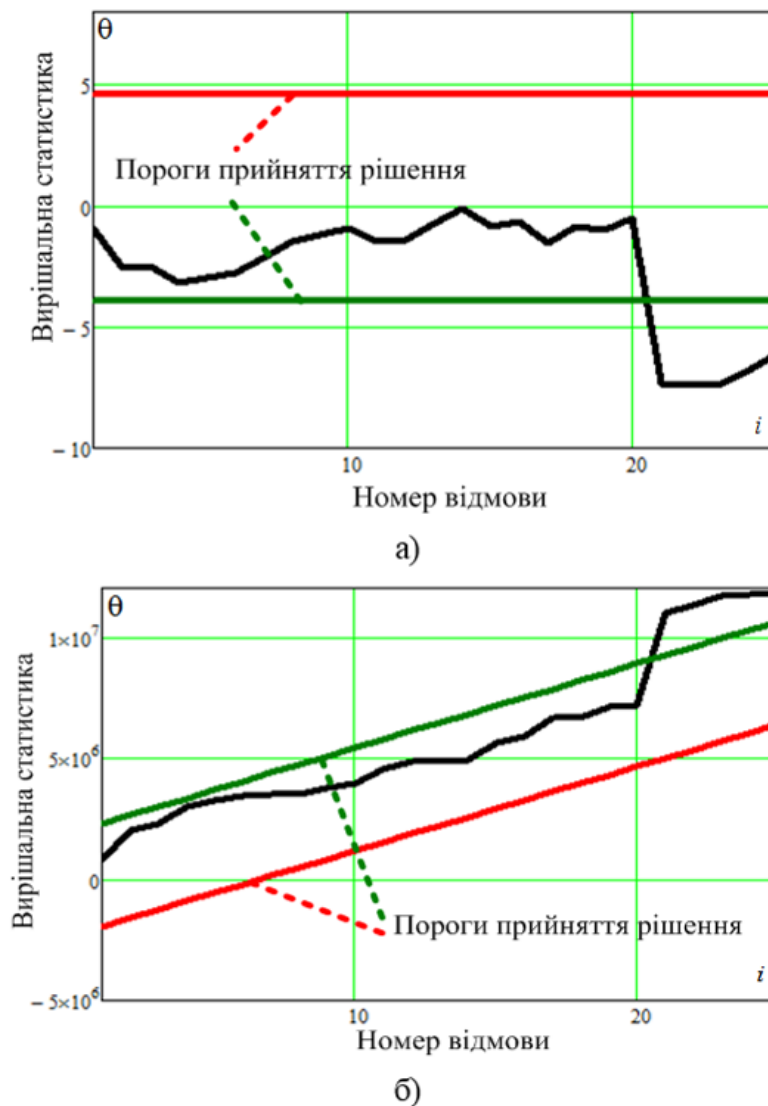


Рис. 3.38. Приклади реалізації вирішальної статистики та її порівняння з порогами прийняття рішень: а) випадок сталих порогів; б) випадок лінійно-змінних порогів

Приклади реалізації вирішальної статистики та її порівняння з порогами прийняття рішень для випадку істинності альтернативи H_1 наведений на рис. 3.39. При цьому момент виникнення розладнання відповідає двадцятому відліку.

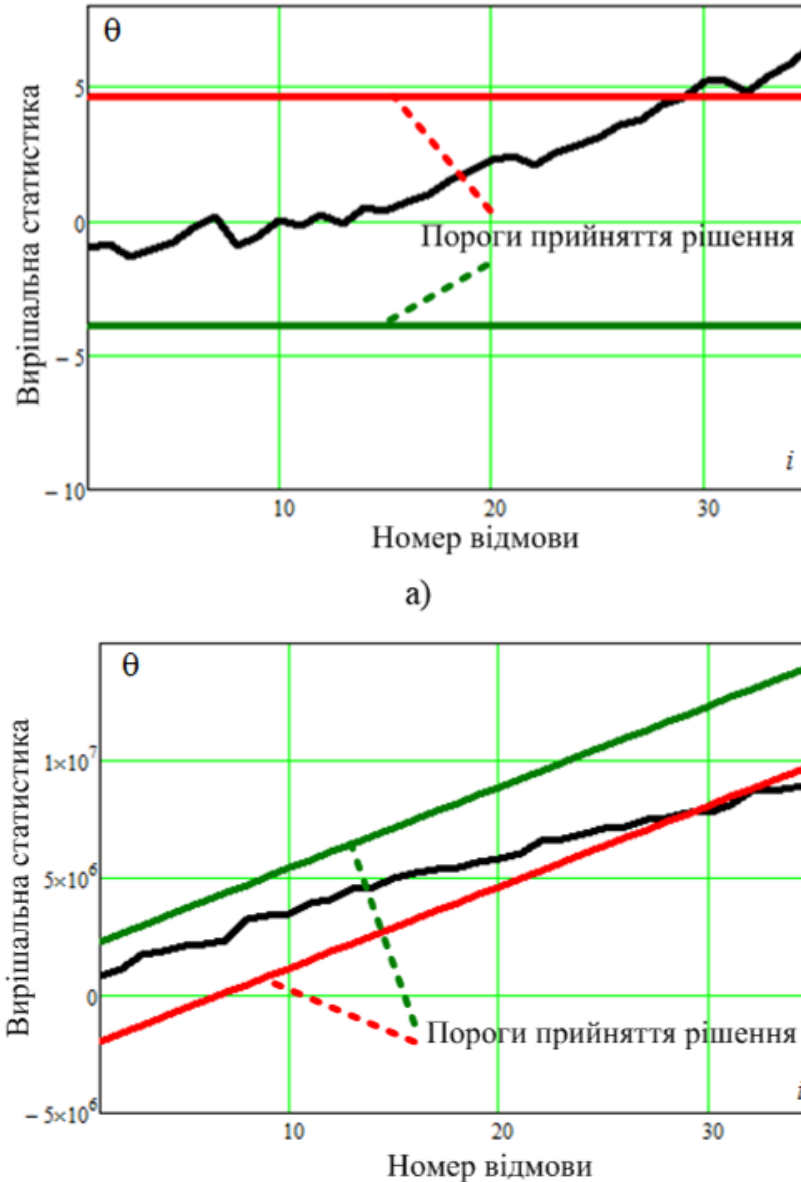


Рис. 3.39. Приклади реалізації вирішальної статистики та її порівняння з порогами прийняття рішень: а) випадок сталих порогів; б) випадок лінійно-змінних порогів

Для наведених параметрів генеральної сукупності відповідно до формул (3.72) та (3.73) середні тривалості прийняття рішень для гіпотези та альтернативи становлять $m_1(n/H_0) = 12.44$ та $m_1(n/H_1) = 22.86$. Тому в подальшому моделюванні прийемо момент початку погіршення технічного стану $k_0 = 8$, а

процедуру обмежимо кількістю відліків $n_{\text{усіч}} = 50$. Тобто послідовна процедура буде усіченою.

Гістограми розподілів тривалості послідовної процедури прийняття рішень наведені на рис. 3.40 та 3.41 для випадків істинності гіпотези H_0 та альтернативи H_1 відповідно.

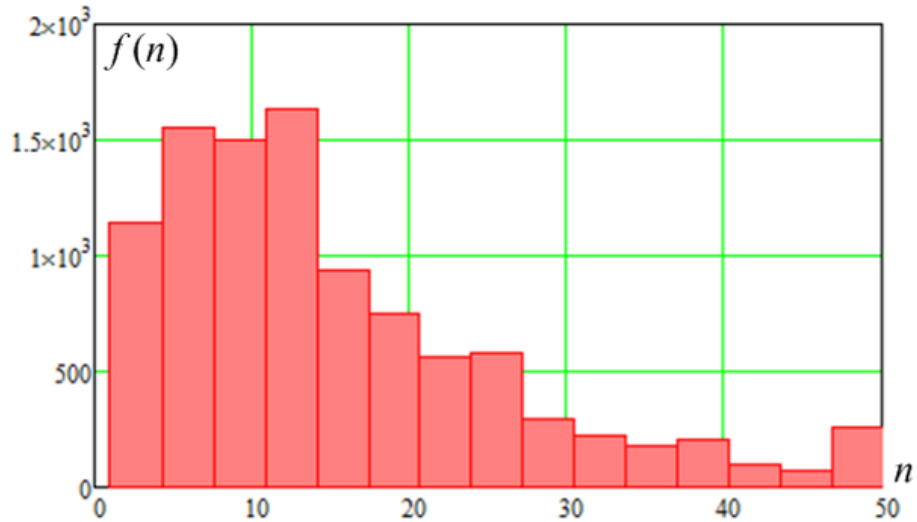


Рис. 3.40. Гістограма розподілу тривалості послідовної процедури у випадку істинності гіпотези H_0

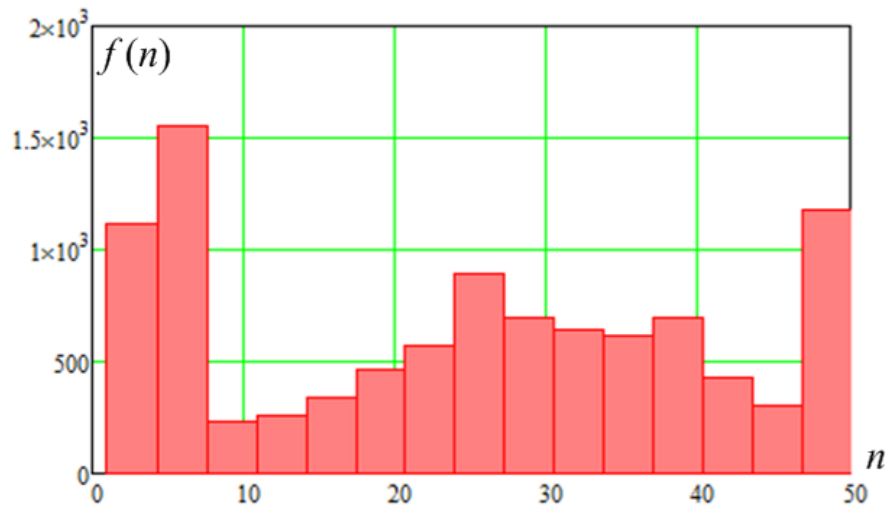


Рис. 3.41. Гістограма розподілу тривалості послідовної процедури у випадку істинності альтернативи H_1

На рис. 3.40 видно, що гістограма містить аномально високий стовпчик на $n_{\text{усіч}} = 50$. У випадку неусіченої послідовної процедури цей стовпчик рівномірно розподілиться між значеннями $n \geq 50$. Гістограма на рис. 3.41 містить аномально високі стовпчики як для перших відліків, так і останніх. Перші два стовпчики пов'язані з помилковими рішеннями. Аналіз показує, що ймовірність помилки другого роду у цьому випадку буде перевищувати очікувану. Останній стовпчик пов'язаний з усіченням процедури [262]. Крім того, можуть бути випадки, коли в момент усічення вирішальна статистика знаходиться в області продовження експерименту. Тому для прийняття рішення щодо погіршення технічного стану в момент $n_{\text{усіч}}$ вирішальна статистика може бути порівняна з порогом розрахованим відповідно до співвідношення (3.34).

Оперативні характеристики, одна з яких розрахована відповідно до формули (3.76), а інша побудована за результатами статистичного моделювання зображені на рис. 3.42.

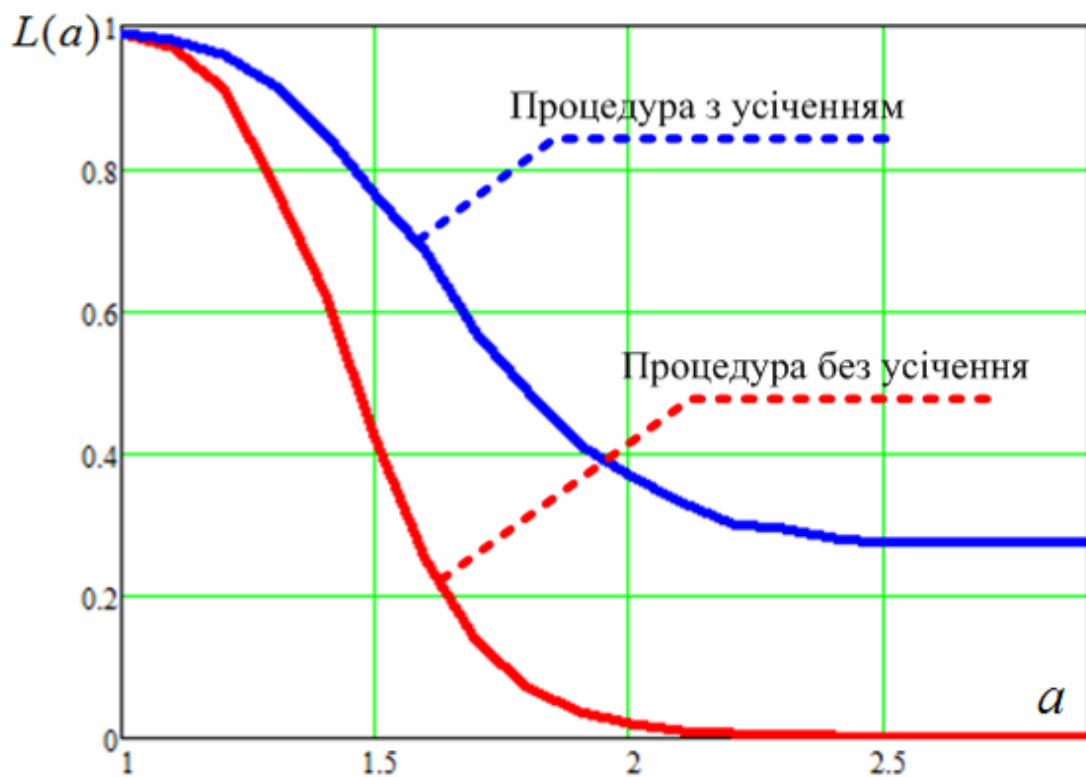


Рис. 3.42. Оперативні характеристики послідовної процедури

Як видно, з графіку на рис. 3.42 реальна оперативна характеристика за результатами моделювання гірша, ніж розрахована. Це пояснюється схемою прийняття рішення у досліджуваній послідовній процедурі. Оскільки погіршення в цьому випадку починається з відліку $k_0 = 8$, то послідовна процедура може встигнути прийняти помилкове рішення щодо відсутності погіршення за попередніми відліками. Крім того, додаткові похибки вносить процес усічення процедури. Як показують моделювання ймовірність помилки другого роду збільшується з ростом величини k_0 . У цьому випадку, коли $k_0 = 8$, мінімальне значення ймовірності помилки другого роду становить $\beta^* = 0.273$.

Для покращення ефективності виявлення необхідно модифікувати прийняття рішень. Одним із таких варіантів є використання послідовної процедури з багатократним прийняттям рішення.

2. Послідовна процедура з багатократним прийняттям рішення.

Нехай для спостереження доступні відліки t_i . Процедура є неусіченою. З початку спостереження реалізується послідовний метод перевірки гіпотез щодо наявності розладнання. У разі, якщо приймається гіпотеза H_0 на кроці s , то всі відліки, що використовувалися у вирішальній від першого до s -го, відкидаються. Далі починаючи з відліку $s+1$ реалізується нова послідовна процедура. нові послідовні процедури продовжуються до тих пір, поки не буде прийнята альтернатива H_1 . Графічно процес прийняття рішення може бути пояснений на рис. 3.43.

Виконаємо аналіз послідовної процедури з багатократним прийняттям рішення шляхом статистичного моделювання. Приклад реалізації вирішальної статистики для початкових значень генеральної сукупності $\alpha = 0.01$, $\beta = 0.02$, $\lambda_0 = 2 \cdot 10^{-6}$ годин⁻¹, $k_0 = 25$, $a_0 = 2$ наведено на рис. 3.44.

Математичне сподівання тривалості прийняття рішень для альтернативи за результатами моделювання становить $m_1^*(n/H_1) = 47.108$ (розраховане значення становить $m_1(n/H_1)|_{k_0=1} = 22.86$, а з урахуванням, що $k_0 = 25$, отримаємо

$m_1(n/H_1) = m_1(n/H_1)|_{k_0=1} + k_0 - 1 = 46.86$). Отже, отримана оцінка математичного сподівання тривалості прийняття рішення за результатами моделювання приблизно співпадає з розрахованою середньою тривалістю.

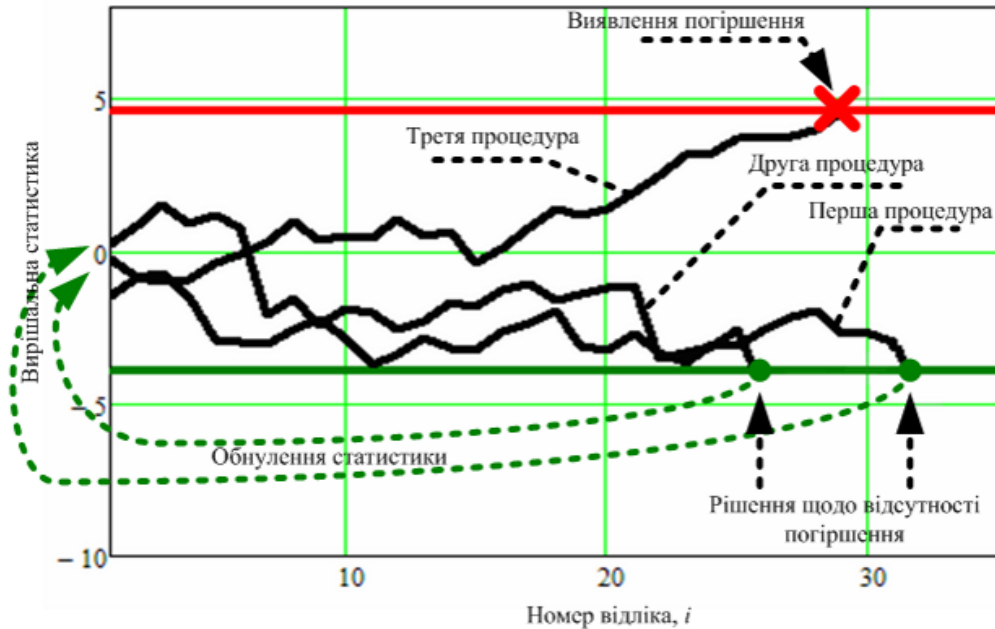


Рис. 3.43. Графічне пояснення реалізації послідовної процедури з багатократним прийняттям рішення

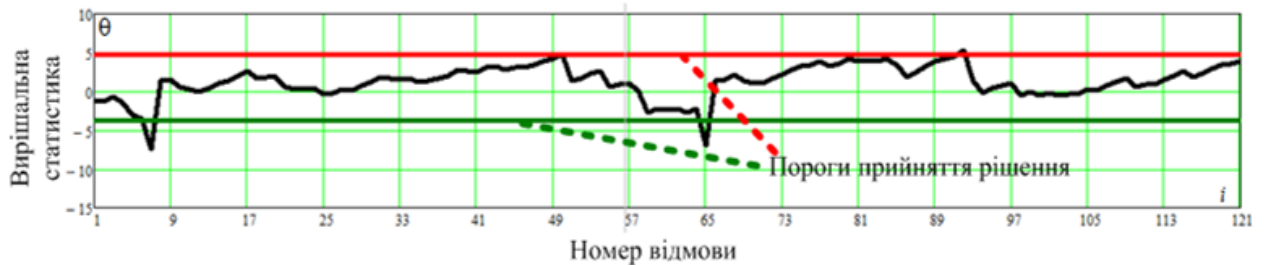


Рис. 3.44. Приклад реалізації вирішальної статистики

Гістограма розподілу тривалості послідовної процедури прийняття рішень для випадків істинності альтернативи H_1 наведена на рис. 3.45.

Для побудови оперативної характеристики зробимо ряд припущень. Нехай процедура усикається величиною $n_{y_{сiч1}} = 90$ або $n_{y_{сiч2}} = 100$. При цьому для відліку $n_{y_{сiч}}$ у разі не прийняття альтернативи вирішальна статистика порівнюється з порогом прийняття рішення, розрахованим відповідно до співвідношення (3.34)

для прийняття остаточного рішення. Оперативні характеристики, одна з яких розрахована відповідно до формули (3.76), а інші побудовані за результатами статистичного моделювання зображені на рис. 3.46.

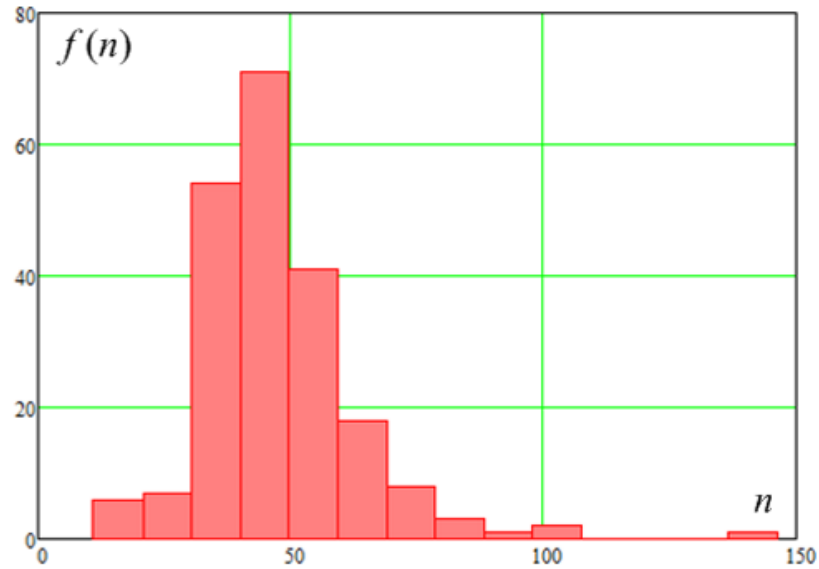


Рис. 3.45. Гістограма розподілу тривалості послідовної процедури у випадку істинності альтернативи H_1

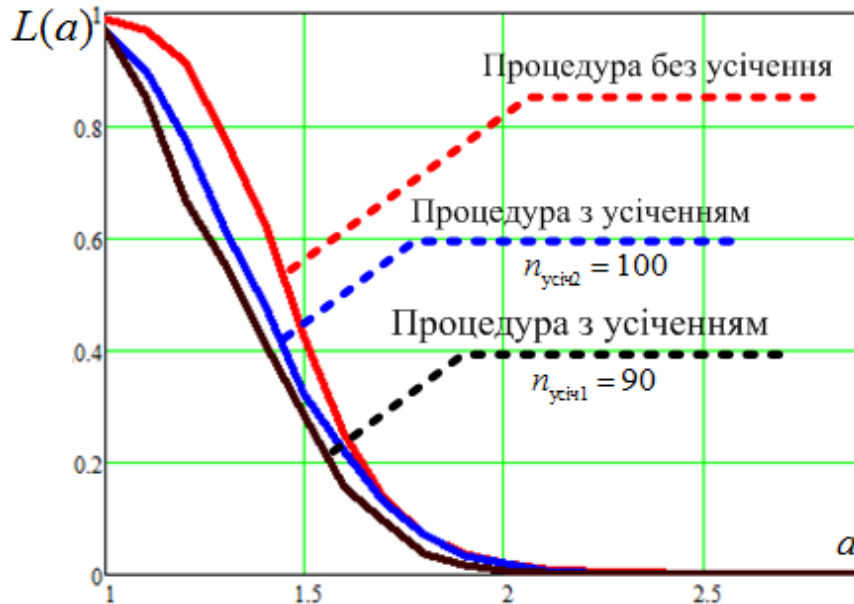


Рис. 3.46. Оперативні характеристики послідовної процедури

Як видно з рис. 3.46 оперативні характеристики послідовної процедури з багатократним прийняттям рішення за результатами моделювання мають трохи завищену ймовірність помилки першого роду. Для дійсного значення $\alpha = 0.01$ усічення на рівні $n_{усіч1} = 90$ та $n_{усіч2} = 100$ дає оцінку $\alpha^* = 0.03$. Отже, і хоча

ймовірність помилки першого роду збільшилось, проте така послідовна процедура має ймовірності помилку другого роду близькі до теоретично розрахованих.

Отже, послідовна процедура виявлення розладнання може бути узагальнена до наступних операцій:

1. Отримання аналітичного виразу для відношення правдоподібності.
2. Розрахунок порогів прийняття рішення.
3. Вибір правила прийняття рішення (однократне або багаторазове).
4. Аналіз послідовної процедури шляхом знаходження статистичних характеристик її тривалості та розрахунку оперативної характеристики.

Оцінювання показників надійності після виявлення розладнання на основі вальдівського підходу також може бути виконане на основі послідовного підходу, як це описано у роботах [254, 264].

Висновки до третього розділу

Дослідження, проведені в третьому розділі, надали змогу отримати наступні результати:

1. Проаналізовані моделі змін показників надійності у разі погіршення технічного стану НЗА. Наведені функціональні співвідношення для моделі змін інтенсивності відмов (для стрибкоподібної, лінійної, квадратичної та лінійно-стрибкоподібної моделей) дозволили не тільки дослідити аналітичні співвідношення для ймовірності безвідмовної роботи та ЩРІ напрацювань між відмовами, але й є основою для синтезу параметричних процедур виявлення погіршення технічного стану та оцінювання показників надійності після його виявлення.

2. Виконаний синтез та аналіз методів виявлення погіршення технічного стану НЗА для випадків стрибкоподібної та лінійної моделей на основі критерію Неймана-Пірсона. Аналіз досліджуваної процедури показав, що така процедура є реалізацією класичного методу CUSUM виявлення розладнання та дає найкращі результати в процедурах з фіксованим обсягом досліджуваної вибірки.

3. Отримані оцінки показників надійності та моделей погіршення технічного стану НЗА (для стрибкоподібної, лінійної, квадратичної та лінійно-стрибкоподібної моделей) на основі використання методу максимальної правдоподібності. Аналіз процесу оцінювання на відміну від існуючих проводився шляхом знаходження аналітичних співвідношень для ЩРІ, математичного сподівання та дисперсії оцінок. Результати вирішення задачі аналізу можуть бути використані під час синтезу евристичних процедур виявлення погіршення технічного стану.

4. Виконаний синтез та аналіз двох евристичних процедур виявлення погіршення технічного стану на основі оцінювання параметрів моделі змін показників надійності, а також на основі апроксимації емпіричних даних. Аналіз отриманих результатів показав, що процедура на базі апроксимації статистичних даних, є більш чутливою до процесів погіршення технічного стану, проте менш ефективною ніж процедура на основі критерію Неймана-Пірсона.

5. Виконаний синтез та аналіз двох послідовних процедур виявлення погіршення технічного стану НЗА. Аналіз процедури з багатократним прийняттям рішення показав, що для середнього тривалості $m_1^*(n/H_1) = 47.108$ прийняття вірного рішення для альтернативи H_1 ймовірність похибки першого роду становить $\alpha^* = 0.03$, а ймовірність правильного виявлення $D^* = 0.98$, що краще, ніж у випадку використання процедури з фіксованим обсягом вибірки на основі критерію Неймана-Пірсона.

Список публікацій здобувача за матеріалами третього розділу

1. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Луньов В.В. Послідовний метод оцінювання показника надійності наземних засобів аеронавігації. *Електроніка та системи управління*. 2012. № 3 (33). С. 28–34.

2. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Послідовний підхід до оцінювання коефіцієнта готовності авіаційних радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій*:

тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції (Запоріжжя, 19 – 21 вересня 2012 р.), Запоріжжя, 2012, С. 288–289.

3. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С. Аналіз процесу погіршення технічного стану радіотехнічних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 1 (49). С. 96–102.

4. Zaliskyi M.Yu. Reliability parameters estimation in case of aviation radio electronic devices technical state deterioration. *Electronics and Control Systems*. 2015. № 3 (45). P. 18–22.

5. Заліський М.Ю. Виявлення погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 3 (51). С. 45–50.

6. Solomentsev O., Zaliskyi M., Nemyrovets Yu., Asanov M. Signal processing in case of radio equipment technical state deterioration. *Signal Processing Symposium 2015 (SPS 2015): Proceedings, Debe (Poland), 10 – 12 June 2015*. P 1–5.

7. Solomentsev O., Zaliskyi M., Gerasymenko T. Change-point Detection During Radar Operation. *Data Stream Mining & Processing: Proceedings of IEEE First International Conference, Lviv, 23 – 27 August 2016, L., 2016*. P. 295–298.

8. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O. Estimation of quality parameters in the radio flight support operational system. *Aviation*. 2016. Vol. 20. № 3. P. 123–128.

9. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Аналіз процесів погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 21 – 23 вересня 2016 р., Запоріжжя, 2016*. С. 77–78.

10. Заліський М.Ю., Сапіцький О.І., Таран В.І. Оцінювання показників надійності радіотехнічних засобів. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 листопада 2016 р., К., 2016*. С. 63.

11. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С. Аналіз ефективності процедури виявлення розладнання в системах експлуатації

наземних засобів аеронавігації. *Наукоємні технології*. 2018. № 3 (Том 39). С. 376–382.

12. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С., Мусієнко А.О. Процедура аналізу нестационарних процесів в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації. *Новітні технології*. 2018. № 2 (6). С. 69–78.

13. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С., Мусієнко А.О. Процедура виявлення нестационарностей під час визначення технічного стану радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 3 – 5 жовтня 2018 р., Запоріжжя, 2018. С. 67–68.*

14. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Спосіб послідовного визначення середнього напрацювання на відмову технічних засобів: пат. 94852 Україна, МПК G01N 21/21 (2006.01), №201404039; заявл. 15.04.2014; опубл. 10.12.14, Бюл. № 23.

15. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Herasymenko T.S. Radio electronic equipment failures model. *Electronics and control systems*. 2018. № 3 (57). P. 18–23.

16. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Petrova Yu. Method for changepoint detection with sample size accumulation during radio equipment operation. *The Scientific Journal of Riga Technical University – Electrical, Control and Communication Engineering*. 2020. Vol. 16. № 1. P. 23–29. (*Web of Science*)

17. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Камінський Є.О. Послідовна процедура аналізування розладнання під час обробки експлуатаційних даних. *Новітні технології*. 2019. № 3 (10). С. 43–51.

18. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Reliability Parameters Estimation for Radioelectronic Equipment in Case of Change-point. *Signal Processing Symposium 2017 (SPSymo 2017): Proceedings, Jachranka Village (Poland), 12 – 14 September 2017. P 1–4. (Scopus)*

19. Bondarchuk M.I., Romanenko O.R., Kulyk O.S., Zaliskyi M.Ju. Statistical models for failures of radio equipment. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку,*

навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 листопада 2018 р., К., 2018. С. 53.

20. Solomentsev O., Zaliskyi M. Correlated Failures Analysis in Navigation System. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control: Proceedings of IEEE 5th International Conference*, Kyiv, 16 – 18 October 2018, K., 2018. P. 41–44. (*Scopus*)

21. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Kozhokhina O., Petrova Yu. Data Processing in Case of Radio Equipment Reliability Parameters Monitoring. *Advances in Wireless and Optical Communications (RTUWO 2018): Proceedings*, Riga (Latvia), 15 – 16 November 2018. P. 219–222.

22. Zalisky M., Odarchenko R., Gnatyuk S., Petrova Yu., Chaplits A. Method of Traffic Monitoring for DDoS Attacks Detection in e-Health Systems and Networks. *Informatics & Data-Driven Medicine (IDDM 2018): Proceedings of 1st International Workshop*, Lviv, 28 – 30 November 2018, L., 2018. P. 193–204.

23. А. с. 55979 від 08.08.2014 р. Україна. Комп'ютерна програма «Процедура статистичної класифікації з бінарно-квантованим перетворенням вихідної статистики» / Ю.М. Хмелько, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, М.С. Бідний. Опубл. 1.09.2014, Бюл. № 34. 9 с.

24. А. с. 57945 від 30.12.2014 р. Україна. Комп'ютерна програма «Усічена процедура послідовної статистичної класифікації з бінарно-квантованим перетворенням вихідної статистики» / Ю.М. Хмелько, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, Т.С. Герасименко. Опубл. 30.01.2015, Бюл. № 35. – 10 с.

25. А. с. 47959 від 21.02.2013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Послідовне оцінювання параметру зсуву рівномірно розподіленої випадкової величини» / О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, М.М. Асанов. Опубл. 3.05.2013, Бюл. № 30. 5 с.

26. А. с. 50904 від 23.08.2013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Послідовне оцінювання параметру масштабу рівномірно розподіленої випадкової величини» / О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, Д.О. Соловйов. Опубл. 2.09.2013, Бюл. № 31. 8 с.

РОЗДІЛ 4

МЕТОДИ ВИЯВЛЕННЯ ПОГІРШЕННЯ ТЕХНІЧНОГО СТАНУ НАЗЕМНИХ ЗАСОБІВ АЕРОНАВІГАЦІЇ НА ОСНОВІ АНАЛІЗУ ВИЗНАЧАЛЬНИХ ПАРАМЕТРІВ

Під час експлуатації наземних засобів аеронавігації можуть використовуватися різні стратегії технічного обслуговування, такі як стратегія за станом, стратегія за напрацюваннями, стратегія інтелектуального технічного обслуговування, стратегія прогностичного технічного обслуговування тощо [14, 20, 111]. У цивільній авіації міжнародні організації в сфері проектування та експлуатації радіоелектронного обладнання розробляють стандарти, керівництва та інструкції, які здебільшого пов'язані зі стратегією технічного обслуговування за станом [1, 3, 20, 23, 97].

Головною метою під час використання стратегії технічного обслуговування за станом є запобігання відмов за умови заздалегідь заданих експлуатаційних затрат [36]. Одним із шляхів реалізації цієї мети є формування та здійснення своєчасних та правильних запобіжних та коригувальних дій [33]. Основою для їх формування є результати статистичного оброблення даних щодо змін в трендах визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації [131, 161]. Тому метою цього розділу є синтез та аналіз методів та процедур виявлення погіршення технічного стану на основі статистичного оброблення даних щодо визначальних параметрів, що є складовою частиною запропонованої методології оброблення даних. Для досягнення поставленої мети в цьому розділі були вирішені такі задачі: проаналізовані моделі змін визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації та досліджений їх вплив на статистичні характеристики показників надійності; розроблена процедура статистичного оброблення даних під час моніторингу визначального параметру у випадку лінійної моделі погіршення технічного стану наземних засобів аеронавігації; знайдено аналітичні співвідношення для превентивного порогу прийняття рішення щодо проведення запобіжних та коригувальних дій; досліджена процедура багатократного прийняття рішення на основі порівняння поточного значення визначального параметру з системою допусків.

4.1. Моделі визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації

Моделі опису визначальних параметрів зазвичай описуються за допомогою нестационарних випадкових процесів [173, 175, 224]. При цьому для опису визначальних параметрів може бути використаний апарат теорії ймовірності та марківських процесів [49, 176, 222, 251, 281]. Крім того, на практиці можливі різні варіанти нестационарностей, пов'язаних зі зміною математичного сподівання, дисперсії (гетероскедастичність), кореляційних функцій тощо [33, 36, 249].

Слід зазначити, що в цивільній авіації бракує моделей визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації, які побудовані на основі експериментальних вимірювань таких величин, як чутливість, потужність, нестабільність частоти, глибина модуляції тощо [38, 47, 79, 92].

Моделі визначальних параметрів є основою для успішного вирішення задач синтезу та аналізу алгоритмів оброблення даних, тому цей напрям є актуальним [45, 58, 62, 140].

Розглянемо модель визначального параметра. Ця модель враховує можливі деградаційні процеси старіння наземних засобів аеронавігації, раптові відмови і пошкодження.

Математична модель визначального параметра

$$y(t) = x(t) + z(t) + \vartheta(t), \quad (4.1)$$

де $y(t)$ – спостережуваний випадковий процес зміни визначального параметра; $z(t)$ – сигнальна детермінована складова визначального параметра, яка відображає тенденцію його зміни (не спостережуваний процес); $x(t)$ – сигнальна випадкова складова визначального параметра, яка враховує неточність опису; $\vartheta(t)$ – завадова складова, яка обумовлена помилками контрольно-вимірювальної апаратури.

Складові $z(t)$, $x(t)$ і $\vartheta(t)$ мають різні спектри флуктуацій. Найбільш широкий спектр має складова $\vartheta(t)$.

У загальному випадку, складова $z(t)$ має два інтервали квазістационарності:

- 1) інтервал, де складова $z(t)$ дорівнює номінальному значенню;
- 2) інтервал, де складова $z(t)$ змінюється.

Точка переходу з одного інтервалу в інший є моментом виникнення розладнання випадкового процесу $y(t)$.

Для побудови математичної моделі $z(t)$ і можливості опису її на двох інтервалах доцільно використовувати функцію Хевісайда

$$h(t) = \begin{cases} 1, & \text{якщо } t \geq 0, \\ 0, & \text{якщо } t < 0. \end{cases}$$

Тоді модель для $z(t)$ набуде вигляду:

- 1) для випадку лінійної розладнання:

$$z(t) = Z_0 h(t) + v(t - t_{sw}) h(t - t_{sw}), \quad (4.2)$$

де Z_0 – номінальне значення визначального параметра, t_{sw} – момент виникнення розладнання, v – швидкість зміни визначального параметра для випадку розладнання;

- 2) для випадку квадратичної розладнання:

$$z(t) = Z_0 h(t) + v(t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw}). \quad (4.3)$$

Для урахування раптових відмов у початковій моделі (4.2) та (4.3) визначального параметра включають додаткову складову у вигляді ще однієї функції Хевісайда із заданою амплітудою.

Тоді математична модель визначального параметра набуде вигляду:

- 1) для випадку лінійної розладнання:

$$y(t) = x(t) + Z_0 h(t) + v(t - t_{sw}) h(t - t_{sw}) + \mathcal{G}(t) + \sum_{i=1}^n a_i h(t - t_{fi}), \quad (4.4)$$

де t_{fi} і a_i – випадкові моменти виникнення раптових відмов, збоїв і пошкоджень, а також дрейф в зміні визначального параметра, пов'язаний з ними.

- 2) для випадку квадратичної розладнання:

$$y(t) = x(t) + Z_0 h(t) + v(t - t_{sw})^2 h(t - t_{sw}) + \vartheta(t) + \sum_{i=1}^n a_i h(t - t_{fi}). \quad (4.5)$$

Приклади реалізації визначальних параметрів для випадків лінійної і квадратичної розладнання зображені на рис. 4.1 і 4.2 відповідно.

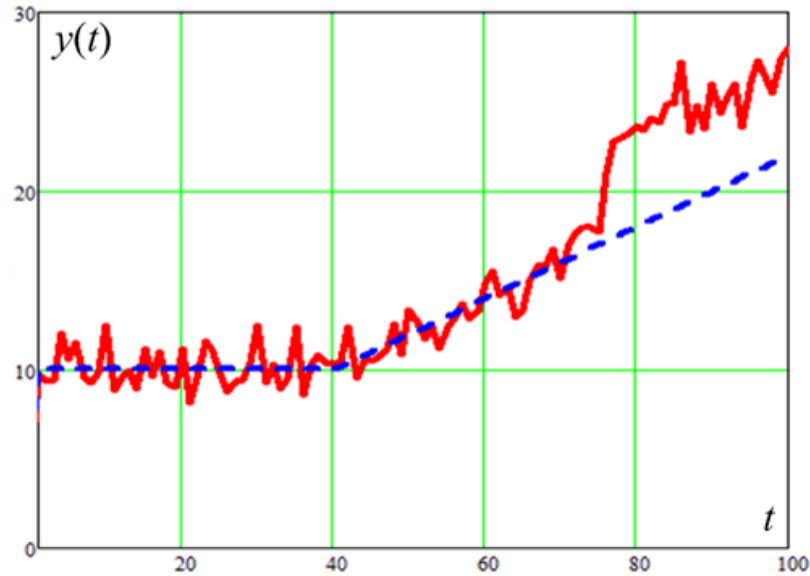


Рис. 4.1. Реалізація визначального параметра для випадку лінійної розладнання

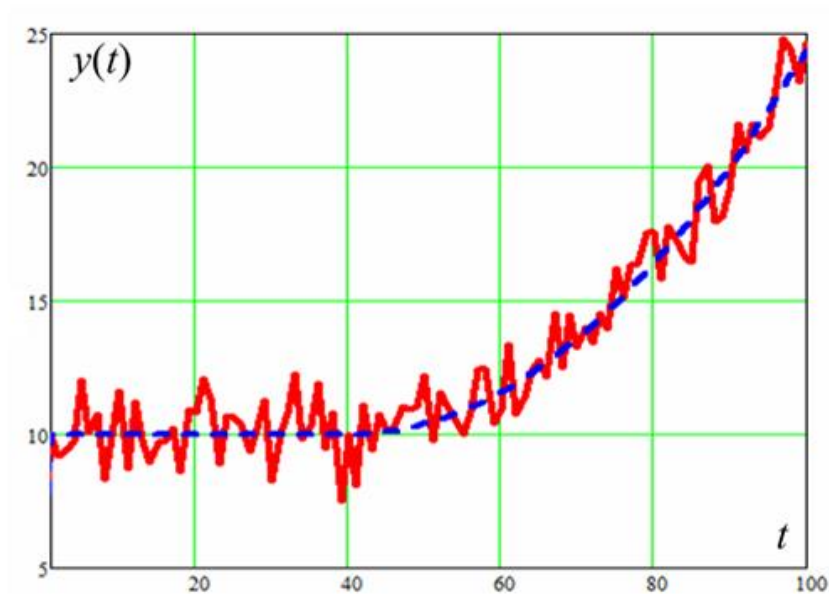


Рис. 4.2. Реалізація визначального параметра для випадку квадратичного розладнання

На рис. 4.1 реалізація визначального параметра містить раптову відмову в момент часу $t = 76$ годин. На рис. 4.2 за час інтервалу спостереження раптова відмова не виникла.

Відомо, що під час використання стратегії технічного обслуговування за станом з контролем визначальних параметрів вважають, що відмова радіоелектронного обладнання відбувається в момент перетину тренду зміни визначального значення експлуатаційного допуску [32, 82].

Тому доцільним є дослідження статистичних моделей зміни напрацювань на відмову у випадку моніторингу визначальних параметрів під час погіршення технічного стану НЗА.

Розглянемо випадок лінійної моделі розладнання. Позначимо експлуатаційний допуск як V_E . Тоді в момент відмови t_i абсолютне значення визначального параметру буде перевищувати поріг V_E , тобто:

$$|y(t_i)| \geq V_E.$$

Для зручності позначимо:

$$y(t_i) \approx V_E.$$

Доданок $\sum_{i=1}^n a_i h(t - t_{fi})$ у формулі (4.4) може бути описаний за допомогою імовірнісних характеристик раптових відмов. Тобто результуюча ЩРІ напрацювання між відмовами може бути описана співвідношенням:

$$f(t) = p(t_i < t_{fi}) f_n(t) + p(t_i \geq t_{fi}) f_p(t), \quad (4.6)$$

де $p(t_i < t_{fi})$ – імовірність того, що поступова відмова буде раніше, ніж раптова;

$p(t_i \geq t_{fi})$ – імовірність того, що раптова відмова буде раніше, ніж поступова;

$f_n(t)$ – ЩРІ поступових відмов; $f_p(t)$ – ЩРІ раптових відмов.

Очевидно, що

$$p(t_i < t_{fi}) + p(t_i \geq t_{fi}) = 1.$$

Для опису раптових відмов, зазвичай, використовується експоненціальна, вейбулівська ЩРІ [221, 230, 233], або ЩРІ відповідно до зворотного гаусівського розподілу, розподілу Бірнбаума-Сандерса, логарифмічно-нормального розподілу [24, 272] тощо.

Тому розглянемо порядок визначення ЩРІ поступових відмов $f_{\Pi}(t)$. З урахуванням зазначеного раніше можна записати:

$$V_E = x(t_i) + Z_0 h(t) + v(t_i - t_{sw})h(t - t_{sw}) + \mathfrak{G}(t_i).$$

При цьому вважаємо, що випадковий процес описаний зі стовідсотковою точністю, тобто $x(t_i) = 0$, тоді отримаємо таке рівняння у дискретному вигляді:

$$V_E = Z_0 + v(t_i - t_{sw}) + \mathfrak{G}_i,$$

або

$$V_E - Z_0 = vt_i - vt_{sw} + \mathfrak{G}_i.$$

Розглянемо декілька випадків:

1. Величина v є детермінованою, а t_{sw} та \mathfrak{G}_i – випадковими. Тоді отримаємо

$$t_i = \frac{V_E - Z_0}{v} + t_{sw} - \frac{\mathfrak{G}_i}{v}.$$

При цьому запишемо

$$f_{\Pi}(t_i)dt_i = f(t_{sw}, \mathfrak{G}_i)dt_{sw}d\mathfrak{G}_i.$$

Звідси

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t_{sw}(t_i, \mathfrak{G}_i), \mathfrak{G}_i) \left| \frac{dt_{sw}(t_i, \mathfrak{G}_i)}{dt_i} \right| d\mathfrak{G}_i.$$

У цьому рівнянні $t_{sw}(t_i, \mathfrak{G}_i)$ – це зворотна функція, яка в для досліджуваного випадку:

$$t_{sw}(t_i, \mathfrak{G}_i) = t_i - \frac{V_E - Z_0}{v} + \frac{\mathfrak{G}_i}{v}.$$

Тому

$$\frac{dt_{sw}(t_i, \mathfrak{G}_i)}{dt_i} = 1.$$

Оскільки випадкові величини t_{sw} та \mathfrak{G}_i – незалежні, то

$$f(t_{sw}(t_i, \vartheta_i), \vartheta_i) = f(t_{sw}(t_i, \vartheta_i))f(\vartheta_i).$$

Тоді остаточний вираз для ЩРІ поступових відмов

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t_{sw}) \Big|_{t_{sw} = t_i - \frac{V_E - Z_0}{v} + \frac{\vartheta_i}{v}} f(\vartheta_i) d\vartheta_i. \quad (4.7)$$

Отже, для знаходження ЩРІ поступових відмов необхідно знати ЩРІ моменту виникнення розладнання та ЩРІ похибок контрольно-вимірювальної апаратури.

2. Величини v та t_{sw} є випадковими, а $\vartheta_i \approx 0$ (похибкою контрольно-вимірювальної апаратури можна знехтувати через її високий клас точності). Тоді отримаємо

$$t_i = \frac{V_E - Z_0}{v} + t_{sw}.$$

У цьому випадку

$$f_{\Pi}(t_i) dt_i = f(t_{sw}, v) dt_{sw} dv.$$

Отже,

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_0^{\infty} f(t_{sw}, v(t_i, t_{sw})) \left| \frac{dv(t_i, t_{sw})}{dt_i} \right| dt_{sw}.$$

Зворотна функція:

$$v(t_i, t_{sw}) = \frac{V_E - Z_0}{t_i - t_{sw}}.$$

Тому

$$\frac{dv(t_i, t_{sw})}{dt_i} = -\frac{V_E - Z_0}{(t_i - t_{sw})^2}.$$

Оскільки випадкові величини t_{sw} та v – незалежні, то

$$f(t_{sw}, v(t_i, t_{sw})) = f(t_{sw})f(v(t_i, t_{sw})).$$

Тоді остаточний вираз для ЩРІ поступових відмов

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_0^{\infty} \frac{V_E - Z_0}{(t_i - t_{sw})^2} f(t_{sw}) f(v) \Big|_{\substack{v(t_i, t_{sw}) = \frac{V_E - Z_0}{t_i - t_{sw}}} dt_{sw}. \quad (4.8)$$

3. Величини v , t_{sw} та ϑ_i є випадковими, тоді отримаємо

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t_{sw}(t_i, \vartheta_i, v), \vartheta_i, v) \left| \frac{dt_{sw}(t_i, \vartheta_i, v)}{dt_i} \right| d\vartheta_i dv.$$

Зворотна функція

$$t_{sw}(t_i, \vartheta_i, v) = t_i - \frac{V_E - Z_0}{v} + \frac{\vartheta_i}{v}.$$

Тому

$$\frac{dt_{sw}(t_i, \vartheta_i, v)}{dt_i} = 1.$$

Оскільки випадкові величини v , t_{sw} та ϑ_i – незалежні, то

$$f(t_{sw}(t_i, \vartheta_i, v), \vartheta_i, v) = f(t_{sw}(t_i, \vartheta_i, v)) f(\vartheta_i) f(v).$$

Тоді остаточний вираз для ЩРІ поступових відмов

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t_{sw}) \Big|_{t_{sw} = t_i - \frac{V_E - Z_0 + \vartheta_i}{v}} f(\vartheta_i) d\vartheta_i dv. \quad (4.9)$$

У випадку квадратичної моделі погіршення технічного стану виконуючі ідентичні розрахунки можуть бути отримані аналогічні до (4.7), (4.8) та (4.9) ЩРІ, які матимуть вигляд:

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t_{sw}) \Big|_{t_{sw} = t_i - \sqrt{\frac{V_E - Z_0 - \vartheta_i}{v}}} f(\vartheta_i) d\vartheta_i. \quad (4.10)$$

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_0^{\infty} \frac{2V_E - 2Z_0}{(t_i - t_{sw})^3} f(t_{sw}) f(v) \Big|_{v(t_i, t_{sw}) = \frac{V_E - Z_0}{(t_i - t_{sw})^2}} dt_{sw}. \quad (4.11)$$

$$f_{\Pi}(t_i) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(t_{sw}) \Big|_{t_{sw} = t_i - \sqrt{\frac{V_E - Z_0 - \vartheta_i}{v}}} f(\vartheta_i) d\vartheta_i dv. \quad (4.12)$$

Наведена методика розрахунку ЩРІ напрацювань між раптовими відмовами буде використана в подальшому для розрахунків превентивних порогів прийняття рішень щодо проведення технічного обслуговування.

4.2. Методи оброблення визначальних параметрів наземних засобів аеронавігації

4.2.1. Оброблення даних у разі випадкового моменту виникнення розладнання

Застосування алгоритмів оброблення даних пов'язане з усуненням невизначеності станів, яка в загальному випадку впливає на ризики виникнення невідповідностей встановленим вимогам [124, 132]. Зменшення апріорної невизначеності підвищує ефективність СЕ в цілому [118, 121, 125].

Виконаємо кількісну оцінку ефективності застосування стратегії ТО за станом з контролем визначальних параметрів.

Згідно з цією стратегією існують попереджувальні та експлуатаційні порогови, які визначають межі трьох областей зміни визначальних параметрів [82, 149, 150]. Якщо визначальні параметри знаходяться в межах попереджувальних допусків, то превентивне технічне обслуговування не виконується. У разі перевищення попереджувальних допусків (при не перевищуванні експлуатаційних допусків) планується та виконується превентивне технічне обслуговування (регулювання, планова заміна складових елементів НЗА тощо). Якщо значення одного із визначальних параметрів перевищують експлуатаційні допуски, то вважається, що НЗА знаходиться у непрацездатному стані і виконується поточний ремонт [8, 16].

Процедури оброблення даних під час удосконалення стратегій технічного обслуговування за станом розглянуті у роботах [4, 22, 35, 54, 85, 87, 146].

Будемо вважати, що така схема прийняття рішень є спрощеною процедурою оброблення експлуатаційних даних.

Розглянемо співвідношення, що дозволяють кількісно оцінити ефективність застосування процедур оброблення даних під час використання стратегії технічного обслуговування за станом.

Нехай технічний стан характеризується одним визначальним параметром $y(t)$. Вважаємо, що нормативна документація встановлює допуски на можливі зміни цього параметру у вигляді нижнього та верхнього експлуатаційних порогів V_{E-} та V_{E+} . Попереджувальні допуски позначимо як $V_{ПТО-}$ та $V_{ПТО+}$.

Нехай модель визначального параметру змінюється відповідно до (3.4). При цьому зробимо припущення, що раптові відмови на інтервалі спостереження не відбуваються, а випадковий процес описується зі стовідсотковою точністю, тобто без похибок вимірювання, а $x(t) = 0$. Тоді визначальний параметр

$$y(t) = Z_0 h(t) + v(t - t_{sw}) h(t - t_{sw}) + \mathfrak{Q}(t).$$

Ця модель є достатньо узагальненою, вона відображає можливість виникнення розладнань у трендах зміни визначальних параметрів, що пов'язані з випадковим моментом t_{sw} .

Якщо $V_{E-} \leq y(t) \leq V_{E+}$, то вважається, що НЗА знаходиться у працездатному стані. У протилежному випадку – настає відмова. Вважаємо, що після відмови відбувається відновлення НЗА, а значення визначального параметру буде дорівнювати початковому значенню Z_0 . У випадку якщо $V_{ПТО+} \leq y(t) \leq V_{E+}$ або $V_{E-} \leq y(t) \leq V_{ПТО-}$, то ця подія пов'язана з погіршенням технічного стану НЗА. У цьому випадку планується проведення ПТО. Після ПТО значення визначального параметру буде дорівнювати початковому значенню Z_0 .

У відповідності до прийнятих припущень значення визначального параметра можуть перебувати в одній з трьох областей:

1) область нормальної експлуатації

$$V_{E-} \leq y(t) \leq V_{E+};$$

2) область планування і виконання ПТО

$$V_{ПТО+} \leq y(t) \leq V_{E+} \text{ або } V_{E-} \leq y(t) \leq V_{ПТО-};$$

3) область непрацездатного стану

$$y(t) > V_{E+} \text{ або } y(t) < V_{E-}.$$

В області нормальної експлуатації виконується періодичний контроль за допомогою комп'ютерних технологій. В області порушення працездатності виконується поточний ремонт. Після його виконання НЗА стає працездатним з точки зору досліджуваного визначального параметру.

Графічне пояснення оброблення даних для стратегії ТО за станом наведено на рис. 4.3.

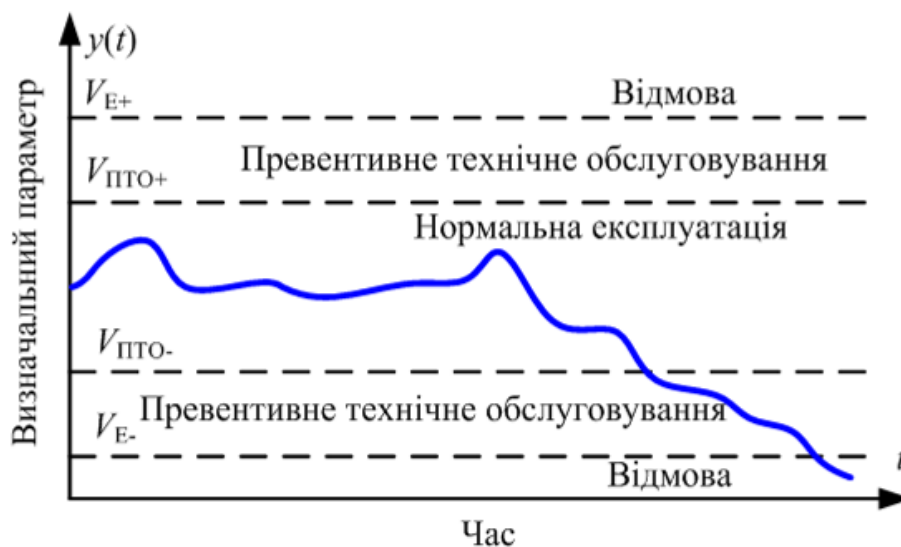
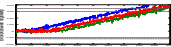


Рис. 4.3. Графічне пояснення оброблення даних для стратегії ТО за станом

На рис. 4.4 зображений приклад зміни визначального параметру для початкових даних генеральної сукупності $Z_0 = 0$ у.о., $v = 1$, $V_{ПТО+} = 300$ у.о., $V_{ПТО-} = -100$ у.о., $V_{E+} = 350$ у.о., $V_{E-} = -120$ у.о., t_{sw} є нормально розподіленою випадковою величиною з параметрами  у.о. та $\sigma(t_{sw}) = 30$ у.о.

Для аналізу ефективності експлуатації НЗА з обробленням статистичних даних необхідно визначити показник та критерій ефективності. Показник ефективності призначений для кількісної оцінки результативності експлуатаційних операцій. Можливі різні варіанти визначення цього показника, наприклад, середні питомі витрати на експлуатацію, коефіцієнт готовності тощо.

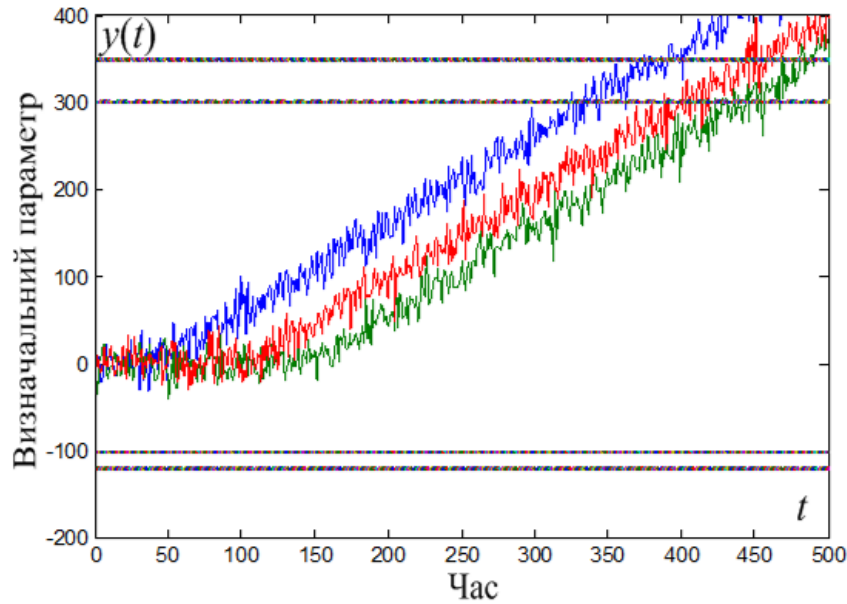


Рис. 4.4. Приклади змін визначального параметру

Середні питомі витрати на експлуатацію визначаються за формулами

$$m_1(C/T_\Sigma) = m_1(C_P/T_\Sigma) + m_1(C_{TO}/T_\Sigma), \quad (4.13)$$

$$m_1(C_P/T_\Sigma) = \frac{k_P}{k_\Sigma T_\Sigma} C_P,$$

$$m_1(C_{TO}/T_\Sigma) = \frac{k_{TO}}{k_\Sigma T_\Sigma} C_{TO},$$

де C_P і C_{TO} – витрати на один ремонт і технічне обслуговування, k_P та k_{TO} – кількість процедур проведення ремонтних робіт і технічного обслуговування відповідно, k_Σ – сумарна кількість процедур проведення ремонтних робіт і технічного обслуговування, T_Σ – час спостереження.

Для кількісної оцінки показників ефективності можна використовувати розрахунково-аналітичні методи та методи на основі імітаційного моделювання (наприклад, за методом Монте-Карло, оскільки аналізовані вибірки є випадковими сукупностями) [118]. Перший метод є більш складним та потребує значних математичних викладок. Другий метод дає змогу враховувати велику кількість параметрів, що характеризують процес експлуатації НЗА.

Виконаємо аналіз ефективності процедури оброблення даних на основі статистичного моделювання.

Розглянемо схему прийняття рішень під час моніторингу визначального параметру НЗА. У процесі моніторингу фіксується момент $t_{\text{ТО}i}$ перетину попереджувального допуску, а потім момент t_i перетину експлуатаційного допуску. Різниця між цими моментами

$$\Delta t = t_i - t_{\text{ТО}i}.$$

Будемо вважати, що на виконання превентивних робіт бригаді фахівців потрібен часовий ресурс ΔT . Якщо $\Delta t > \Delta T$, то відмова не відбувається, та НЗА повертається у початковий стан (значення визначального параметру буде дорівнювати початковому значенню Z_0). У протилежному випадку відбувається відмова. Після відмови відбувається поточний ремонт. Тривалість поточного ремонту ξ у загальному випадку є випадковою величиною.

У процесі моделювання підраховуються кількість відмов, тривалості між відмовами, кількість успішних превентивних операцій, середнє напрацювання на відмову, середній час відновлення та коефіцієнт готовності.

На рис. 4.5 – 4.9 зображені результати моделювання для початкових даних генеральної сукупності $Z_0 = 0$, $\nu = 1$, $V_{\text{ПТО}+} = 250$, $V_{\text{ПТО}-} = -250$, $V_{\text{E}+} = 300$, $V_{\text{E}-} = -300$, t_{sw} є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[0; 100]$, ϑ є нормально розподіленою випадковою величиною з параметрами $m_1(\vartheta) = 0$ та $\sigma(\vartheta) = 10$. На рис. 4.5 зображений тренд визначального параметру. Швидкість наростання визначального параметру постійна та детермінована для інтервалу, що характеризує процес погіршення технічного стану. На рис. 4.6 та 4.7 зображені гістограми розподілів моментів перетину визначальним параметром превентивного та експлуатаційного порогів. На рис. рис. 4.8 зображена гістограма максимального ресурсу часу для проведення превентивного ТО. На рис. 4.9 наведена оцінка коефіцієнту готовності у випадках використання та відсутності превентивного порогу.

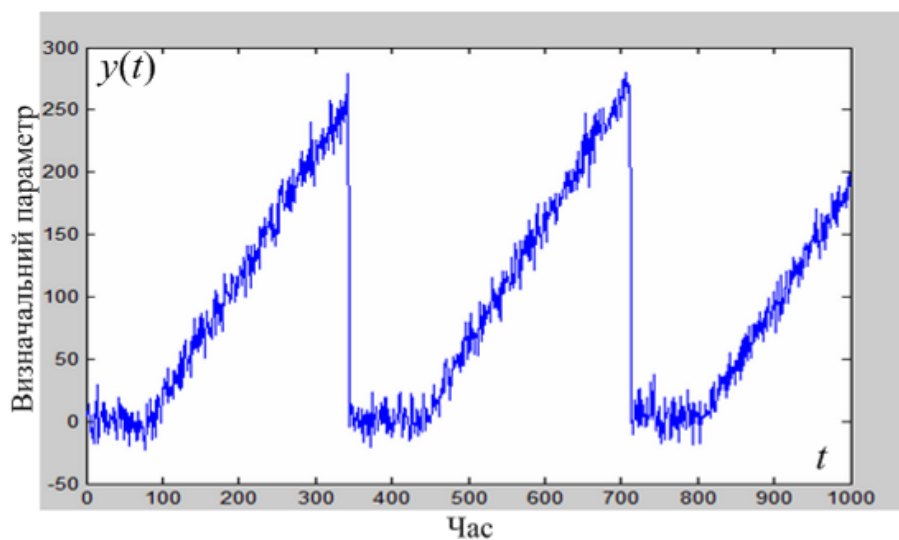


Рис. 4.5. Тренд визначального параметру

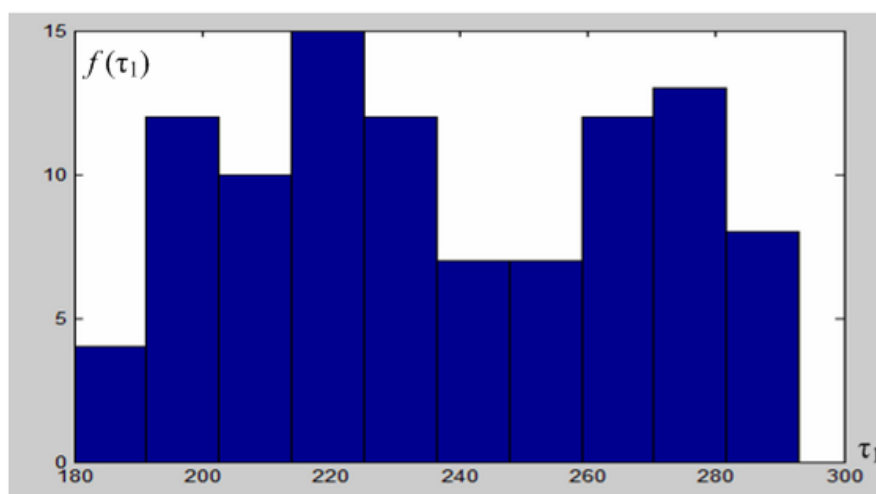


Рис. 4.6. Гістограма часових моментів перетину превентивного порогу

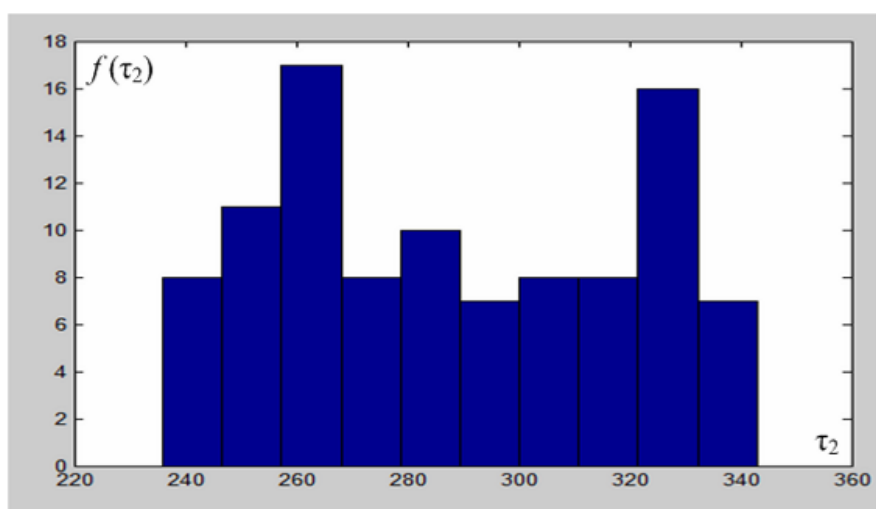


Рис. 4.7. Гістограма часових моментів перетину експлуатаційного порогу

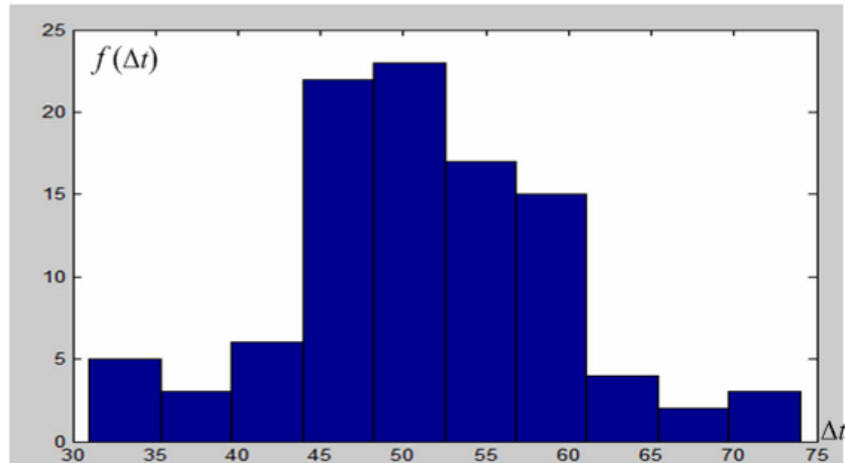


Рис. 4.8. Гістограма розподілу випадкової величини Δt



Рис. 4.9. Оцінки коефіцієнту готовності у випадках використання та відсутності превентивного порогу

Як видно з рис. 4.5 – 4.9 можна зробити такі висновки. Використання алгоритму оброблення даних, що реалізує стратегію ТО за станом з контролем визначальних параметрів, призводить до збільшення середнього напрацювання на відмову, а отже, і коефіцієнта готовності.

На рис. 4.10 та 4.11 наведені результати моделювання для початкових даних генеральної сукупності $Z_0 = 0$, $\nu = 1$, $V_{E+} = 500$, $V_{E-} = -500$, $C_p = 100$ у.о., $C_{TO} = 50$ у.о., $\Delta T = 100$, ϑ є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[-40; 40]$, t_{sw} є нормально розподіленою випадковою величиною з

параметрами $m_1(t_{sw}) = 200$ та $\sigma(t_{sw}) = 60$, ξ з експоненціальною випадковою величиною з інтенсивністю $\lambda = 0.005$ годин⁻¹.

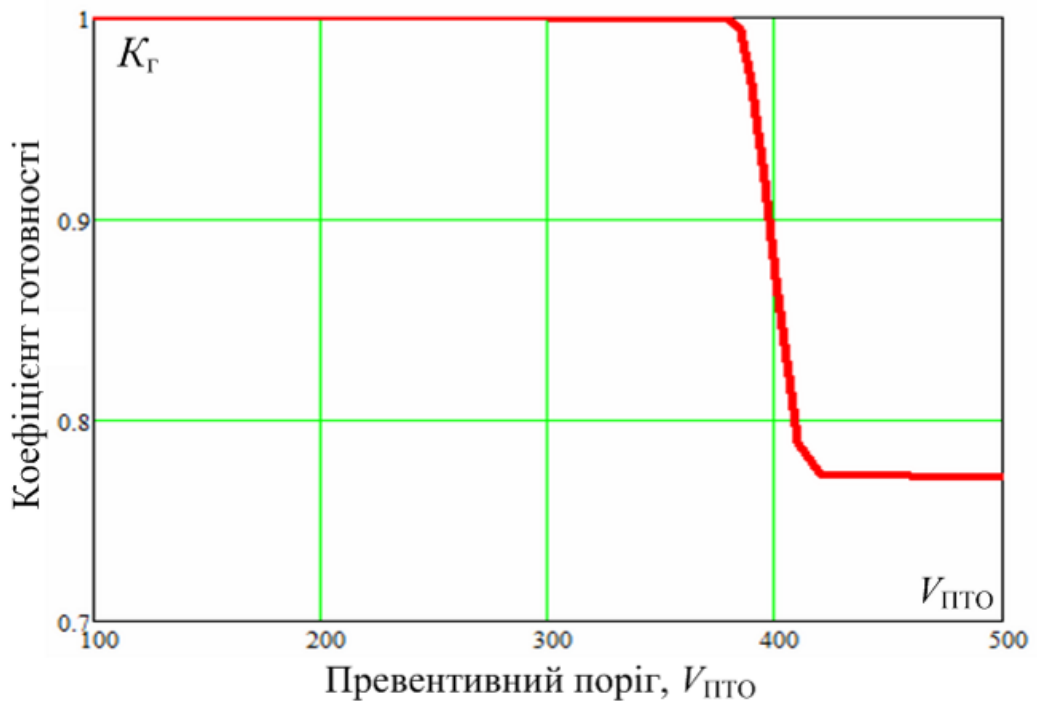


Рис. 4.10. Оцінки коефіцієнту готовності для різних значень превентивного порогу

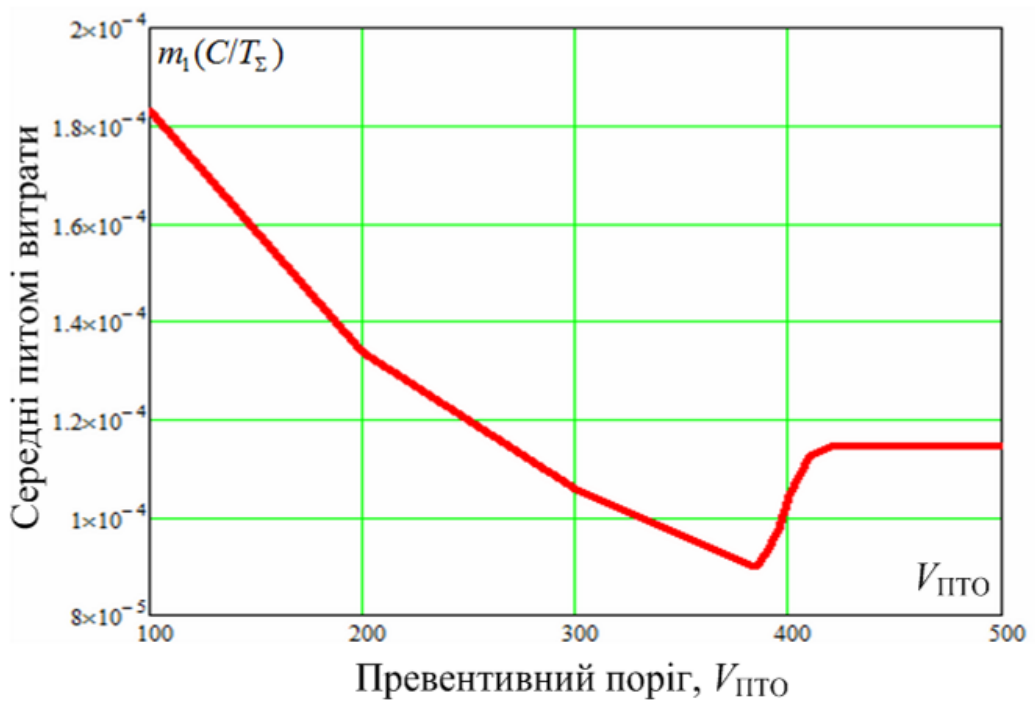


Рис. 4.11. Оцінки середніх питомих витрат для різних значень превентивного порогу

Відповідно до рис. 4.10 і 4.11, можна зробити такі висновки. Використання алгоритму оброблення даних, який реалізує стратегію обслуговування за станом з контролем визначальних параметрів, призводить до збільшення середнього часу між відмовами у випадку зниження значення превентивного порогу. Аналіз залежності середніх витрат від превентивного порогу показує, що існує мінімум функцій $m_1(C/T_\Sigma)$ для заданих початкових параметрів стратегії обслуговування за станом. Характер цього мінімуму можна пояснити наявністю балансу між витратами на ремонт і на технічне обслуговування.

Розглянемо задачу визначення аналітичного співвідношення для значення превентивного порогу, за якого досягається мінімум питомих витрат на експлуатацію. При цьому припустимо, що визначальний параметр має лише односторонню критичну область, тобто контролюється перетин ним лише одного порогу (наприклад, верхнього V_{E+}). Тоді перепишемо рівняння (4.13) у наступному вигляді

$$m_1(C/T_\Sigma) = \frac{k_p C_p + k_{TO} C_{TO}}{T_\Sigma}.$$

При цьому сумарний інтервал спостереження може бути представлений у такому вигляді:

$$T_\Sigma = \sum_{i=1}^{k_{TO}} t_{TOi} + k_{TO} \Delta T + \sum_{i=1}^{k_p} t_i + k_p t_p,$$

де t_{TOi} – часові моменти перетину визначальним параметром значення превентивного порогу $V_{ПТО+}$, t_i – часові моменти перетину визначальним параметром значення експлуатаційного порогу V_{E+} , t_p – тривалість ремонту.

Кількості операцій ТО та ремонту можуть бути визначені наступним чином:

$$k_{TO} = k_\Sigma p(\Delta t > \Delta T),$$

$$k_p = k_\Sigma p(\Delta t \leq \Delta T).$$

У цьому випадку величина v є детермінованою, а t_{sw} та \mathfrak{G}_i – випадковими. Нехай $v = v_0$, а величини t_{sw} та \mathfrak{G}_i розподілені нормально з параметрами $m_1(t_{sw})$, $\sigma(t_{sw})$ та $m_1(\mathfrak{G}) = 0$, $\sigma(\mathfrak{G})$ відповідно.

Відповідно до лінійної моделі погіршення технічного стану та прийнятих припущень запишемо:

$$t_i = \frac{V_{E+} - Z_0}{v_0} + t_{sw} - \frac{\mathfrak{G}_i}{v_0},$$

$$t_{TOi} = \frac{V_{ПТО+} - Z_0}{v_0} + t_{sw} - \frac{\mathfrak{G}'_i}{v_0},$$

де \mathfrak{G}'_i – значення похибки контрольно-вимірювальної апаратури в момент перетину превентивного порогу.

Звідси

$$T_{\Sigma} = \sum_{i=1}^{k_S} t_{swi} + k_{TO} \left(\frac{V_{ПТО+} - Z_0}{v_0} + t_{TO} \right) - \sum_{i=1}^{k_{TO}} \frac{\mathfrak{G}'_i}{v_0} + k_P \left(\frac{V_{E+} - Z_0}{v_0} + t_P \right) - \sum_{i=1}^{k_P} \frac{\mathfrak{G}_i}{v_0},$$

$$\Delta t_i = t_i - t_{TOi} = \frac{V_{E+} - V_{ПТО+} + \mathfrak{G}'_i - \mathfrak{G}_i}{v_0}.$$

Знайдемо ЦРІ випадкової величини Δt_i . При цьому зворотна функція:

$$\mathfrak{G}'_i = v_0 \Delta t_i + \mathfrak{G}_i + V_{ПТО+} - V_{E+}.$$

Звідси

$$\frac{d\mathfrak{G}'_i}{d\Delta t_i} = v_0.$$

Тому

$$f(\Delta t_i) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\mathfrak{G}'_i) \Big|_{\mathfrak{G}'_i = v_0 \Delta t_i + \mathfrak{G}_i + V_{ПТО+} - V_{E+}} f(\mathfrak{G}_i) v_0 d\mathfrak{G}_i =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{v_0}{2\pi\sigma^2(\vartheta)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(v_0\Delta t_i + \vartheta_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+})^2}{2\sigma^2(\vartheta)}} e^{-\frac{\vartheta_i^2}{2\sigma^2(\vartheta)}} d\vartheta_i = \frac{v_0}{2\pi\sigma^2(\vartheta)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{(v_0\Delta t_i + \vartheta_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+})^2 - \vartheta_i^2}{2\sigma^2(\vartheta)}} d\vartheta_i = \\
&= \frac{v_0}{2\pi\sigma^2(\vartheta)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{-2\vartheta_i(v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+}) - 2\vartheta_i^2 - (v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+})^2}{2\sigma^2(\vartheta)}} d\vartheta_i = \\
&= \frac{v_0}{2\pi\sigma^2(\vartheta)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{-2\vartheta_i^2 - 2\sqrt{2}\vartheta_i \frac{(v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+})}{\sqrt{2}} - \frac{(v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+})^2}{2}}{2\sigma^2(\vartheta)}} d\vartheta_i = \\
&= \frac{v_0}{2\pi\sigma^2(\vartheta)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{-(\sqrt{2}\vartheta_i + \frac{v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+}}{\sqrt{2}})^2}{2\sigma^2(\vartheta)}} e^{-\frac{(v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+})^2}{4\sigma^2(\vartheta)}} d\vartheta_i = \\
&= \frac{v_0}{\sqrt{2}\pi\sigma(\vartheta)} e^{-\frac{(v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+})^2}{4\sigma^2(\vartheta)}} \frac{1}{\sqrt{2}\sqrt{2\pi} \frac{\sigma(\vartheta)}{\sqrt{2}}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{\left(\vartheta_i + \frac{v_0\Delta t_i + V_{\text{ПТО}+} - V_{E+}}{2}\right)^2}{2\sigma^2(\vartheta)}} d\vartheta_i = \\
&= \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{v_0}{\sqrt{2\pi}\sigma(\vartheta)} e^{-\frac{v_0^2 \left(\Delta t_i + \frac{V_{\text{ПТО}+} - V_{E+}}{v_0}\right)^2}{4\sigma^2(\vartheta)}}.
\end{aligned}$$

Отже,

$$f(\Delta t_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \frac{\sqrt{2}\sigma(\vartheta)}{v_0}} e^{-\frac{\left(\Delta t_i + \frac{V_{\text{ПТО}+} - V_{E+}}{v_0}\right)^2}{2\left(\frac{\sqrt{2}\sigma(\vartheta)}{v_0}\right)^2}}. \quad (4.14)$$

З виразу (4.14) видно, що ЦРІ випадкової величини Δt_i є нормальною з параметрами $m_1(\Delta t_i) = \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}{v_0}$, $\sigma(\Delta t_i) = \frac{\sqrt{2}\sigma(\vartheta)}{v_0}$. Тоді

$$p(\Delta t \leq \Delta T) = \Phi\left(\frac{\Delta T - \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}{v_0}}{\frac{\sqrt{2}\sigma(\vartheta)}{v_0}}\right) = \Phi\left(\frac{V_{\text{ПТО}+} + v_0\Delta T - V_{E+}}{\sqrt{2}\sigma(\vartheta)}\right),$$

$$p(\Delta t > \Delta T) = 1 - \Phi\left(\frac{V_{\text{ПТО}+} + v_0 \Delta T - V_{\text{E}+}}{\sqrt{2\sigma(\vartheta)}}\right).$$

Тоді

$$\begin{aligned} T_{\Sigma} &= \sum_{i=1}^{k_{\Sigma}} t_{\text{sw}i} + k_{\text{ТО}} \left(\frac{V_{\text{ПТО}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{ТО}} \right) - \sum_{i=1}^{k_{\text{ТО}}} \frac{\vartheta_i'}{v_0} + k_{\text{П}} \left(\frac{V_{\text{E}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{П}} \right) - \sum_{i=1}^{k_{\text{П}}} \frac{\vartheta_i}{v_0} \\ &= m_1(t_{\text{sw}})k_{\Sigma} - m_1(\vartheta_i)k_{\Sigma} + k_{\Sigma} p(\Delta t > \Delta T) \left(\frac{V_{\text{ПТО}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{ТО}} \right) + \\ &+ k_{\Sigma} p(\Delta t \leq \Delta T) \left(\frac{V_{\text{E}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{П}} \right) = m_1(t_{\text{sw}})k_{\Sigma} + k_{\Sigma} \left(1 - \Phi\left(\frac{V_{\text{ПТО}+} + v_0 \Delta T - V_{\text{E}+}}{\sqrt{2\sigma(\vartheta)}}\right) \right) \times \\ &\times \left(\frac{V_{\text{ПТО}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{ТО}} \right) + k_{\Sigma} \Phi\left(\frac{V_{\text{ПТО}+} + v_0 \Delta T - V_{\text{E}+}}{\sqrt{2\sigma(\vartheta)}}\right) \left(\frac{V_{\text{E}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{П}} \right). \end{aligned}$$

Як видно, отриманий вираз є доволі складним для вирішення задач диференціального аналізу. Для знаходження більш простих аналітичних виразів виконаємо кусково-лінійну апроксимацію інтегральної функції розподілу випадкової величини Δt_i , представивши її у вигляді

$$\Phi\left(\frac{V_{\text{ПТО}+} + v_0 \Delta T - V_{\text{E}+}}{\sqrt{2\sigma(\vartheta)}}\right) = \begin{cases} 0, & \text{якщо } V_{\text{ПТО}+} \leq V_{\text{E}+} - v_0 \Delta T - \sqrt{\pi}\sigma(\vartheta), \\ 1, & \text{якщо } V_{\text{ПТО}+} > V_{\text{E}+} - v_0 \Delta T + \sqrt{\pi}\sigma(\vartheta), \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{2\sigma(\vartheta)}} (V_{\text{ПТО}+} + v_0 \Delta T - V_{\text{E}+}) + 0.5, & \text{в інших вип.} \end{cases}$$

Тоді

$$\begin{aligned} T_{\Sigma} &= k_{\Sigma} m_1(t_{\text{sw}}) + k_{\Sigma} \left(\frac{V_{\text{ПТО}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{ТО}} \right) \left(0.5 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{2\sigma(\vartheta)}} (V_{\text{ПТО}+} + v_0 \Delta T - V_{\text{E}+}) \right) + \\ &+ k_{\Sigma} \left(\frac{V_{\text{E}+} - Z_0}{v_0} + t_{\text{П}} \right) \left(0.5 + \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{2\sigma(\vartheta)}} (V_{\text{ПТО}+} + v_0 \Delta T - V_{\text{E}+}) \right). \end{aligned}$$

Виконавши математичні перетворення цей вираз представимо у вигляді

$$T_{\Sigma} = k_{\Sigma} (C_1 + C_2 V_{\text{ПТО}+} + C_3 V_{\text{ПТО}+}^2),$$

де

$$C_1 = m_1(t_{\text{sw}}) + \frac{V_{\text{ПТО}+} + V_{\text{E}+}}{2v_0} - \frac{Z_0}{v_0} + \frac{t_{\text{ТО}} + t_{\text{P}}}{2} - \frac{t_{\text{ТО}}v_0\Delta T}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} + \frac{t_{\text{ТО}}V_{\text{E}+}}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} + \frac{\Delta T V_{\text{E}+}}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} -$$

$$- \frac{V_{\text{E}+}^2}{2v_0\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} + \frac{t_{\text{P}}v_0\Delta T}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} - \frac{t_{\text{P}}V_{\text{E}+}}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}}.$$

$$C_2 = \frac{t_{\text{P}}}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} - \frac{t_{\text{ТО}}}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} + \frac{V_{\text{E}+}}{v_0\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} - \frac{\Delta T}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}}.$$

$$C_3 = -\frac{1}{2v_0\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}}.$$

Позначивши

$$C_4 = \frac{C_{\text{P}}v_0\Delta T}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} - \frac{C_{\text{P}}V_{\text{E}+}}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} - \frac{C_{\text{ТО}}v_0\Delta T}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}} + \frac{C_{\text{ТО}}V_{\text{E}+}}{2\sqrt{\pi\sigma(\vartheta)}}$$

та

$$C_5 = \frac{C_{\text{P}} + C_{\text{ТО}}}{2},$$

вираз для питомих витрат запишемо у вигляді

$$m_1(C/T_{\Sigma}) = \frac{C_4 + C_5 V_{\text{ПТО}+}}{C_1 + C_2 V_{\text{ПТО}+} + C_3 V_{\text{ПТО}+}^2}.$$

Для знаходження оптимального значення превентивного порогу необхідно знайти похідну від цього виразу та прирівняти її нулю. Внаслідок проведення таких операцій отримаємо рівняння

$$C_1 C_5 - C_2 C_4 - C_2 C_5 V_{\text{ПТО}+} - 2C_3 C_4 V_{\text{ПТО}+} - C_3 C_5 V_{\text{ПТО}+}^2 = 0.$$

Тоді оптимальне значення превентивного порогу

$$V_{\text{ПТО}+\text{опт}} = \frac{C_2 C_5 + 2C_3 C_4 \pm \sqrt{(C_2 C_5 + 2C_3 C_4)^2 + 4C_3 C_5 (C_1 C_5 - C_2 C_4)}}{2(C_1 C_5 - C_2 C_4)}. \quad (4.15)$$

Серед отриманих коренів треба обрати той, який менше за значенням, ніж експлуатаційних поріг.

Аналіз показує, що в досліджуваному випадку вирішальну роль грає тип ЩРІ похибок контрольно-виміральної апаратури.

Аналогічні співвідношення можуть бути отримані для випадку квадратичної моделі погіршення технічного стану НЗА.

4.2.2. Оброблення даних у разі випадкової швидкості розгортання процесу погіршення технічного стану

Розглянемо лінійний тренд зміни визначального параметру. Нехай випадковими є швидкість розгортання погіршення та похибка контрольно-виміральної апаратури. Величина моменту початку погіршення технічного стану є наперед відомою, раптові відмови на інтервалі спостереження не відбуваються, а випадковий процес описується зі стовідсотковою точністю, тобто $x(t) = 0$. Всі інші припущення зроблені в попередньому параграфі також зберігаються.

Знаходження аналітичних співвідношень щодо оптимального значення превентивного порогу для цього випадку буде здійснене в наступному параграфі, оскільки цей випадок можна розглядати як частковий більш загального з випадковим моментом початку погіршення.

Дослідимо результати моделювання. Початковими даними генеральної сукупності є наступні дані: $Z_0 = 200$, $t_{sw} = 30$, $V_{ПТО+} = 250$, $V_{ПТО-} = 150$, $V_{E+} = 300$, $V_{E-} = 100$, $C_P = 1000$, $C_{ТО} = 100$, $\Delta T = 50$, $t_{ТО} = 50$, $t_P = 300$, кут нахилу прямої погіршення є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $\left[-\frac{\pi}{2.5}; -\frac{\pi}{9}\right]$, ϑ є нормально розподіленою випадковою величиною з параметрами $m_1(\vartheta) = 0$ та $\sigma(\vartheta) = 10$, кількість повторень процедур моделювання $M = 1000$.

Приклад зміни визначального параметру зображено на рис. 4.12. Як видно з рисунку процес охоплює три ділянки виконання процедуру технічного обслуговування та ремонту. На першій ділянці після перетину превентивного

порогу прийнято рішення щодо необхідності виконання технічного обслуговування, проте часу на його виконання не вистачило, оскільки визначальний параметр перетнув експлуатаційний поріг, а отже, сталася відмова. На другій та третій ділянках часу на виконання технічного обслуговування вистачило, а отже, можливість відмови усунуто.

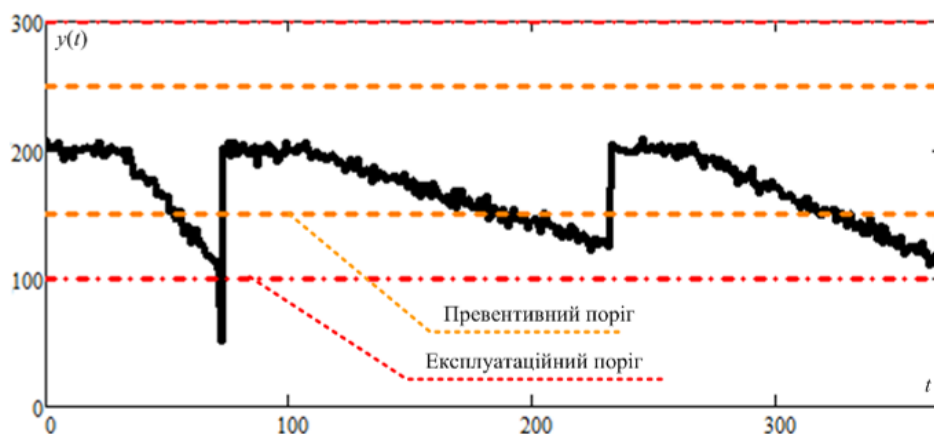


Рис. 4.12. Тренд визначального параметру

На рис. 4.13 та 4.14 наведені гістограми розподілу моментів перетину превентивного та експлуатаційного допусків.

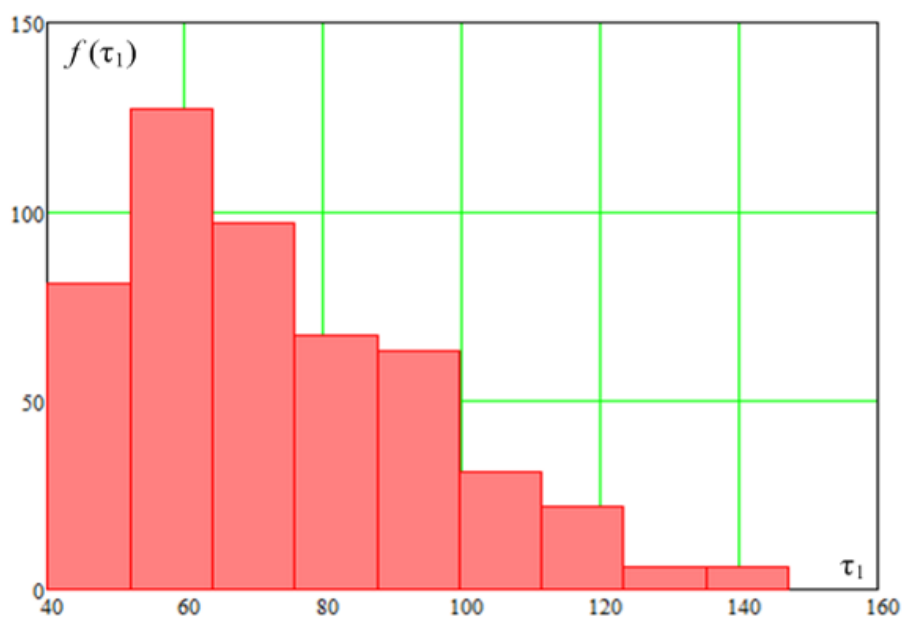


Рис. 4.13. Гістограма часових моментів перетину превентивного порігу

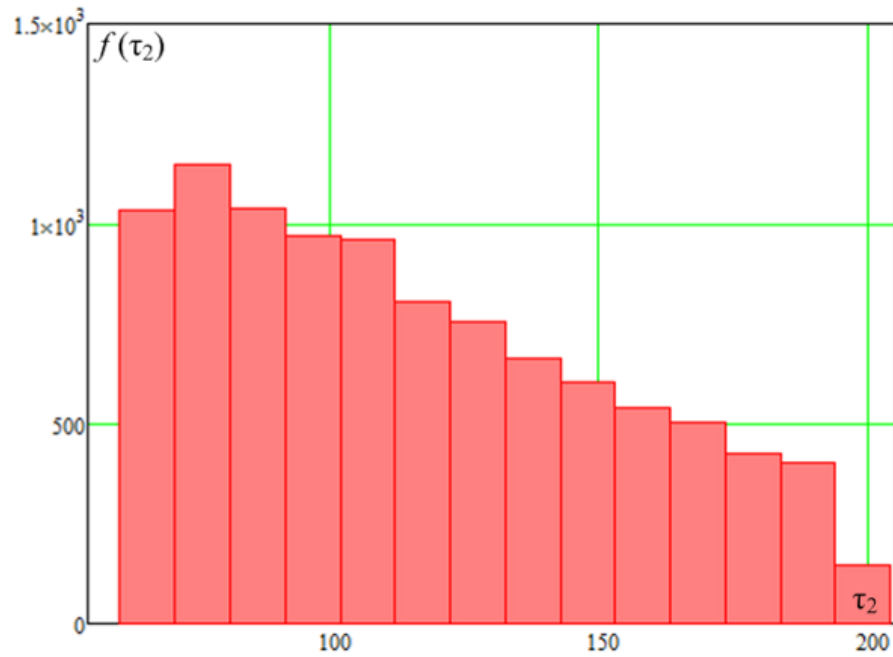


Рис. 4.14. Гістограма часових моментів перетину експлуатаційного порогу

На рис. 4.15 наведені оцінки середніх питомих витрат для різних значень превентивного порогу. При цьому за віссю абсцис відкладені різниці між превентивним допуском та початковим значенням визначального параметру.

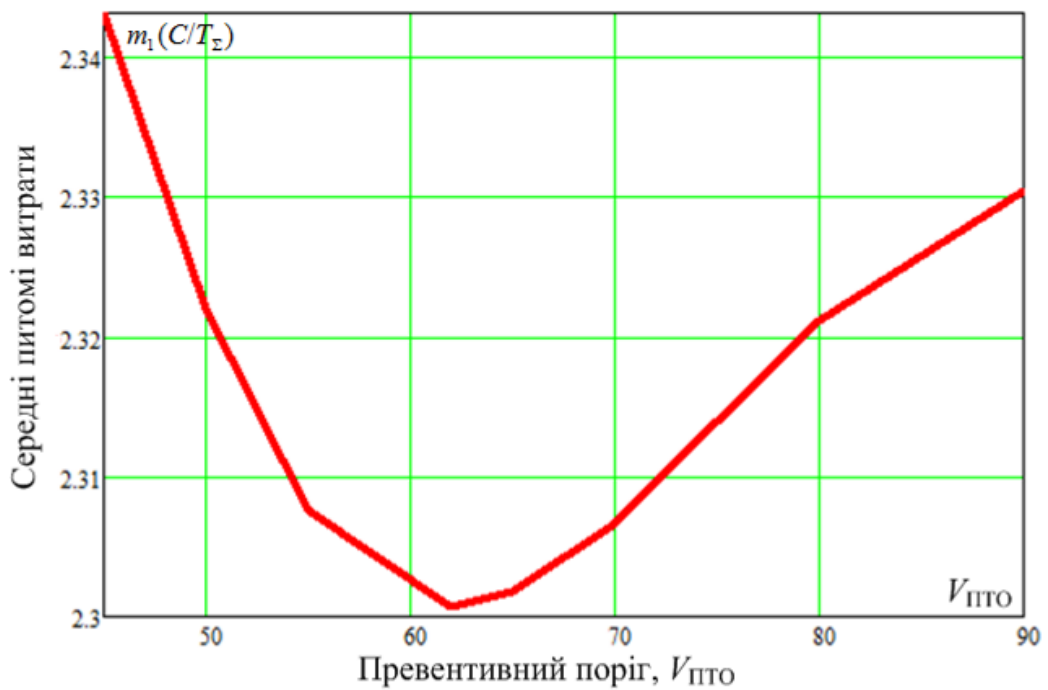


Рис. 4.15. Оцінки середніх питомих витрат для різних значень превентивного порогу

Показник ефективності в загальному випадку є функцією від значення превентивного порога (верхнього або нижнього). У процесі моделювання вирішувалось завдання пошуку мінімального значення оцінки ефективності і значення превентивного порога, яке йому відповідає.

Аналіз залежності середніх витрат від превентивного порогу показує, що у цьому випадку також існує мінімум функцій $m_1(C/T_{\Sigma})$ для заданих початкових параметрів стратегії обслуговування за станом.

4.2.3. Оброблення даних у разі випадкових моменту виникнення розладнання та швидкості його розгортання

Розглянемо лінійний тренд зміни визначального параметру. Нехай випадковими є швидкість розгортання погіршення, момент виникнення розладнання та похибка контрольно-вимірювальної апаратури. Раптові відмови на інтервалі спостереження не відбуваються, а випадковий процес описується зі стовідсотковою точністю, тобто $x(t) = 0$.

Розглянемо порядок знаходження оптимального значення превентивного порогу для досліджуваного варіанту.

Первинними даними для розрахунку є:

- ЩРІ швидкості наростання погіршення технічного стану,
- ЩРІ похибок контрольно-вимірювальної апаратури,
- ЩРІ моменту виникнення розладнання.

Для зручності будемо задавати ЩРІ кута нахилу φ тренду погіршення технічного стану. При цьому швидкість наростання погіршення є тангенсом цього кута, тобто

$$v = \operatorname{tg}\varphi.$$

Нехай випадкові величини t_{sw} та ϑ_i розподілені нормально з параметрами $m_1(t_{sw})$, $\sigma(t_{sw})$ та $m_1(\vartheta) = 0$, $\sigma(\vartheta)$ відповідно. При цьому вважатимемо, що клас точності вимірювальної апаратури дуже високий, тобто $\sigma(\vartheta) \ll 1$. Припустимо,

що випадкова величина φ розподілена рівномірно в інтервалі $[\varphi_1; \varphi_2]$. Отже, три випадкові величини мають наступні ЩРІ

$$f(t_{sw}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma(t_{sw})}} e^{-\frac{(t_{sw}-m_1(t_{sw}))^2}{2\sigma^2(t_{sw})}},$$

$$f(\vartheta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma(\vartheta)}} e^{-\frac{\vartheta^2}{2\sigma^2(\vartheta)}},$$

$$f(\varphi) = \begin{cases} \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1}, & \text{якщо } \varphi_1 \leq \varphi \leq \varphi_2, \\ 0, & \text{якщо } \varphi < \varphi_1 \text{ } \varphi > \varphi_2. \end{cases}$$

Відповідно до лінійної моделі погіршення технічного стану та прийнятих припущень запишемо:

$$t_i = \frac{V_{E+} - Z_0}{v} + t_{sw} - \frac{\vartheta_i}{v_0},$$

$$t_{TOi} = \frac{V_{ПТО+} - Z_0}{v} + t_{sw} - \frac{\vartheta_i'}{v_0}.$$

Звідси

$$\Delta t_i = t_i - t_{TOi} = \frac{V_{E+} - V_{ПТО+} + \vartheta_i' - \vartheta_i}{v}.$$

Оскільки $\sigma(\vartheta) \ll 1$, то отримаємо

$$\Delta t_i \approx \frac{V_{E+} - V_{ПТО+}}{v} = (V_{E+} - V_{ПТО+}) \text{ctg}\varphi.$$

Знайдемо ЩРІ випадкової величини Δt_i . При цьому зворотна функція:

$$\varphi = \text{arcctg} \frac{\Delta t_i}{V_{E+} - V_{ПТО+}}.$$

Звідси

$$\frac{d\varphi}{d\Delta t_i} = -\frac{1}{1 + \left(\frac{\Delta t_i}{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}} \right)^2} \frac{1}{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}} = -\frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}}{\Delta t_i^2 + (V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})^2}.$$

Тоді

$$f(\Delta t_i) = f(\varphi) \Big|_{\varphi = \text{arctg} \frac{\Delta t_i}{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}}} \left| \frac{d\varphi}{d\Delta t_i} \right| = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}}{\Delta t_i^2 + (V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})^2}.$$

Для подальших розрахунків необхідно визначити математичне сподівання випадкової величини v та v^{-1} , яке в загальному випадку дорівнює

$$\begin{aligned} m_1(v) &= \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \text{tg}\varphi d\varphi = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \text{tg}\varphi d\varphi = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \frac{\sin\varphi}{\cos\varphi} d\varphi = \\ &= \frac{-1}{\varphi_2 - \varphi_1} \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \frac{1}{\cos\varphi} d\cos\varphi = \frac{-1}{\varphi_2 - \varphi_1} \ln \cos\varphi \Big|_{\varphi_1}^{\varphi_2} = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \ln \frac{\cos\varphi_1}{\cos\varphi_2}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} m_1(v^{-1}) &= \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \text{ctg}\varphi d\varphi = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \text{ctg}\varphi d\varphi = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \frac{\cos\varphi}{\sin\varphi} d\varphi = \\ &= \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \int_{\varphi_1}^{\varphi_2} \frac{1}{\sin\varphi} d\sin\varphi = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \ln \sin\varphi \Big|_{\varphi_1}^{\varphi_2} = \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \ln \frac{\sin\varphi_2}{\sin\varphi_1}. \end{aligned}$$

При цьому

$$\begin{aligned} p(\Delta t \leq \Delta T) &= \int_{(V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})\text{ctg}\varphi_2}^{\Delta T} f(\Delta t_i) d\Delta t_i = \int_{(V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})\text{ctg}\varphi_2}^{\Delta T} \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}}{\Delta t_i^2 + (V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})^2} d\Delta t_i = \\ &= \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \int_{(V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})\text{ctg}\varphi_2}^{\Delta T} \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}}{\Delta t_i^2 + (V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})^2} d\Delta t_i = \\ &= \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \text{arctg} \frac{\Delta t_i}{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}} \Big|_{(V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})\text{ctg}\varphi_2}^{\Delta T} = \\ &= \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \left(\text{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}} - \text{arctg} \frac{(V_{E+} - V_{\text{ПТО+}})\text{ctg}\varphi_2}{V_{E+} - V_{\text{ПТО+}}} \right) = \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \left(\operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} - \frac{\pi}{2} + \varphi_2 \right).$$

$$p(\Delta t > \Delta T) = \int_{\Delta T}^{(V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}) \operatorname{ctg} \varphi_1} f(\Delta t_i) d\Delta t_i = \int_{\Delta T}^{(V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}) \operatorname{ctg} \varphi_1} \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}{\Delta t_i^2 + (V_{E+} - V_{\text{ПТО}+})^2} d\Delta t_i =$$

$$= \frac{1}{\varphi_2 - \varphi_1} \left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 - \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} \right).$$

Перевірка показує, що $p(\Delta t \leq \Delta T) + p(\Delta t > \Delta T) = 1$, а отже співвідношення знайдені правильно.

Сумарний інтервал спостереження при цьому

$$T_{\Sigma} = \sum_{i=1}^{k_{\Sigma}} t_{\text{swi}} + (V_{\text{ПТО}+} - Z_0) \sum_{i=1}^{k_{\text{ТО}}} v_i^{-1} + (V_{E+} - Z_0) \sum_{i=1}^{k_{\text{P}}} v_i^{-1} + k_{\text{ТО}} t_{\text{ТО}} + k_{\text{P}} t_{\text{P}}.$$

В результаті усереднення отримаємо

$$T_{\Sigma} = k_{\Sigma} m_1(t_{\text{sw}}) + (V_{\text{ПТО}+} - Z_0) k_{\text{ТО}} m_1(v^{-1}) + (V_{E+} - Z_0) k_{\text{P}} m_1(v^{-1}) + k_{\text{ТО}} t_{\text{ТО}} + k_{\text{P}} t_{\text{P}}.$$

При цьому

$$k_{\text{ТО}} = \frac{k_{\Sigma}}{\varphi_2 - \varphi_1} \left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 - \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} \right),$$

$$k_{\text{P}} = \frac{k_{\Sigma}}{\varphi_2 - \varphi_1} \left(\operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} - \frac{\pi}{2} + \varphi_2 \right).$$

Звідси

$$T_{\Sigma} = k_{\Sigma} m_1(t_{\text{sw}}) + (V_{\text{ПТО}+} m_1(v^{-1}) - Z_0 m_1(v^{-1}) + t_{\text{ТО}}) \frac{k_{\Sigma}}{\varphi_2 - \varphi_1} \left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 - \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} \right) +$$

$$+ (m_1(v^{-1}) V_{E+} - Z_0 m_1(v^{-1}) + t_{\text{P}}) \frac{k_{\Sigma}}{\varphi_2 - \varphi_1} \left(\operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} - \frac{\pi}{2} + \varphi_2 \right) =$$

$$= k_{\Sigma} m_1(t_{\text{sw}}) + \frac{k_{\Sigma} \left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 \right)}{\varphi_2 - \varphi_1} (t_{\text{ТО}} - Z_0 m_1(v^{-1})) - \frac{k_{\Sigma} m_1(v^{-1})}{\varphi_2 - \varphi_1} V_{\text{ПТО}+} \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} +$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{k_{\Sigma} \left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 \right) m_1(v^{-1})}{\varphi_2 - \varphi_1} V_{\text{ПТО}+} - \frac{k_{\Sigma} (t_{\text{ТО}} - Z_0 m_1(v^{-1}))}{\varphi_2 - \varphi_1} \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{\text{E}+} - V_{\text{ПТО}+}} + \\
& + (m_1(v^{-1}) V_{\text{E}+} - Z_0 m_1(v^{-1}) + t_p) \frac{k_{\Sigma} \left(\varphi_2 - \frac{\pi}{2} \right)}{\varphi_2 - \varphi_1} + \\
& + (m_1(v^{-1}) V_{\text{E}+} - Z_0 m_1(v^{-1}) + t_p) \frac{k_{\Sigma}}{\varphi_2 - \varphi_1} \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{\text{E}+} - V_{\text{ПТО}+}}.
\end{aligned}$$

Це рівняння перепишемо у більш зручному вигляді

$$T_{\Sigma} = k_{\Sigma} \left(C_1 + C_2 V_{\text{ПТО}+} + C_3 \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{\text{E}+} - V_{\text{ПТО}+}} + C_4 V_{\text{ПТО}+} \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{\text{E}+} - V_{\text{ПТО}+}} \right),$$

де

$$\begin{aligned}
C_1 &= m_1(t_{\text{sw}}) + \frac{\left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 \right)}{\varphi_2 - \varphi_1} (t_{\text{ТО}} - Z_0 m_1(v^{-1})) + (m_1(v^{-1}) V_{\text{E}+} - Z_0 m_1(v^{-1}) + t_p) \frac{\left(\varphi_2 - \frac{\pi}{2} \right)}{\varphi_2 - \varphi_1} = \\
&= m_1(t_{\text{sw}}) - Z_0 m_1(v^{-1}) + \frac{\frac{\pi}{2} (t_{\text{ТО}} - t_p - m_1(v^{-1}) V_{\text{E}+}) - \varphi_1 t_{\text{ТО}} + \varphi_2 t_p + m_1(v^{-1}) V_{\text{E}+} \varphi_2}{\varphi_2 - \varphi_1}.
\end{aligned}$$

$$C_2 = \frac{\left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 \right) m_1(v^{-1})}{\varphi_2 - \varphi_1}.$$

$$C_3 = \frac{m_1(v^{-1}) V_{\text{E}+} + t_p - t_{\text{ТО}}}{\varphi_2 - \varphi_1}.$$

$$C_4 = \frac{m_1(v^{-1})}{\varphi_2 - \varphi_1}.$$

Також можна записати

$$m_1(C/T_\Sigma) = \frac{C_5 + C_6 \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}}{C_1 + C_2 V_{\text{ПТО}+} + C_3 \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} + C_4 V_{\text{ПТО}+} \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}},$$

де

$$C_5 = \frac{C_P \left(\varphi_2 - \frac{\pi}{2} \right) + C_{\text{ТО}} \left(\frac{\pi}{2} - \varphi_1 \right)}{\varphi_2 - \varphi_1},$$

$$C_6 = \frac{C_P - C_{\text{ТО}}}{\varphi_2 - \varphi_1}.$$

Для знаходження оптимального значення превентивного порогу необхідно знайти похідну від цього виразу та прирівняти її нулю. Внаслідок проведення таких операцій отримаємо рівняння

$$\begin{aligned} & \frac{(C_1 C_6 - C_3 C_5) \Delta T}{\Delta T^2 + (V_{E+} - V_{\text{ПТО}+})^2} - C_2 C_5 + \frac{(C_2 C_6 - C_4 C_5) \Delta T}{\Delta T^2 + (V_{E+} - V_{\text{ПТО}+})^2} V_{\text{ПТО}+} - \\ & - (C_2 C_6 + C_4 C_5) \operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} - C_4 C_6 \operatorname{arctg}^2 \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} = 0. \end{aligned}$$

Це рівняння може бути вирішене чисельними методами.

Для отримання рівняння у більш зручній формі представимо функцію арккотангенс рядом Тейлора з двома коефіцієнтами, тобто

$$\operatorname{arctg} x = \frac{\pi}{2} - x - \frac{x^3}{3}.$$

Тоді

$$\operatorname{arctg} \frac{\Delta T}{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}} = \operatorname{arctg} \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}{\Delta T} = \frac{\pi}{2} - \frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}{\Delta T} - \frac{1}{3} \left(\frac{V_{E+} - V_{\text{ПТО}+}}{\Delta T} \right)^3.$$

Виконавши нескладні математичні перетворення в результаті отримаємо рівняння восьмого порядку, одним з розв'язків якого буде оптимальне значення превентивного порогу.

Виконаємо розрахунок превентивного порогу шляхом моделювання. Початковими даними генеральної сукупності є наступні дані: $Z_0 = 200$, $V_{\text{ПТО}+} = 250$, $V_{\text{ПТО}-} = 150$, $V_{E+} = 300$, $V_{E-} = 100$, $C_p = 1000$ у.о., $C_{\text{ТО}} = 100$ у.о., $\Delta T = 50$, $t_{\text{ТО}} = 50$, $t_p = 300$, кут нахилу прямої погіршення є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $\left[-\frac{\pi}{2.5}; -\frac{\pi}{6}\right]$, t_{sw} є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[50; 100]$, ϑ є нормально розподіленою випадковою величиною з параметрами $m_1(\vartheta) = 0$ та $\sigma(\vartheta) = 4$, кількість повторень процедур моделювання $M = 1000$.

Приклад зміни визначального параметру для наведених параметрів генеральної сукупності зображено на рис. 4.16.

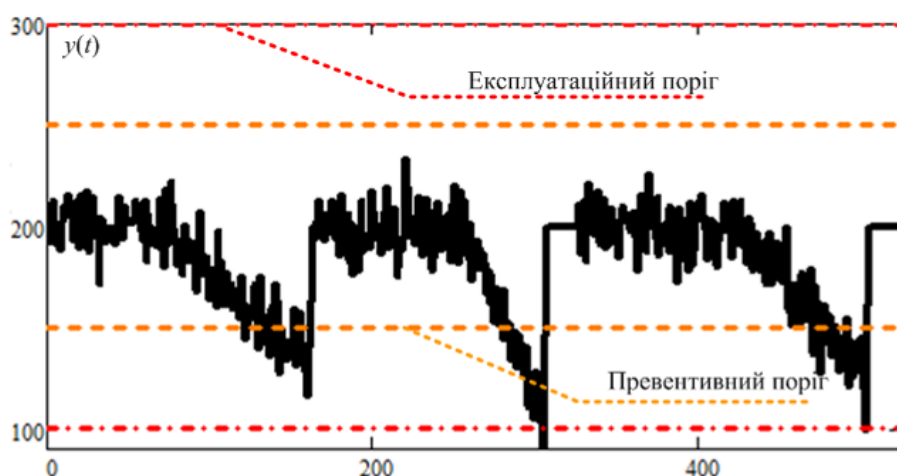


Рис. 4.16. Тренд визначального параметру

На рис. 4.16 зображений тренд визначального параметра протягом трьох можливих подій в СЕ. Перша подія є усунення відмови. При цьому в СЕ встигають виконати попереджувальне ТО. Друга і третя події відповідають випадку, коли відмова відбувається. При цьому в СЕ не встигають виконувати превентивне ТО.

Приклад одноразової процедури оцінки показника ефективності для різних значень превентивного порога для зазначеної сукупності початкових даних

зображений на рис. 4.17. При цьому за віссю абсцис відкладені різниці між превентивним допуском та початковим значенням визначального параметру.

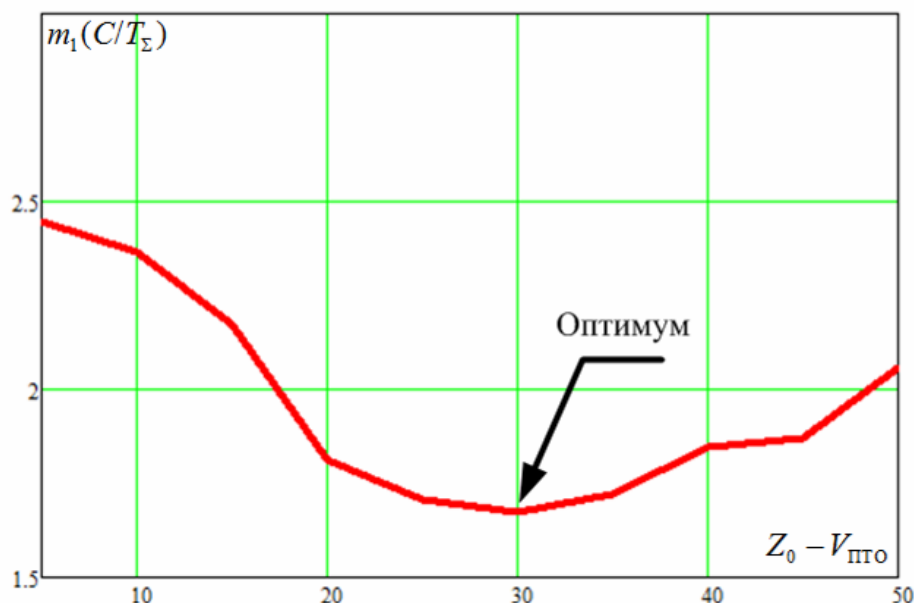


Рис. 4.17. Оцінки середніх питомих витрат для різних значень превентивного порогу

Слід зазначити, що в кожній процедурі моделювання оцінка мінімального значення є випадковою величиною. Тому доцільно розраховувати математичне очікування оптимального значення. Для більш точної оцінки оптимального значення $V_{\text{ПТО}}$ в кожній процедурі моделювання використовується МНК апроксимація за допомогою полінома третього ступеня. Такі дії відповідають аналітико-розрахунково-моделювальному методу. В результаті отримано математичне очікування оцінки оптимального превентивного порога $m_1^*(V_{\text{ПТО}}) = 169.87$.

Аналіз результатів моделювання показує, що залежність $m_1(C/T_\Sigma) = f(V_{\text{ПТО}})$ завжди має мінімум.

4.3. Багаторівнева схема прийняття рішень для стратегії технічного обслуговування за станом

Для підвищення достовірності прийняття правильних рішень у стратегії технічного обслуговування за станом можуть використовуватися системи попереджувальних порогів. Розглянемо приклад реалізації такої стратегії у

випадки лінійного погіршення технічного стану НЗА та використання трьох попереджувальних порогів.

Позначимо попереджувальні пороги як $V_{\text{ПТО}1}$, $V_{\text{ПТО}2}$ та $V_{\text{ПТО}3}$ причому

$$V_{\text{ПТО}1+} < V_{\text{ПТО}2+} < V_{\text{ПТО}3+},$$

$$V_{\text{ПТО}3-} < V_{\text{ПТО}2-} < V_{\text{ПТО}1-}.$$

Схематично розстановка попереджувальних порогів зображена на рис. 4.18.

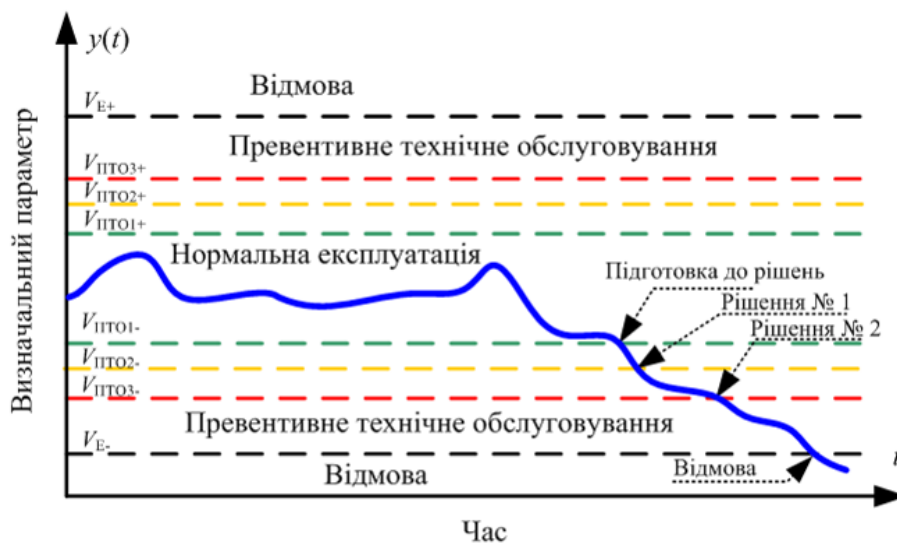


Рис. 4.18. Графічне пояснення обробки даних для стратегії ТО за станом з трьома попереджувальними порогами

Як видно з рис. 4.18 відмова виникає в момент перетину експлуатаційного порогу. В області нормальної експлуатації рішення не приймаються, а йде спостереження за визначальним параметром. Під час перетину першого превентивного допуску система обробки даних переходить у стан готовності до прийняття рішення. У випадку перетину другого превентивного порогу приймається перше рішення: 1) продовжити процес нормальної експлуатації або 2) виконати превентивне технічне обслуговування. Під час перетину третього превентивного порогу приймається однозначне рішення щодо виконання робіт з технічного обслуговування.

Умовно таку схему прийняття рішень можна назвати “схемою світлофора”. Коли перетинаємо перший превентивний поріг (зелене світло), нормальна

експлуатація продовжується. У разі перетину другого порогу (жовте світло) приймається перше рішення або щодо продовження експлуатація або виконання ТО. Якщо ж визначальний параметр перетинає третій поріг (червоне світло), то виконується превентивне ТО.

Як показали попередні дослідження, у функціональній залежності питомих витрат від значення превентивного порогу завжди існує мінімум. Тому раціональним є розрахунок третього превентивного порогу відповідно до методики, описаної в параграфі 4.2. При цьому

$$V_{\text{ПТО3}} = \arg \min m_1(C/T_{\Sigma}, V_{\text{ПТО}}).$$

Значення цього порогу $V_{\text{ПТО3}}$ може бути знайдено аналітично або шляхом статистичного моделювання. Крім того, значення $V_{\text{ПТО3}}$ може бути уточнене шляхом статистичного моделювання схеми прийняття рішень з трьома превентивними порогам.

У якості першого превентивного порогу приймемо величину

$$V_{\text{ПТО1}} = V_{\text{ПТО3}} - (V_E - V_{\text{ПТО3}}) = 2V_{\text{ПТО3}} - V_E.$$

Значення другого превентивного порогу доречно обрати як середньоарифметичне між першим та третім порогом, тобто

$$V_{\text{ПТО2}} = \frac{V_{\text{ПТО1}} + V_{\text{ПТО3}}}{2} = \frac{3V_{\text{ПТО3}} - V_E}{2}.$$

Слід зазначити, що такий вибір співвідношень між допусками може бути використаний у випадку, якщо $|V_{\text{ПТО1+}} - V_{\text{ПТО1-}}| > |V_{E+} - V_{\text{ПТО3+}}|$

Будемо вважати, що на проведення технічного обслуговування необхідний часовий ресурс ΔT . Тому перше рішення у разі перетину другого превентивного порогу буде залежить від співвідношення часового ресурсу ΔT та прогнозованого часу життя НЗА $\Delta \tau_{\text{пчж}}$.

Найпростішою схемою оцінки прогнозованого часу життя $\Delta \tau_{\text{пчж}}$ є наступна. Фіксуються моменти перетину першого та другого превентивного порогів, які

позначимо $t_{\text{ПТО1}}$ та $t_{\text{ПТО2}}$ відповідно. Далі знаходимо оцінку швидкості наростання погіршення технічного стану РЕО за формулою:

$$v^* = \frac{V_{\text{ПТО2}} - V_{\text{ПТО1}}}{t_{\text{ПТО2}} - t_{\text{ПТО1}}} = \frac{V_E - V_{\text{ПТО3}}}{2(t_{\text{ПТО2}} - t_{\text{ПТО1}})}.$$

Після цього оцінюємо прогнозований час життя РЕО за формулою

$$\Delta\tau_{\text{пчж}}^* = \frac{V_E - V_{\text{ПТО2}}}{v^*} = \frac{V_E - 3V_{\text{ПТО3}}}{V_E - V_{\text{ПТО3}}}(t_{\text{ПТО2}} - t_{\text{ПТО1}}).$$

Оскільки

$$V_{\text{ПТО2}} - V_{\text{ПТО1}} = V_{\text{ПТО3}} - V_{\text{ПТО2}} = \frac{V_E - V_{\text{ПТО3}}}{2},$$

то логічною схемою прийняття першого рішення є наступна:

1) якщо $\Delta\tau_{\text{пчж}} \leq 1.5\Delta T$, то необхідно виконувати профілактичне технічне обслуговування;

2) якщо $\Delta\tau_{\text{пчж}} > 1.5\Delta T$, то продовжується процес нормальної експлуатації.

Така схема прийняття рішень є обґрунтованою у разі випадкової швидкості наростання погіршення технічного стану, оскільки тут виконується приблизна оцінка v^* та зменшується вплив випадковості на оптимальне значення превентивного порогу $V_{\text{ПТО3}}$.

Результати моделювання наведені на рис. 4.19. Ці результати отримані для початкових параметрів генеральної сукупності: $Z_0 = 200$, $V_{E+} = 300$, $V_{E-} = -300$, $C_p = 1000$ у.о., $C_{\text{ТО}} = 100$ у.о., $\Delta T = 50$, $t_{\text{ТО}} = 50$, $t_p = 300$, кут нахилу прямої погіршення є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $\left[-\frac{\pi}{2.5}; -\frac{\pi}{9}\right]$, t_{sw} є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[50; 100]$, ϑ є нормально розподіленою випадковою величиною з параметрами $m_1(\vartheta) = 0$ та $\sigma(\vartheta) = 10$, кількість повторень процедур моделювання $M = 1000$.

Як видно з рис. 4.19 використання системи превентивних порогів зменшує значення питомих витрат. Як показує аналіз для цього випадку залежність

$m_1(C/T_\Sigma) = f(V_{\text{ПТО}})$ також має мінімум. проте цей мінімум не збігається з оптимальним значення для однопорогової схеми прийняття рішень. На рис. 4.19 маємо $V_{\text{ПТО1-опт}} = 155$, звідси $V_{\text{ПТО2-опт}} = 141.25$, $V_{\text{ПТО3-опт}} = 127.5$. У той же час у разі однопорогової схеми $V_{\text{ПТО1-опт}} = 161$.

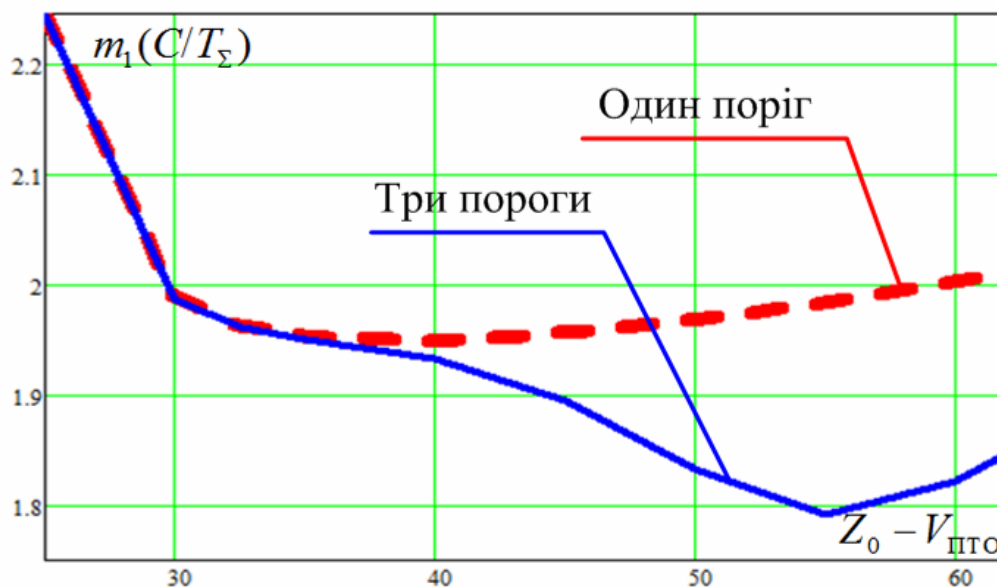


Рис. 4.19. Оцінки середніх питомих витрат для різних значень превентивного порогу для випадків одного та трьох порогів

4.4. Стратегія технічного обслуговування з адаптивним превентивним порогом

Альтернативним варіантом підвищення ефективності прийняття рішень у стратегії технічного обслуговування за станом є використання адаптивного превентивного порогу. Застосування підходу адаптивності є одним з принципів інтелектуальних систем [64]. Поширення цього принципу на СЕ НЗА є однією з тенденцій сучасних наукових досліджень [118].

Як відомо, можливі різні варіанти адаптації [129]. У випадку адаптивного превентивного порогу розглядається адаптація системи до характеристик моделі визначального параметру.

Графічно стратегію ТО з адаптивним порогом розглянемо за допомогою рис. 4.20.

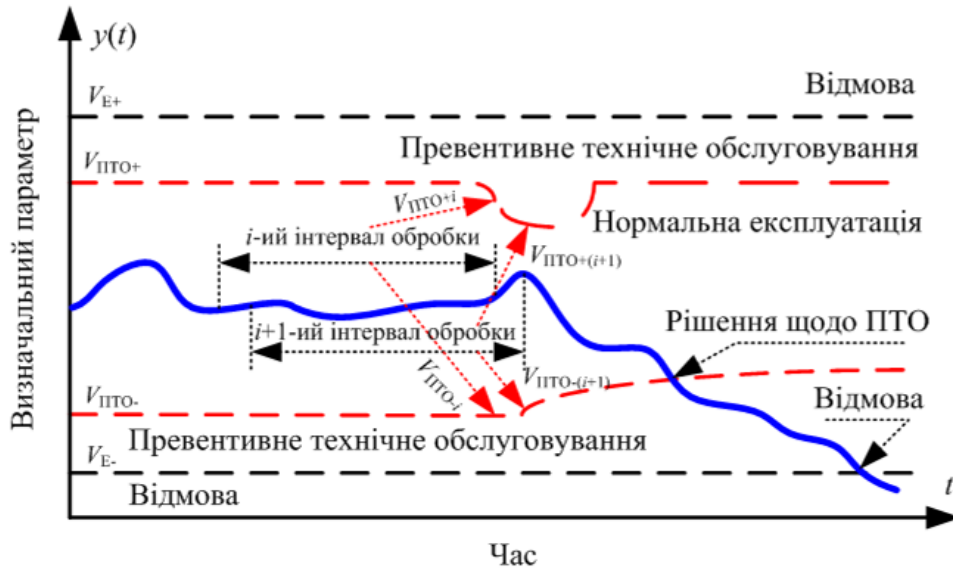


Рис. 4.20. Графічне пояснення обробки даних для стратегії ТО за станом з адаптивним порогом

Нехай для процесу технічного обслуговування відомі значення експлуатаційних порогів V_{E-} та V_{E+} , а також початкові значення превентивних порогів $V_{ПТО-}$ та $V_{ПТО+}$. Під час моніторингу визначального параметру виконується обробка його значень у ковзному вікні шириною s відліків. Позначимо алгоритм обробки даних $A(s, y_i)$. У результаті обробки визначається поточні значення превентивних порогів $V_{ПТО-i}$ та $V_{ПТО+i}$. При цьому

$$V_{ПТО-i} = A_1(s, y_i),$$

$$V_{ПТО+i} = A_2(s, y_i).$$

Також прийемо наступну схему визначення порогу

$$V_{ПТО+i} = \begin{cases} A_2(s, y_i), & \text{якщо } A_2(s, y_i) < V_{ПТО+}, \\ V_{ПТО+}, & \text{у протилежно му випадку.} \end{cases}$$

$$V_{ПТО-i} = \begin{cases} A_1(s, y_i), & \text{якщо } A_1(s, y_i) > V_{ПТО-}, \\ V_{ПТО-}, & \text{у протилежно му випадку.} \end{cases}$$

Тобто поточне значення верхнього превентивного порогу не може перевищувати його початкове значення, а значення нижнього превентивного порогу – меншим відповідного початкового значення.

Будемо вважати, що на проведення технічного обслуговування необхідний часовий ресурс ΔT . Оцінка поточного значення превентивного порогу буде залежить від співвідношення часового ресурсу ΔT та прогнозованого часу життя НЗА $\Delta\tau_{\text{пчж}}$.

Розглянемо схему оцінки прогнозованого часу життя $\Delta\tau_{\text{пчж}}$. Ця оцінка буде заснована на апроксимації за допомогою звичайного методу найменших квадратів поточних значень визначального параметру з використанням лінійної регресії у випадку лінійної моделі погіршення технічного стану НЗА або квадратичної – у випадку квадратичного погіршення.

Розглянемо випадок лінійного погіршення технічного стану. Будемо вважати, що час дискретний, тому в межах ковзного вікна змінюється лише номер відліку від 1 до s . Тоді апроксимації визначального параметру може бути записана наступним чином:

$$y^*(i) = Z_0^* + v^*i,$$

де

$$Z_0^* = \frac{\sum_{i=1}^s y_i \sum_{i=1}^s i^2 - \sum_{i=1}^s i y_i \sum_{i=1}^s i}{s \sum_{i=1}^s i^2 - \left(\sum_{i=1}^s i \right)^2},$$

$$v^* = \frac{s \sum_{i=1}^s i y_i - \sum_{i=1}^s y_i \sum_{i=1}^s i}{s \sum_{i=1}^s i^2 - \left(\sum_{i=1}^s i \right)^2}.$$

При цьому якщо $v^* > 0$, то

$$V_{E+} = Z_0^* + v^* t_{E+},$$

якщо $v^* < 0$, то

$$V_{E-} = Z_0^* + v^* t_{E-},$$

де t_{E+} та t_{E-} – моменти перетину визначальним параметром верхнього та нижнього експлуатаційних допусків.

Отже, із двох значень експлуатаційних у залежності від v^* допусків обирається один V_E . Далі визначаємо

$$t_E = \frac{V_E - Z_0^*}{v^*}.$$

Звідси

$$\Delta\tau_{\text{пчж}}^* = t_E - s,$$

$$V_{\text{птоi}}^* = Z_0^* + v^* (t_E - \Delta T) = Z_0^* - v^* \Delta T + V_E - Z_0^* = V_E - v^* \Delta T.$$

Розглянемо квадратичну модель погіршення технічного стану. Представимо (4.3) у вигляді:

$$y(t) = Z_0 + Z_1 t + Z_2 t^2.$$

Оцінки цієї моделі можуть бути знайдені відповідно до формули

$$\begin{pmatrix} Z_0^* \\ Z_1^* \\ Z_2^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s & \sum_{i=1}^s i & \sum_{i=1}^s i^2 \\ \sum_{i=1}^s i & \sum_{i=1}^s i^2 & \sum_{i=1}^s i^3 \\ \sum_{i=1}^s i^2 & \sum_{i=1}^s i^3 & \sum_{i=1}^s i^4 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^s y_i \\ \sum_{i=1}^s i y_i \\ \sum_{i=1}^s i^2 y_i \end{pmatrix}.$$

Момент перетину визначальним параметром експлуатаційного допуску знаходиться шляхом вирішення рівняння

$$V_E = Z_0^* + Z_1^* t_E + Z_2^* t_E^2.$$

Звідси

$$\Delta\tau_{\text{пчж}}^* = t_E - s,$$

$$V_{\text{ПТО}i}^* = Z_0^* + Z_1^* (t_E - \Delta T) + Z_2^* (t_E - \Delta T)^2 = Z_0^* + Z_1^* t_E + Z_2^* t_E^2 - Z_1^* \Delta T + \\ + Z_2^* \Delta T^2 - 2Z_2^* t_E \Delta T = V_E - Z_1^* \Delta T + Z_2^* \Delta T^2 - 2Z_2^* t_E \Delta T.$$

Значний вплив на результати статистичної обробки даних має вибір значення ширини ковзного вікна s . З одного боку, збільшення s призводить до ускладнення математичних розрахунків, а з іншого боку – до підвищення точності оцінок характеристик моделі погіршення технічного стану.

Виконаємо моделювання стратегії ТО з адаптивним порогом. моделювання виконувалось для початкових параметрів генеральної сукупності: $Z_0 = 200$, $V_{E+} = 300$, $V_{E-} = -300$, $C_p = 1000$ у.о., $C_{\text{ТО}} = 100$ у.о., $\Delta T = 50$, $t_{\text{ТО}} = 50$, $t_p = 300$, кут нахилу прямої погіршення є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $\left[-\frac{\pi}{2.5}; -\frac{\pi}{9}\right]$, t_{sw} є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[50; 100]$, ϑ є нормально розподіленою випадковою величиною з параметрами $m_1(\vartheta) = 0$ та $\sigma(\vartheta) = 3$, кількість повторень процедур моделювання $M = 1000$.

На рис. 4.21 зображений процес розстановки адаптивного превентивного порогу. До 64 відліку адаптивний поріг збігається з наперед заданим, а далі визначається за результатами статистичної обробки даних. Як видно, визначальний параметр перетинає адаптивний поріг раніше за звичайний поріг.

На рис. 4.22 зображені оцінки середніх питомих витрат для різних початкових значень превентивного порогу. Як видно, у випадку використання адаптивного порогу питомі витрати зменшилися, однак як показали результати моделювання, тенденція їх зміни залежить від класу точності контрольно-вимірювальної апаратури. Крім того, на графіку $m_1(C/T_\Sigma) = f(V_{\text{ПТО}})$ відсутній мінімум. Тому початкове значення превентивного порогу має бути як завжди близьке до експлуатаційного порогу.



Рис. 4.21. Оцінка адаптивного порогу за результатами оброблення тренду визначального параметру

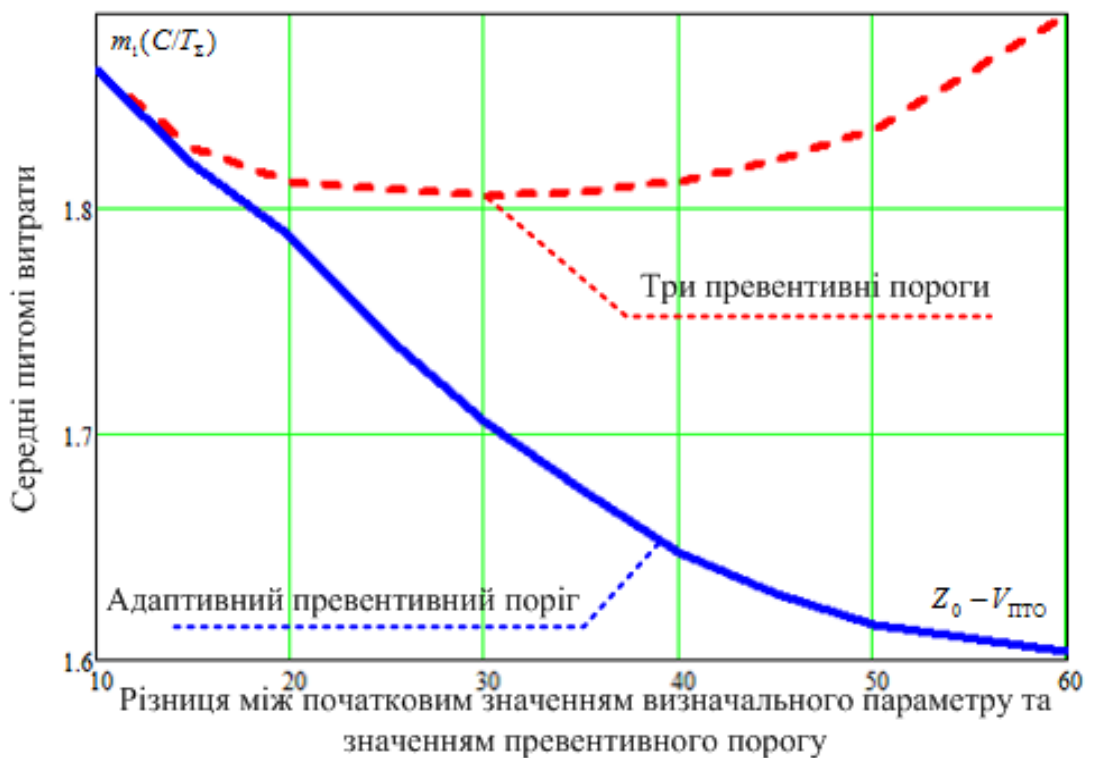


Рис. 4.22. Оцінки середніх питомих витрат для різних значень превентивного порогу

Висновки до четвертого розділу

Дослідження, проведені в четвертому розділі, надали змогу отримати наступні результати.

1. Проаналізовані моделі змін визначальних параметрів у разі погіршення технічного стану НЗА. Наведені функціональні співвідношення для моделі змін визначального параметру (для лінійної та квадратичної моделей) дозволили не тільки дослідити аналітичні співвідношення для ЩРІ напрацювань між відмовами, але й є основою для синтезу процедур оброблення даних під час погіршення технічного стану НЗА та використання стратегії ТО за станом.

2. У розділі була удосконалена стратегія ТО з превентивним порогом. Така стратегія дозволяє запобігти можливим відмовам, і отже, зменшити витрати на експлуатацію. Аналіз ефективності стратегії ТО з превентивним порогом проводився шляхом аналітичних розрахунків та шляхом моделювання на основі методу Монте-Карло. Дослідження показали, що функціональна залежність питомих витрат на експлуатацію НЗА від значення превентивного порогу завжди має мінімум. На основі аналізу вирішена задача оптимізації значення превентивного порога для лінійної моделі погіршення технічного стану НЗА. Цей результат на відміну від існуючих отримано із застосуванням аналітико-розрахунково-моделювального методу.

3. Запропоновано модернізація стратегії ТО за станом шляхом використання декількох попереджувальних порогів, що на відміну від існуючих передбачає багатократне прийняття рішень. Ця стратегія може бути використана у випадку випадкової швидкості наростання погіршення та фіксованого моменту його виникнення. Аналіз показав, що використання такої стратегії дозволяє зменшити питомі витрати у порівнянні зі стратегією з одним превентивним порогом.

4. Запропоновано модернізацію стратегії ТО за станом шляхом використання адаптивного порогу, яка у порівнянні з існуючими може найбільш ефективно запобігати виникненню поступових відмов. Для досліджуваної стратегії запропоновано алгоритм оброблення даних щодо тренду визначального параметру, який дозволяє розраховувати превентивний поріг на кожному кроці спостереження.

Список публікацій здобувача за матеріалами четвертого розділу

1. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Kozhokhina O., Petrova Yu. Efficiency of operational data processing for radio electronic equipment. *Aviation*. 2019. Vol. 23. № 3. P. 71–77.
2. Solomentsev O.V., Herasymenko T.S., Zaliskyi M.Yu., Cheked I.V. Test for Condition Degradation Detection of Radio Electronic Equipment. *Electronics and control systems*. 2016. № 4. P. 11–16.
3. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Data Processing During Condition Based Maintenance of Radio Electronic Equipment. *Electronics and control systems*. 2017. № 4. P. 11–17.
4. Solomentsev O.V., Herasymenko T.S., Zaliskyi M.Yu., Cheked I.V. Statistical Data Processing Procedures for Ground Navigation Equipment. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control: Proceedings of IEEE Fourth International Conference, Kyiv, 18 – 20 October 2016, K., 2016*. P. 182–185.
5. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Efficiency of Data Processing for UAV Operation System. *Actual Problems of UAV Developments: Proceedings of IEEE Fourth International Conference, Kyiv, 17 – 19 October 2017, K., 2017*. P. 27–31.
6. Zaliskyi M., Solomentsev O., Kozhokhina O., Herasymenko T. Statistical Data Processing for Condition-based Maintenance. *Signal Processing Symposium 2019 (SPSymo 2019): Proceedings, Krakow (Poland), 17 – 19 September 2019*. P 1–4.
7. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Petrova Yu. Data Processing Method for Deterioration Detection during Radio Equipment Operation. *Microwave Theory and Techniques in Wireless Communications (MTTW 2019): Proceedings of IEEE Workshop, Riga (Latvia), 1 – 2 October 2019*. P. 1–4.
8. Solomentsev O., Zaliskyi M. Operation System for Modern Unmanned Aerial Vehicles. *Cyber Hygiene & Conflict Management in Global Information Networks: Proceedings of 1st International Workshop, Kyiv, 29 – 30 November 2019, K., 2019*. P. 1–10.

РОЗДІЛ 5

ОБРОБЛЕННЯ СТАТИСТИЧНИХ ДАНИХ З ВИКОРИСТАННЯМ МЕТОДІВ УРАХУВАННЯ ГЕТЕРОСКЕДАСТИЧНОСТІ

У задачах виявлення та оцінювання параметрів погіршення технічного стану НЗА важливою складовою є вибір найбільш коректної математичної моделі опису статистичних даних щодо визначальних параметрів та показників надійності. Аналіз показує, що на різних інтервалах квазістаціонарності визначальних параметрів та показників надійності можуть характеризуватися різною за значенням величиною дисперсії. Тому під час побудови математичних моделей є доцільним використання апарату урахування гетероскедастичності.

Під час побудови гетероскедастичних залежностей для кожного емпіричного значення розраховуються поправочні коефіцієнти, які враховують несталість дисперсії для різних частин статистичної вибірки [48, 223]. На основі використання цих коефіцієнтів можуть бути знайдені аналітичні залежності, що описують емпіричні дані більш точно (з меншою величиною зваженої суми квадратів відхилень виміряного значення від апроксимованого) [31, 94, 278]. Тому метою цього розділу є синтез та аналіз методів урахування гетероскедастичності, що можуть бути використанні під час вирішення задач виявлення погіршення технічного стану на основі статистичного оброблення даних щодо визначальних параметрів та показників надійності НЗА. Зазначений синтез та аналіз є частиною запропонованої методології оброблення даних. Для досягнення поставленої мети в цьому розділі були вирішені такі задачі: проаналізовані моделі даних у випадку наявності гетероскедастичності, побудовані приклади щільностей розподілу ймовірності для різних варіантів гетероскедастичності; проаналізовані класичні методи розрахунку кривої гетероскедастичності; виконаний синтез нового методу кількісної оцінки гетероскедастичності в емпіричних даних; досліджена процедура урахування гетероскедастичності під час погіршення технічного стану НЗА та оброблення даних щодо його показників надійності; досліджена процедура урахування гетероскедастичності під час погіршення технічного стану НЗА та оброблення даних щодо його визначальних параметрів.

5.1. Аналіз моделей даних у випадку наявності гетероскедастичності

Однією із задач побудови математичних моделей є обґрунтування найкращої моделі. В якості критеріїв, що дозволяють здійснити цей вибір, зазвичай використовуються окремо або в комбінації наступні критерії:

1. Найменша кількість коефіцієнтів, що сумісні із заданою похибкою.
2. Найпростіша форма.
3. Розумне фізичне обґрунтування (є наслідком виконання певних законів).
4. Мінімальна сума квадратів відхилень між прогнозованими (апроксимованими) та емпіричними значеннями.
5. Мінімальна дисперсія.
6. Мінімізація максимального відхилення [52].

Додатковим критерієм також можна вважати аналіз геометричної структури даних (існування точок перегину, дослідження екстремумів, дослідження на асимптотичність, наявність прямолінійних ділянок, існування точок перемикання тощо). Математичним інструментом для побудови моделей може бути теорія апроксимації, яка в основному ґрунтується на використанні методу найменших квадратів.

Аналіз літератури у сфері побудови математичних моделей показує, що недостатня увага приділяється аналізу гетероскедастичності емпіричних даних, а також використанню полігональних регресій для їх опису [67, 93]. Це призводить до менш правильних прогнозованих оцінок досліджуваних випадкових величин.

Класичні емпіричні процедури перевірки даних щодо гетероскедастичності були запропоновані Голдфельдом-Квандтом та Глейзером і продемонстровані в [194]. Однак у цих процедур є недоліки – насамперед вони не дають конкретного значення оцінки показника гетероскедастичності.

Крім того, для апроксимації емпіричних даних найчастіше використовуються рівномірні апроксимаційні функції [67], при цьому недостатньо уваги приділяється багатосегментним функціям.

Математично задача побудови та вибору найкращої математичної моделі може бути сформована таким чином. Нехай для сукупності двовимірних

статистичних даних $(t_i; y_i)$ існує певна множина апроксимуючих функцій $\hat{y}_i = f_j(t_i, \vec{c}_{m,j})$, що встановлює залежність між ними (де $\vec{c}_{m,j}$ – вектор m параметрів апроксимуючої функції, j – номер апроксимуючої функції). Для кожної апроксимуючої функції може бути розраховане стандартне відхилення σ між дійсними значеннями y_i та їх оцінками \hat{y}_i .

Тоді вибір найкращої математичної моделі буде здійснюватися відповідно до наступного критерію

$$p = \inf \left(s \in N \forall j : \sigma(f_s(x_i, \vec{c}_{m,s})) \leq \sigma(f_j(x_i, \vec{c}_{m,j})) \right). \quad (5.1)$$

Відомо, що внаслідок неврахування гетероскедастичності виникають такі недоліки:

1. Метод найменших квадратів не дозволить побудувати оцінювач з найменшою дисперсією (тобто оцінки коефіцієнтів лінійної регресії не будуть ефективними).
2. Тести значущості будуть занадто високими або занадто низькими.
3. Стандартні помилки будуть зміщені разом із відповідними довірчими інтервалами.

Задача виявлення гетероскедастичності може бути зведена до задачі перевірки гіпотез. При цьому гіпотезою H_0 є припущення щодо рівності дисперсій (тобто $\sigma(t_1) = \sigma(t_2) = \dots = \sigma(t_n)$), а альтернативою H_1 – нерівність дисперсій (тобто $\sigma(t_1) \neq \sigma(t_2) \neq \dots \neq \sigma(t_n)$).

Аналіз процесів погіршення технічного стану НЗА показує, що в цих випадках дисперсія визначального параметру або показника надійності на різних інтервалах спостереження не є постійною. У випадку спостереження за визначальними параметрами, зазвичай, після виникнення розладнання дисперсія статистичних даних збільшується з плином часу. У випадку спостереження за показниками надійності (наприклад, напрацювання на відмову, інтенсивність відмов), після виникнення розладнання дисперсія статистичних даних може як збільшуватися, так і зменшуватися з плином часу.

Виконаємо аналіз статистичних даних у випадку наявності гетероскедастичності. Приклади таких даних у випадках зростання та зменшення дисперсії з плином часу зображені на рис. 5.1 і 5.2 відповідно.

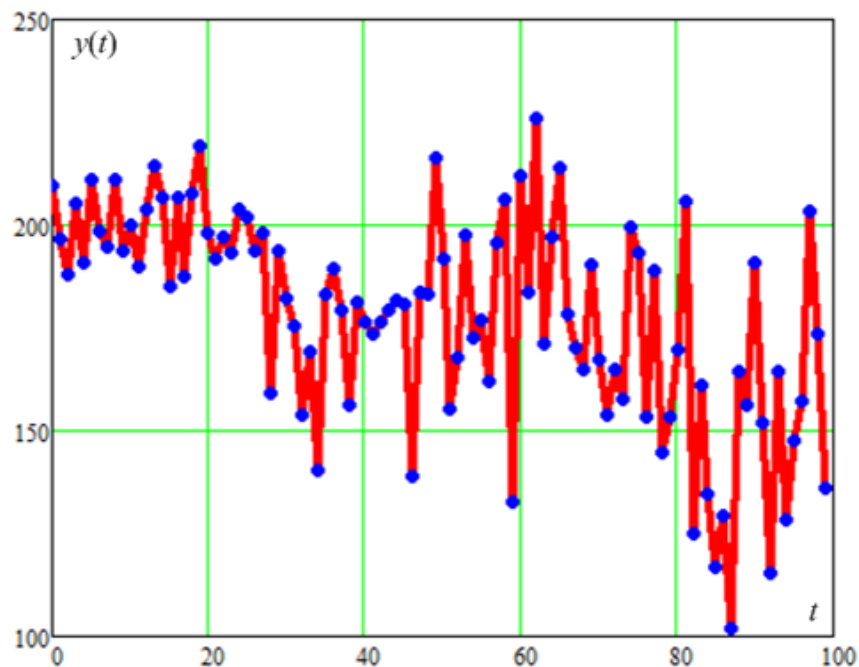


Рис. 5.1. Статистичні дані зі зростанням дисперсії з плином часу

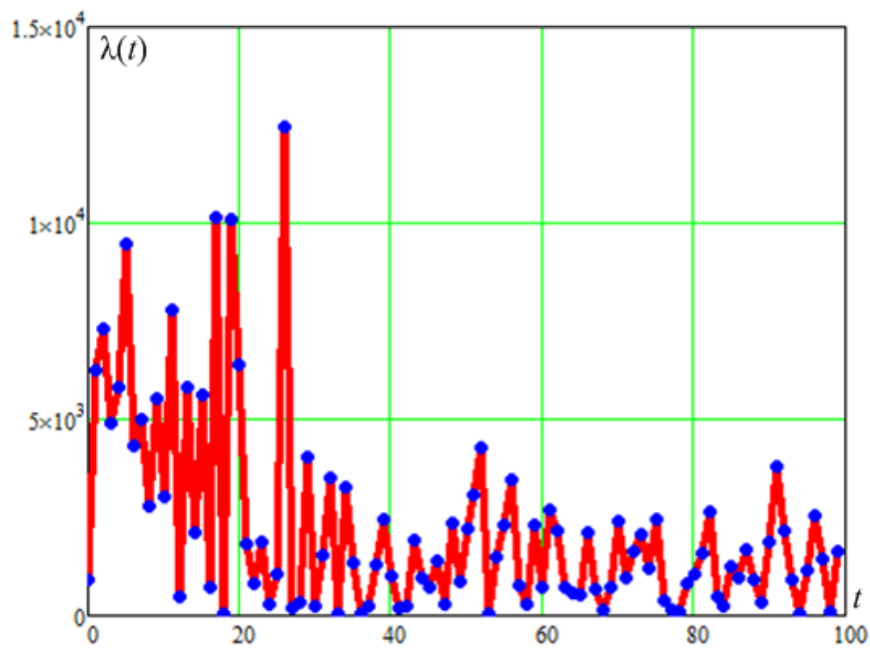


Рис. 5.2. Статистичні дані зі зменшенням дисперсії з плином часу

Дані на рис. 5.1 являють собою тренд зміни визначального параметру для випадку лінійного погіршення технічного стану. Тренд зміни був побудований для таких параметрів генеральної сукупності є наступні дані: $Z_0 = 200$, $t_{sw} = k = 25$, $\nu = 0.5$, обсяг спостереження $N = 100$, ϑ до моменту виникнення погіршення технічного стану є нормально розподіленою випадковою величиною з параметрами $m_1(\vartheta) = 0$ та $\sigma(\vartheta) = 10$, а після – стандартне відхилення лінійно зростаюче зі швидкістю $0.2i$, де i – номер відліку.

Щільність розподілу ймовірностей визначального параметру, поданого на рис. 5.1, зображено на рис. 5.3.

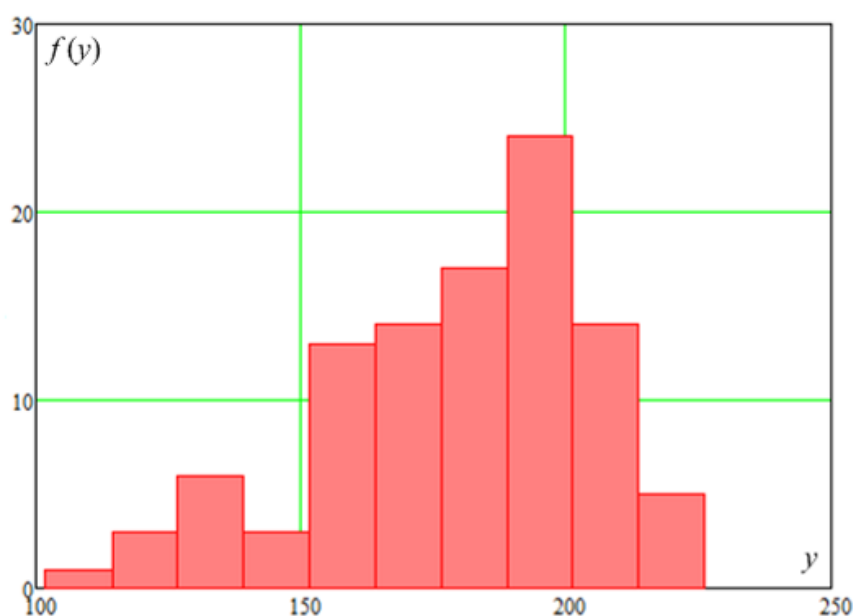


Рис. 5.3. Щільність розподілу ймовірностей визначального параметру для випадку наявності гетероскедастичності

Відповідно до (4.4) для випадку стовідсоткової точності опису визначального параметру та відсутності раптових відмов можна записати:

$$y(t) = Z_0 h(t) + \nu(t - t_{sw}) h(t - t_{sw}) + \vartheta(t).$$

Тоді ЩРІ визначального параметру (зображеного на рис. 5.1) може бути представлена у вигляді полігаусівської моделі

$$f(y) = \frac{k-1}{N} \frac{1}{\sigma(\vartheta)\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-Z_0)^2}{2\sigma^2(\vartheta)}} + \frac{1}{N-k+1} \sum_{i=k}^N \frac{1}{(\sigma(\vartheta)+0.2i)\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(y-Z_0+vi)^2}{2(\sigma(\vartheta)+0.2i)^2}}.$$

Дані на рис. 5.2 являють собою тренд зміни показника надійності (напрацювань між відмовами НЗА) для випадку лінійного погіршення технічного стану. Тренд зміни був побудований для таких параметрів генеральної сукупності є наступні дані: $\lambda_0 = 0.0002$ годин⁻¹, $t_{sw} = k = 25$, $d_1 = 0.000005$ годин⁻², обсяг спостереження $N = 100$.

Щільність розподілу ймовірностей отриманої вибірки значень напрацювань між відмовами наведено на рис. 5.4.

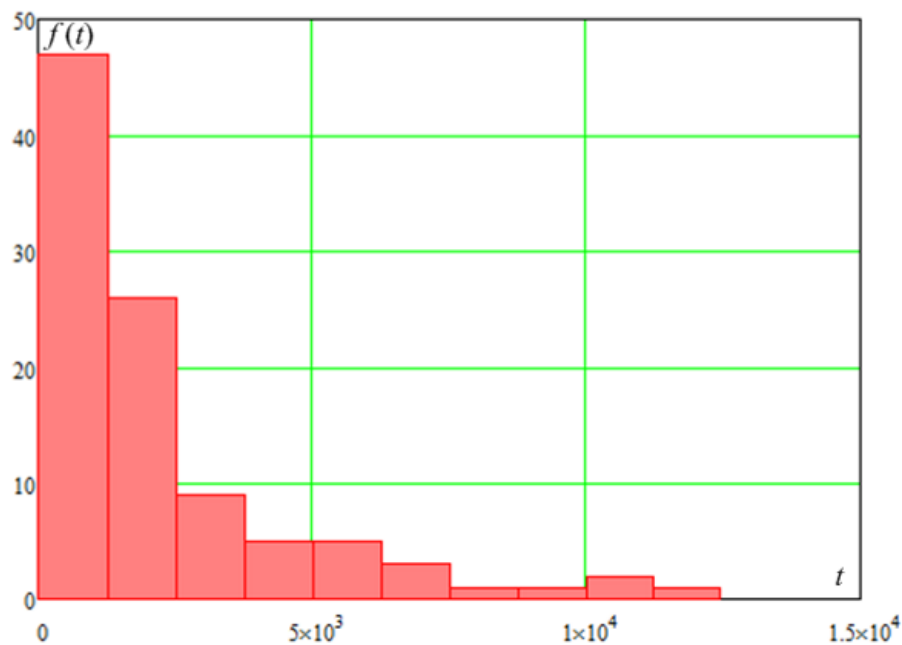


Рис. 5.4. Щільність розподілу ймовірностей напрацювань між відмовами

Візуально ЩРІ на рис. 5.4 носить експоненціальний характер, однак для прийнятих параметрів генеральної сукупності вона може бути представлена за допомогою формули:

$$f(t) = \frac{k-1}{N} \lambda_0 e^{-\lambda_0 t} + \frac{1}{N-k+1} \sum_{i=k}^N (\lambda_0 + d_1 i) e^{-(\lambda_0 + d_1 i) t}.$$

На рис. 5.5 зображені оцінки інтенсивності відмов у ковзному вікні. Як видно з графіку тренд містить два інтервали: з однією дисперсією до виникнення розладнання та іншої після його виникнення.

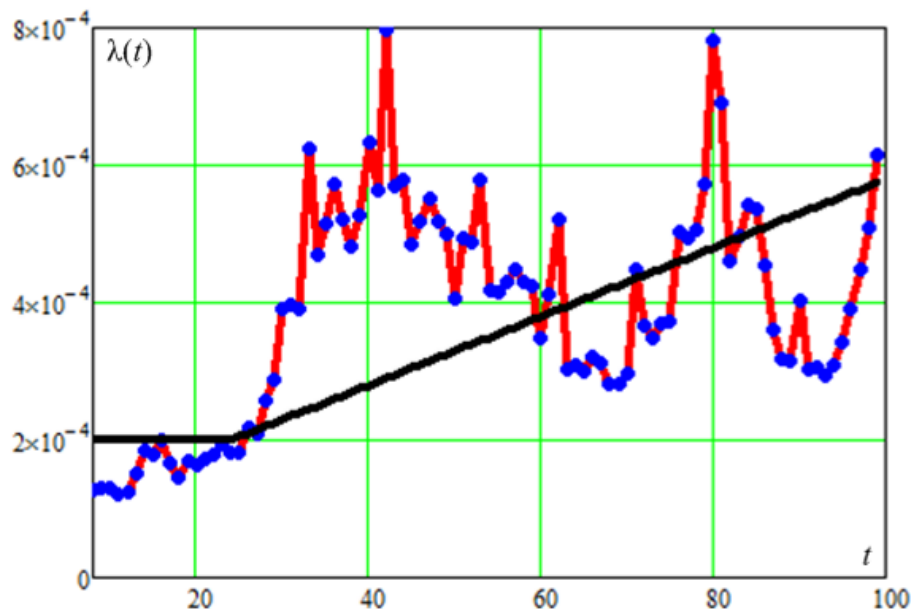


Рис. 5.5. Оцінки інтенсивності відмов у ковзному вікні

Аналіз моделей (3.5) – (3.8) для інтенсивності відмов та відповідним їм ЩРІ (3.23) – (3.26) показує, що у випадку погіршення технічного стану в статистичних даних щодо напрацювань на відмову або оцінок інтенсивності відмов завжди присутня гетероскедастичність. Тому її врахування та виявлення дозволить покращити достовірність прийняття рішень щодо наявності розладнання під час експлуатації НЗА.

5.2. Аналіз методів виявлення гетероскедастичності

Аналіз показує, що існує значна кількість методів виявлення та урахування гетероскедастичності [31, 99, 110], серед яких:

- тест Уайта,
- тест Голдфельда-Квандта,
- тест Бреуша-Пагана,
- тест Глейзера.

Тести для виявлення гетероседастичності в більшості випадків застосовуються до звичайних залишків у методі найменших квадратів [34, 148].

Розглянемо ці тести. Зараз і далі будемо вважати, що під час спостереження відомі значення певної фізичної величини, що залежить тільки від часу.

1. Тест Уайта.

Тест Уайта є найбільш загальним [151]. Для його виконання не потрібно робити жодних конкретних припущень щодо природи гетероскедастичності. Тест може виявити гетероскедастичність, але при цьому може замість цього помилково визначити якусь іншу методологічну помилку математичної моделі.

Говорячи про ефективність тесту Уайта, слід зазначити, що вона може бути дуже низькою щодо деяких альтернатив. Крім того, на відміну від деяких інших тестів тест Уайта не є конструктивним: якщо відхиляється нульова гіпотеза, то результат тесту не вказує, що робити далі.

У тесті Уайта робиться припущення щодо квадратичної залежності квадратів відхилень результатів вимірювання з апроксимованими за звичайним методом найменших квадратів значеннями від поточного значення аргументів регресії. Оскільки дисперсії вважаються невідомими, то їх замінюють квадратами відхилень.

Послідовність тесту Уайта наступна:

1) будується рівняння лінійної регресії відповідно до звичайного методу найменших квадратів:

$$\hat{y}(t_i) = c_0 + c_1 t_i \quad (5.2)$$

та розраховуються відповідні залишки

$$e_i = \hat{y}(t_i) - y(t_i); \quad (5.3)$$

2) будується регресійна залежність квадратів залишків виду:

$$e_i^2 = c_0' + c_1' t_i + c_2' t_i^2 + u_i,$$

де u_i – випадковий член;

3) розраховується вирішальна статистика у вигляді nR^2 , де

$$R^2 = 1 - \frac{\sigma^2}{\sigma_y^2},$$

де

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{y}(t_i) - y(t_i))^2,$$

$$\sigma_y^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y(t_i) - m_1(y))^2,$$

$$m_1(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y(t_i);$$

4) за таблицею хі-квадрат розподілу для рівня значущості α та двох ступенів свободи (число параметрів допоміжної регресії мінус один) знаходимо критичне значення $\chi_{кр}^2$;

5) перевіряємо умову: якщо $nR^2 > \chi_{кр}^2$, то приймається рішення щодо наявності гетероскедастичності у досліджуваних даних.

Отже, тест Уайта є універсальним, проте не визначає кількісної міри гетероскедастичності

2. Тест Голдфельда-Квандта.

Цей тест застосовується, коли є припущення щодо прямої залежності залишків від деякої ознаки [43]. Для тесту Голдфельда-Квандта робиться припущення, що всі спостереження можна розділити на дві підгрупи таким чином, що у випадку гіпотези щодо гомоскедастичності H_0 дисперсії були б однаковими у двох групах, тоді як за альтернативи H_1 дисперсії будуть систематично відрізнятися. Найбільш сприятливим випадком для цього була б така модель, за якої

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 y^2(t_i).$$

Послідовність тесту Голдфельда-Квандта наступна:

1) сортування даних у бік спадання ознаки, щодо якої зроблено припущення про гетероскедастичність;

2) розділення відсортованої вибірки на три частини, причому вони повинні бути рівні або приблизно рівні, причому розмір першої та третьої частин повинні бути однакові (нехай $n' \approx n/3$);

3) відкидаємо середню третину впорядкованих спостережень. Для першої і останньої третини будуються дві окремі регресії, використовуючи прийняту на початку модель регресії (наприклад, лінійну);

4) розраховуються залишки для першої та третьої частини вибірок e_{1i} та e_{2i} відповідно;

5) розраховується вирішальна статистика наступного вигляду:

$$F = \frac{\sum_{i=1}^{n'} e_{1i}^2}{\sum_{i=n-n'+1}^n e_{2i}^2};$$

б) використовуємо F -тест для перевірки гетероскедастичності: обираємо критичне значення $F_{кр}(n', n')$ та порівнюємо його з розрахованим значенням; якщо $F > F_{кр}(n', n')$, то приймається рішення щодо наявності гетероскедастичності у досліджуваних даних.

Формально тест працює і без виключення спостережень, але, як показує досвід, при цьому його потужність зменшується. Чим більше спостережень буде відкинуто, тим менше буде ступінь свободи оцінювання в кожній групі, що, як правило, збільшує потужність тесту.

Отже, тест Голдфельда-Квандта дозволяє виявити лише наявність гетероскедастичності, але не дає можливості простежити кількісний характер залежності дисперсій помилок регресії від значень аргументів регресії, і тому не визначає будь-яких способів усунення гетероскедастичності.

3. Тест Бреуша-Пагана.

Цей тест застосовується в тих випадках, коли апріорно передбачається, що дисперсії відліків залежать від деяких додаткових змінних [13], тобто

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 f(c_0 + c_1 y_i).$$

Ця модель є гомоскедастичною у випадку, якщо $c_1 = 0$.

Послідовність тесту Бреуша-Пагана наступна:

1) будується рівняння лінійної регресії відповідно до звичайного методу найменших квадратів відповідно до (5.2);

2) за формулою (5.3) розраховується вектор залишків;

3) знаходиться оцінка дисперсії залишків (з урахуванням, що математичне сподівання залишків дорівнює нулю) у вигляді

$$\sigma_e^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n e_i^2;$$

4) будується допоміжна регресія, яка в найпростішому вигляді може бути представлена як

$$\frac{e_i^2}{\sigma_e^2} = c_0' + c_1' y_i + u_i;$$

5) знаходиться сума квадратів залишків S допоміжної моделі;

6) в якості вирішальної статистики приймається значення $0.5S$, яке в загальному випадку підпорядковується хі-квадрат розподілу з одним ступенем свободи (оскільки в цьому випадку аргументом регресії є лише час);

7) за таблицею хі-квадрат розподілу для рівня значущості α та одного ступеню свободи знаходимо критичне значення $\chi_{кр}^2$;

8) перевіряємо умову: якщо $0.5S > \chi_{кр}^2$, то приймається рішення щодо наявності гетероскедастичності у досліджуваних даних.

Під час виявлення гетероскедастичності за допомогою цього тесту виникає можливість здійснити корекцію за допомогою методу зважених найменших квадратів, вибираючи в якості вагових коефіцієнтів величини

$$W_i = \frac{1}{\sqrt{\hat{c}_0' + \hat{c}_1' y_i}}, \quad (5.4)$$

де \hat{c}_0' та \hat{c}_1' – оцінки коефіцієнтів допоміжної регресії.

У випадку, якщо $\hat{c}_0' + \hat{c}_1' y_i < 0$, то i -те спостереження відкидається з розгляду або обирається мультиплікативна форма запису рівняння гетероскедастичності.

4. Тест Глейзера.

Тест Глейзера для виявлення гетероскедастичності доцільно використовувати у випадках, коли закон зміни стандартного відхилення випадкової величини заздалегідь відомий [41].

Послідовність тесту Глейзера наступна:

1) будується рівняння лінійної регресії відповідно до звичайного методу найменших квадратів та розраховуються відповідні залишки відповідно до (5.2) та (5.3);

2) будується регресійна залежність квадратів залишків виду:

$$|e_i| = c_0' + c_1' t_i^\gamma + u_i,$$

де γ – коефіцієнт, що приймає довільні значення, наприклад, $\gamma = \pm 0.5, \pm 1, \dots$

3) у кожному з отриманих допоміжних регресійних рівнянь перевіряється значущість коефіцієнта c_1' за допомогою стандартного критерію Стюдента або F -тесту;

4) якщо для певного значення γ приймається рішення щодо значимості коефіцієнта c_1' , то в цілому приймається рішення щодо наявності гетероскедастичності у досліджуваних даних;

5) якщо коефіцієнт c_1' виявився значимим для декількох варіантів значень показника γ , то приймається те значення γ , за якого коефіцієнт c_1' є найбільш значимим.

Тест Глейзера дозволяє більш детально розглянути характер гетероскедастичності. При цьому виявляється не тільки факт наявності гетероскедастичності, а й аналізується тип функціональної залежності дисперсії від поточного значення вибірки, який може бути більш придатним для подальшого використання. Однак знаходження оптимальної моделі гетероскедастичності в цьому тесті також не розглядається.

Аналогічний до тесту Глейзера є тест Парка. Єдина відмінність у тому, що для залишків будується рівняння наступного вигляду:

$$\ln e_i^2 = c_0' + c_1' \ln t_i + u_i.$$

Отже, існуючі методи виявлення та урахування гетероскедастичності здебільшого встановлюють лише факт її наявності, не оцінюючи її кількісний вміст [21, 42, 90]. Тому побудова рівнянь гетероскедастичності на їх основі не завжди дає найкращий результат для вирішення задач апроксимації та прогнозування.

5.3. Новий метод виявлення гетероскедастичності та її урахування під час побудови математичних моделей

Відомо, що застосування узагальненого методу найменших квадратів у випадку наявності гетероскедастичності зводиться до мінімізації зваженої суми квадратів відхилень [29, 194, 195, 236]. Таке твердження стало передумовою для синтезу нового методу виявлення та урахування гетероскедастичності.

У цьому параграфі буде виконане узагальнення для нового методу урахування гетероскедастичності, запропонованої у [74], для випадку використання під час оброблення експлуатаційних даних. Автор дисертації дослідив цей метод на конкретних прикладах оброблення емпіричних даних, результати досліджень подані в працях [70, 71, 72, 75, 76]. У цих працях новий метод порівнювався з класичними методами врахування гетероскедастичності. Однак детальний опис цього методу з його подальшим аналізом за результатами статистичного моделювання не виконувався.

Тому детально опишемо послідовність дій для нового методу врахування гетероскедастичності.

Нехай за результатами спостереження отримано реалізацію певною фізичної величини y_i , що залежить від одного аргументу t_i загальним обсягом n відліків.

Послідовність дій для нового методу врахування гетероскедастичності наступна:

1. Побудова декількох варіантів регресійних залежностей y_i від t_i за допомогою звичайного методу найменших квадратів. Найпростішим з варіантів є звичайна лінійна регресія. При цьому доцільність використання лінійної регресії може бути оцінена за допомогою тестування даних на лінійність [73]. Якщо таке тестування засвідчило нелінійність емпіричних даних, то в якості апроксимуючих функцій можуть бути використані, наприклад, парабола другого ступеню, кусково-лінійна функція (яка в найпростішому випадку містить дві ділянки) з декількома варіантами точок перемикавання.

2. Вибір найкращої регресійної моделі відповідно до критерію (5.1). Ця модель приймається як опорна (базова). Для спрощення різноманіття можливих варіантів пропонується в якості базової використовувати одну з трьох залежностей:

$$\hat{y}(t_i) = c_0 + c_1 t_i,$$

$$\hat{y}(t_i) = c_0 + c_1 t_i + c_2 t_i^2,$$

$$\hat{y}(t_i) = c_0 + c_1 t_i + c_2 (t_i - t_{\text{перопт}}) h(t_i - t_{\text{перопт}}),$$

де $t_{\text{перопт}}$ – оптимальна точка перемикавання, розрахована для умови досягнення мінімуму суми квадратів відхилень поточного значення y_i від отриманої оцінки $\hat{y}(t_i)$.

Для лінійної регресії невідомі коефіцієнти визначаються як

$$c_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i \sum_{i=1}^n t_i^2 - \sum_{i=1}^n t_i y_i \sum_{i=1}^n t_i}{n \sum_{i=1}^n t_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n t_i \right)^2},$$

$$c_1 = \frac{n \sum_{i=1}^n t_i y_i - \sum_{i=1}^n y_i \sum_{i=1}^n t_i}{n \sum_{i=1}^n t_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n t_i \right)^2}.$$

Для квадратичної регресії невідомі коефіцієнти визначаються як

$$\begin{pmatrix} c_0 \\ c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} n & \sum_{i=1}^n t_i & \sum_{i=1}^n t_i^2 \\ \sum_{i=1}^n t_i & \sum_{i=1}^n t_i^2 & \sum_{i=1}^n t_i^3 \\ \sum_{i=1}^n t_i^2 & \sum_{i=1}^n t_i^3 & \sum_{i=1}^n t_i^4 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n y_i \\ \sum_{i=1}^n t_i y_i \\ \sum_{i=1}^n t_i^2 y_i \end{pmatrix}.$$

Для випадку кусково-лінійної полігональної регресії невідомі коефіцієнти розраховуються для декількох можливих значень точки перемикання відповідно до формул:

$$\begin{pmatrix} c_0 \\ c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} n & \sum_{i=1}^n t_i & \sum_{i=n_{перj}}^n t_i - t_{перj} \\ \sum_{i=1}^n t_i & \sum_{i=1}^n t_i^2 & \sum_{i=n_{перj}}^n t_i (t_i - t_{перj}) \\ \sum_{i=n_{перj}}^n t_i - t_{перj} & \sum_{i=n_{перj}}^n t_i (t_i - t_{перj}) & \sum_{i=n_{перj}}^n (t_i - t_{перj})^2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n y_i \\ \sum_{i=1}^n t_i y_i \\ \sum_{i=n_{перj}}^n (t_i - t_{перj}) y_i \end{pmatrix},$$

де $n_{перj}$ – номер відліку емпіричних даних, що відповідає абсцисі точки перемикання $t_{перj}$. Оптимальна точка перемикання $t_{перопт}$ відповідає мінімуму суму квадратів відхилень поточного значення y_i від отриманої оцінки $\hat{y}(t_i)$.

3. Розрахунок поправочних вагових коефіцієнтів гетероскедастичності відповідно до співвідношення

$$W_i = \left(\frac{m_1(y)}{\hat{y}(t_i)} \right)^h, \quad (5.5)$$

де h – показник гетероскедастичності.

Очевидно, що для випадку $h = 0$ всі вагові коефіцієнти гетероскедастичності будуть дорівнювати одиницям, тобто $W_i = 1$. Такий випадок відповідає ситуації відсутності гетероскедастичності в досліджуваних даних.

Для знаходження значення показника гетероскедастичності розглядається одразу декілька варіантів апроксимації для випадків, коли h приймає мінімум п'ять фіксованих значень, наприклад, $h = \{-2; -1.5; -1; -0.5; 0; 0.5; 1; 1.5; 2\}$. Нехай у загальному випадку можливі s значень показника гетероскедастичності. Тоді для базової моделі відбувається розрахунок уточнених коефіцієнтів з урахуванням гетероскедастичності за формулами:

а) для лінійної регресії:

$$c_{0,j}' = \frac{\sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 - \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i y_i \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i}{\sum_{i=1}^n W_{i,j} \sum_{i=1}^n t_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i \right)^2},$$

$$c_{1,j}' = \frac{\sum_{i=1}^n W_{i,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i y_i - \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i}{\sum_{i=1}^n W_{i,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i \right)^2},$$

де j – номер можливого варіанту значення показника гетероскедастичності;

б) для квадратичної регресії

$$\begin{pmatrix} c_{0,j}' \\ c_{1,j}' \\ c_{2,j}' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n W_{i,j} & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 \\ \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^3 \\ \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^3 & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^4 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i \\ \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i y_i \\ \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 y_i \end{pmatrix};$$

в) для кусково-лінійної полігональної регресії

$$\begin{pmatrix} c_{0,j} \\ c_{1,j} \\ c_{2,j} \end{pmatrix} = A^{-1}B,$$

де

$$A = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n W_{i,j} & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i & \sum_{i=n_{\text{перj}}}^n W_{i,j} (t_i - t_{\text{перопг}}) \\ \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i & \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 & \sum_{i=n_{\text{перj}}}^n W_{i,j} t_i (t_i - t_{\text{перопг}}) \\ \sum_{i=n_{\text{перj}}}^n W_{i,j} (t_i - t_{\text{перопг}}) & \sum_{i=n_{\text{перj}}}^n W_{i,j} t_i (t_i - t_{\text{перопг}}) & \sum_{i=n_{\text{перj}}}^n W_{i,j} (t_i - t_{\text{перопг}})^2 \end{pmatrix},$$

$$B = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i \\ \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i y_i \\ \sum_{i=n_{\text{перj}}}^n W_{i,j} (t_i - t_{\text{перопг}}) y_i \end{pmatrix}.$$

4. Визначення зважених сум квадратів відхилень для кожного варіанту апроксимації відповідно до формул:

а) для лінійної регресії:

$$\sigma(h_j) = \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i^2 - c_{0,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i - c_{1,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i y_i;$$

б) для квадратичної регресії

$$\sigma(h_j) = \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i^2 - c_{0,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i - c_{1,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i y_i - c_{2,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i^2 y_i;$$

в) для кусково-лінійної полігональної регресії

$$\sigma(h_j) = \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i^2 - c_{0,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} y_i - c_{1,j} \sum_{i=1}^n W_{i,j} t_i y_i - c_{2,j} \sum_{i=n_{\text{перj}}}^n W_{i,j} (t_i - t_{\text{перопг}}) y_i.$$

5. Апроксимація отриманої залежності $\sigma(h_j)$ за допомогою звичайного методу найменших квадратів та використання параболи другого ступеню в якості апроксимуючої функції.

У цьому випадку маємо

$$\sigma(h) = c_0'' + c_1'' h + c_2'' h^2, \quad (5.6)$$

де

$$\begin{pmatrix} c_0'' \\ c_1'' \\ c_2'' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s & \sum_{j=1}^s h_j & \sum_{j=1}^s h_j^2 \\ \sum_{j=1}^s h_j & \sum_{j=1}^s h_j^2 & \sum_{j=1}^s h_j^3 \\ \sum_{j=1}^s h_j^2 & \sum_{j=1}^s h_j^3 & \sum_{j=1}^s h_j^4 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum_{j=1}^s \sigma(h_j) \\ \sum_{j=1}^s h_j \sigma(h_j) \\ \sum_{j=1}^s h_j^2 \sigma(h_j) \end{pmatrix}.$$

6. Знаходження оцінки показника гетероскедастичності шляхом дослідження на екстремуми функціональної залежності $\sigma(h_j)$ [109]. Для цього знаходимо похідну та прирівнюємо її до нуля

$$\frac{d\sigma(h)}{dh} = c_1'' + 2c_2'' h = 0.$$

Звідси отримуємо

$$\hat{h} = -\frac{c_1''}{2c_2''}. \quad (5.7)$$

Оцінка показника гетероскедастичності є кількісною мірою гетероскедастичності у досліджуваних даних. Якщо \hat{h} прямує до нуля, то це є ознакою відсутності гетероскедастичності. Для прийняття остаточного рішення у цьому випадку доречно перевірити на значимість коефіцієнт c_1'' у рівнянні (5.6) за допомогою одного з відомих тестів. Якщо значимість не суттєва, то приймається остаточне рішення щодо відсутності гетероскедастичності.

7. Знаходження оптимального апроксимаційного рівняння у випадку наявності гетероскедастичності. Для цього для знайденої оцінки показника

гетероскедастичності \hat{h} розраховуються поправочні коефіцієнти гетероскедастичності відповідно до (5.5). Знайдені коефіцієнти W_i використовуються для побудови оптимальної регресійної залежності за тими же співвідношеннями, що і в пункті 3 цієї методики.

Аналіз показує, що оптимальна регресійна залежність з урахуванням гетероскедастичності має найменшу суму зважених квадратів відхилень поточного значення y_i від отриманої оцінки $\hat{y}(t_i)$.

Слід також зазначити, що розглянута методика не обмежується трьома регресійними моделями (лінійною, квадратичною та кусково-лінійною). У загальному випадку методика може бути застосована для довільної регресійної моделі.

Перевагою нового методу урахування гетероскедастичності у порівнянні з існуючими є оцінка кількісного вмісту гетероскедастичності у досліджуваних даних та чітко визначений порядок розрахунку поправочних коефіцієнтів гетероскедастичності для побудови оптимальної регресійної моделі.

Недоліком цього методу є суб'єктивність вибору базової моделі та складність розрахунків. Проте складність розрахунків не є великою проблемою під час постійного зростання обчислювальної потужності персональних та промислових комп'ютерів.

5.4. Оброблення даних щодо визначальних параметрів у випадку гетероскедастичності

Розглянемо приклади використання нового методу врахування гетероскедастичності під час оброблення даних щодо визначальних параметрів. Будемо вважати, що технічних стан НЗА погіршується відповідно до лінійної моделі (4.4). При цьому нехай раптові відмови не відбуваються, а похибка контрольно-виміральної апаратури є несуттєвою, тобто такою, яку можна знехтувати. Тоді модель визначального параметру

$$y(t) = x(t) + Z_0 h(t) + v(t - t_{sw}) h(t - t_{sw}).$$

Для більш детального аналізу нового методу виконаємо моделювання тренду зміни визначального параметру. Початковими параметрами генеральної сукупності під час моделювання є: $t_{sw} = 15$, $n = 30$, $Z_0 = 220$, $\nu = 0.5$, випадкова величина x описується нормальною ЦРІ з нульовим математичним сподівання та стандартним відхиленням, що дорівнює 8 до моменту виникнення розладнання та 15 після його виникнення.

Результати моделювання тренду зміни визначального параметру наведені в табл. 5.1. У табл. 5.1 t_{ki} – часові моменти проведення контрольно-вимірвальних операцій.

Таблиця 5.1

Тренд зміни визначального параметру

t_{ki}	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y_i	221.44	225.43	219.80	215.01	219.64	222.73	211.81	230.82	216.73	229.57
t_{ki}	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
y_i	223.91	212.09	205.40	215.84	235.57	215.86	209.51	220.09	220.68	230.07
t_{ki}	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
y_i	227.37	223.17	233.27	242.50	210.76	241.22	235.28	249.92	241.29	238.93

Графічне подання тренду зміни визначального параметру наведено на рис. 5.6. Для цієї реалізації послідовно виконаємо всю послідовність дій запропонованої методики.

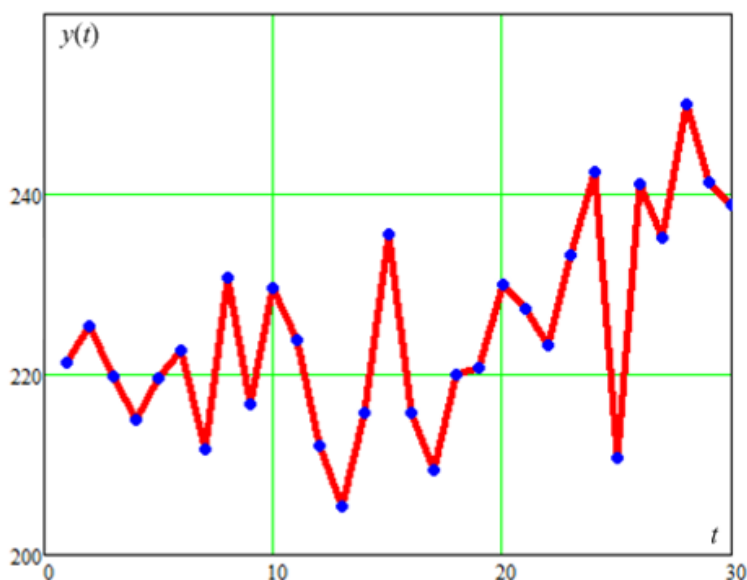


Рис. 5.6. Приклад тренду зміни визначального параметру

Під час побудови регресійних моделей використаємо лінійну, квадратичну та кусково-лінійну регресії. Проведені розрахунки дають наступні варіанти лінійної та квадратичної апроксимації:

$$\hat{y}_1(t_{ki}) = 213.998 + 0.701t_{ki}.$$

$$\hat{y}_2(t_{ki}) = 224.989 - 1.360t_{ki} + 0.066t_{ki}^2.$$

Результати апроксимації зображені на рис. 5.7 та 5.8 відповідно.

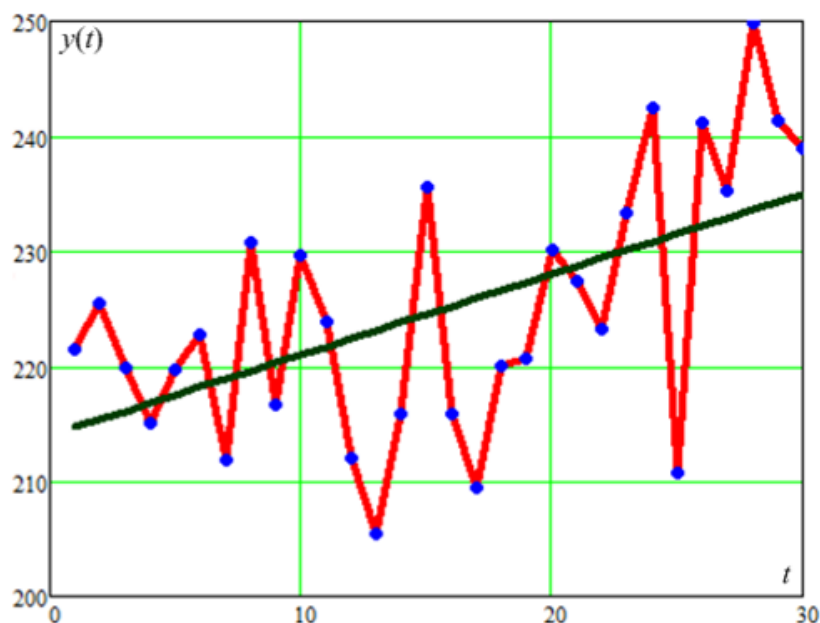


Рис. 5.7. Апроксимація визначального параметру лінійною регресією

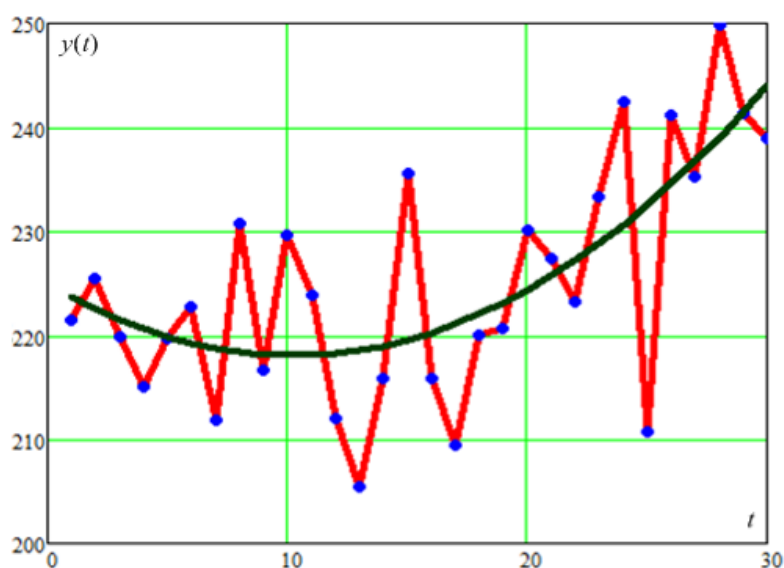


Рис. 5.8. Апроксимація визначального параметру квадратичною регресією

Сума квадратів залишків для лінійної регресії складає $\Sigma_{e1} = 2542$, а для квадратичної $\Sigma_{e2} = 1942$.

Для виконання кусково-лінійної апроксимації розглянемо п'ять варіантів значень абсцис точок перемикання, а саме: $t_{\text{пер}} = \{9, 12, 15, 18, 21\}$. Результати апроксимації зображені на рис. 5.9.

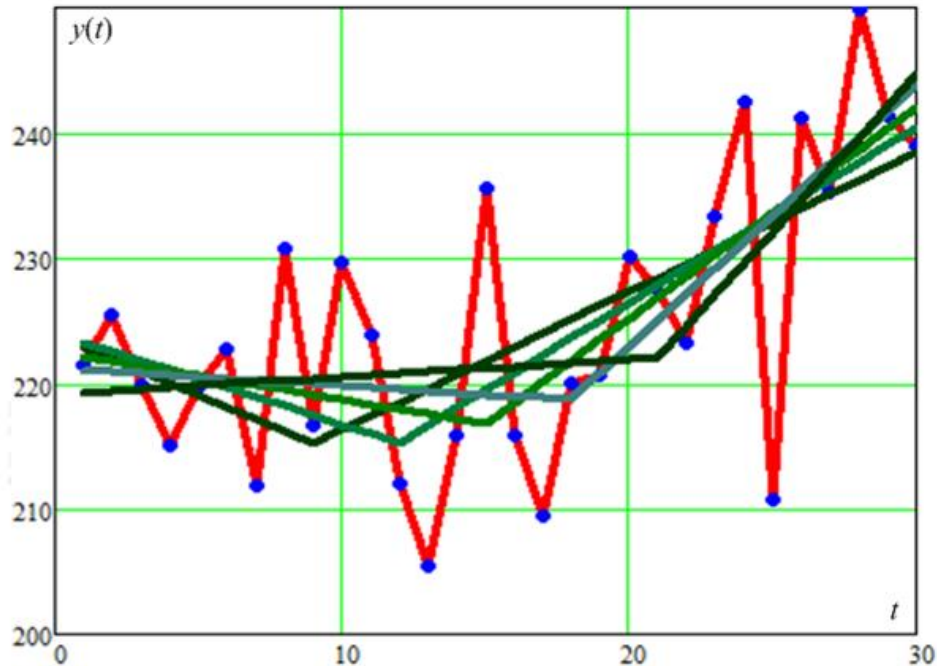


Рис. 5.9. Апроксимація визначального параметру полігональною регресією

У результаті отримані п'ять рівнянь

$$\hat{y}_{3,1}(t_{ki}) = 223.915 - 0.971t_{ki} + 2.075(t_{ki} - 9)h(t_{ki} - 9).$$

$$\hat{y}_{3,2}(t_{ki}) = 224.040 - 0.730t_{ki} + 2.129(t_{ki} - 12)h(t_{ki} - 12).$$

$$\hat{y}_{3,3}(t_{ki}) = 222.519 - 0.381t_{ki} + 2.059(t_{ki} - 15)h(t_{ki} - 15).$$

$$\hat{y}_{3,4}(t_{ki}) = 221.210 - 0.140t_{ki} + 2.234(t_{ki} - 18)h(t_{ki} - 18).$$

$$\hat{y}_{3,5}(t_{ki}) = 219.150 - 0.139t_{ki} + 2.371(t_{ki} - 21)h(t_{ki} - 21).$$

Для кожного варіанту апроксимації розраховані суми квадратів залишків, які відповідно дорівнюють $\Sigma_{e3}(t_{\text{пер}}) = \{2218, 2003, 1947, 1896, 2029\}$.

Для знаходження оптимального значення точки перемикання апроксимуємо залежність $\Sigma_{e3}(t_{\text{пер}})$ квадратичною функцією за звичайним методом найменших квадратів. В результаті отримаємо

$$\Sigma_{e3}(t_{\text{пер}}) = 3411 - 182.964t_{\text{пер}} + 5.561t_{\text{пер}}^2.$$

Мінімум цієї параболи відповідає оптимальному значенню абсциси точки перемикання $t_{\text{пер опт}} = 16.451$.

У результаті розраховуємо оптимальну кусочно-лінійну регресію

$$\hat{y}_{3\text{опт}}(t_{ki}) = 222.077 - 0.277t_{ki} + 2.162(t_{ki} - 16.451)h(t_{ki} - 16.451).$$

Сума квадратів залишків для цього рівняння становить $\Sigma_{e3}(t_{\text{пер опт}}) = 1880$.

Порівнявши значення Σ_{e1} , Σ_{e2} та Σ_{e3} , за критерієм мінімуму суми квадратів залишків робимо висновок, що найкращою є оптимальна кусочно-лінійна регресія. Тому рівняння $\hat{y}_{3\text{опт}}(t_{ki})$ будемо використовувати в якості базової функції для розрахунку коефіцієнтів гетероскедастичності.

Коефіцієнти гетероскедастичності будемо розраховувати для п'яти значень показника гетероскедастичності $h = \{-5; -2.5; 0; 2.5; 5\}$. При цьому середнє значення визначального параметру протягом всього інтервалу спостереження становить $m_1(y) = 224.857$.

Результати розрахунків коефіцієнтів гетероскедастичності для різних значень показника гетероскедастичності наведені в табл. 5.2.

Для кожного варіанту значення показника гетероскедастичності розраховані наступні кусочно-лінійні регресії:

$$\hat{y}_h(t_{ki}, h = -5) = 222.059 - 0.275t_{ki} + 2.158(t_{ki} - 16.451)h(t_{ki} - 16.451).$$

$$\hat{y}_h(t_{ki}, h = -2.5) = 222.068 - 0.276t_{ki} + 2.160(t_{ki} - 16.451)h(t_{ki} - 16.451).$$

$$\hat{y}_h(t_{ki}, h = 0) = 222.077 - 0.277t_{ki} + 2.162(t_{ki} - 16.451)h(t_{ki} - 16.451).$$

$$\hat{y}_h(t_{ki}, h = 2.5) = 222.086 - 0.278t_{ki} + 2.163(t_{ki} - 16.451)h(t_{ki} - 16.451).$$

$$\hat{y}_h(t_{ki}, h=5) = 222.094 - 0.279t_{ki} + 2.164(t_{ki} - 16.451)h(t_{ki} - 16.451).$$

Для кожного варіанту апроксимації розраховані зважені суми квадратів залишків, які відповідно дорівнюють $\Sigma_e(h) = \{1945, 1905, 1880, 1870, 1873\}$.

Таблиця 5.2

Коефіцієнти гетероскедастичності

t_{ki}	$W_i(h=-5)$	$W_i(h=-2.5)$	$W_i(h=0)$	$W_i(h=2.5)$	$W_i(h=5)$
1	0.934	0.966	1	1.035	1.071
2	0.928	0.963	1	1.038	1.078
3	0.922	0.96	1	1.041	1.084
4	0.916	0.957	1	1.045	1.091
5	0.911	0.954	1	1.048	1.098
6	0.905	0.951	1	1.051	1.105
7	0.899	0.948	1	1.054	1.112
8	0.894	0.945	1	1.058	1.119
9	0.888	0.942	1	1.061	1.126
10	0.882	0.939	1	1.065	1.133
11	0.877	0.936	1	1.068	1.14
12	0.871	0.933	1	1.071	1.148
13	0.866	0.931	1	1.075	1.155
14	0.86	0.928	1	1.078	1.162
15	0.855	0.925	1	1.082	1.17
16	0.85	0.922	1	1.085	1.177
17	0.867	0.931	1	1.074	1.153
18	0.905	0.952	1	1.051	1.104
19	0.945	0.972	1	1.029	1.058
20	0.986	0.993	1	1.007	1.015
21	1.028	1.014	1	0.986	0.973
22	1.071	1.035	1	0.966	0.934
23	1.116	1.056	1	0.947	0.896
24	1.163	1.078	1	0.927	0.86
25	1.211	1.1	1	0.909	0.826
26	1.26	1.123	1	0.891	0.793
27	1.312	1.145	1	0.873	0.762
28	1.364	1.168	1	0.856	0.733
29	1.419	1.191	1	0.839	0.705
30	1.475	1.215	1	0.823	0.678

Для знаходження оптимального значення показника гетероскедастичності апроксимуємо залежність $\Sigma_e(h)$ квадратичною функцією за звичайним методом найменших квадратів. В результаті отримаємо

$$\Sigma_e(h) = 1880 - 7.160h + 1.131h^2.$$

Мінімум цієї параболі відповідає оцінюваному значенню показника гетероскедастичності $\hat{h} = 3.164$. Для отриманого показника були розраховані поправочні коефіцієнти гетероскедастичності, які наведені в табл. 5.3.

Таблиця 5.3

Коефіцієнти гетероскедастичності

t_{ki}	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
W_i	1.044	1.048	1.053	1.057	1.061	1.065	1.069	1.074	1.078	1.082
t_{ki}	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
W_i	1.087	1.091	1.095	1.1	1.104	1.109	1.094	1.065	1.037	1.009
t_{ki}	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
W_i	0.983	0.957	0.933	0.909	0.886	0.864	0.842	0.821	0.801	0.782

У результаті отримаємо оптимальне рівняння з урахуванням гетероскедастичності

$$\hat{y}_{h \text{ опт}}(t_{ki}) = 222.088 - 0.278t_{ki} + 2.163(t_{ki} - 16.451)h(t_{ki} - 16.451).$$

Результати апроксимації наведені на рис. 5.10.

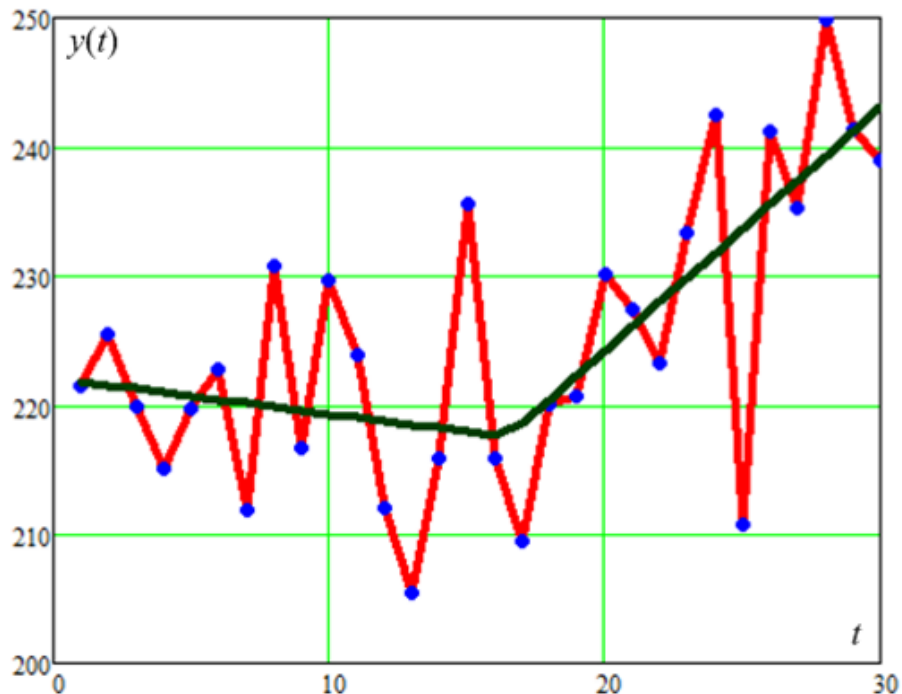


Рис. 5.10. Апроксимація визначального параметру полігональною регресією з урахуванням гетероскедастичності

Зважена сума квадратів залишків для цього рівняння становить $\Sigma_e(\hat{h}) = 1869$.

Отже, в результаті досягнуто найменшого значення зваженої суми квадратів залишків, точність апроксимації підвищується.

Більш точна регресійна модель може бути використана для прогнозування значень в тренді зміни визначального параметру, а отже, може бути підвищена достовірність прийняття рішень під час використання стратегії технічного обслуговування за станом з системою превентивних порогів, а також з адаптивним порогом.

5.5. Оброблення даних щодо показників надійності у випадку гетероскедастичності

Розглянемо приклади використання нового методу врахування гетероскедастичності під час обробки даних щодо показників надійності НЗА. Нехай технічних стан НЗА погіршується відповідно до стрибкоподібної моделі (3.1). Виконаємо моделювання процесу виникнення відмов. Початковими параметрами генеральної сукупності під час моделювання є: $k=15$, $n=30$, $\lambda_0 = 0.0002$ годин⁻¹, $d_0 = 0.0002$ годин⁻¹. При цьому напрацювання між відмовами є експоненціальною випадковою величиною з параметром λ_0 до моменту виникнення розладнання та параметром $\lambda_0 + d_0$ після його виникнення.

Результати моделювання напрацювань між відмовами НЗА наведені в табл. 5.4. У табл. 5.4 i – це номер відмови.

Таблиця 5.4

Напрацювання між відмовами НЗА

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
t_i , годин	1608	1826	2116	11600	15010	3839	1588	1929	4943	14980
i	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
t_i , годин	8873	5847	7745	3622	2053	1252	2284	428	1182	7321
i	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
t_i , годин	366	2957	9056	2347	8680	383	2279	1229	332	1298

Для можливості порівняння нового методу урахування гетероскедастичності з прямим методом побудови рівняння гетероскедастичності спостереження

об'єднаємо по три відмови в кожному перетині, сумарна кількість перетинів для цього прикладу становитиме 10.

Графічне подання напрацювань між відмовами наведено на рис. 5.11.

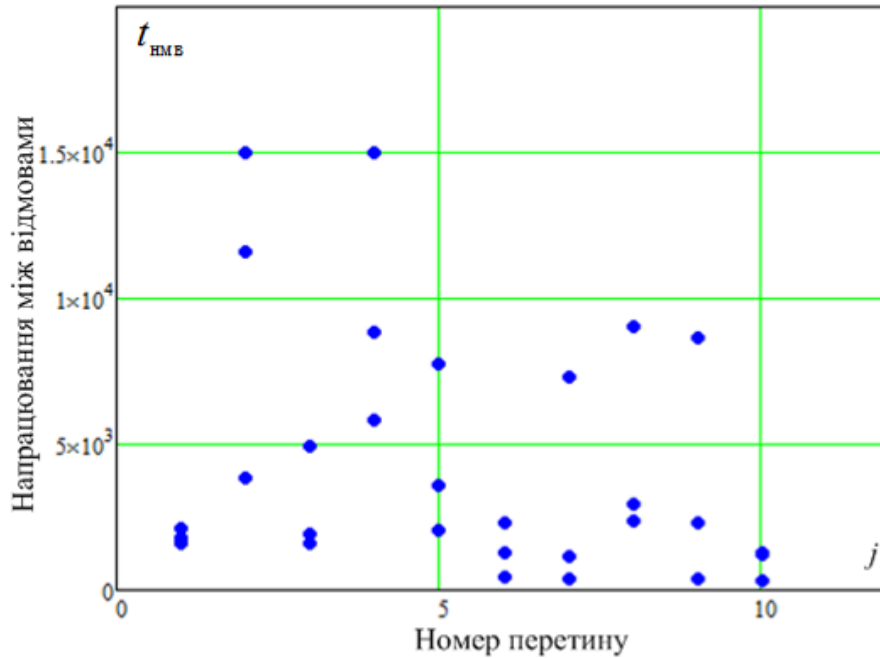


Рис. 5.11. Приклад зміни напрацювань між відмовами

Під час побудови регресійних моделей використаємо лінійну, квадратичну та кусково-лінійну регресії. Проведені розрахунки дають наступні варіанти лінійної та квадратичної апроксимації напрацювань між відмовами t_{HMB} :

$$\hat{t}_{\text{HMB1}}(j) = 6526 - 405j,$$

$$\hat{t}_{\text{HMB2}}(j) = 4470 + 623j - 93.45j^2,$$

де j – номер перетину.

Сума квадратів залишків для лінійної регресії складає $\Sigma_{e1} = 4.776 \cdot 10^8$, а для квадратичної $\Sigma_{e2} = 4.638 \cdot 10^8$.

Для виконання кусково-лінійної апроксимації розглянемо п'ять варіантів значень абсцис точок перемикавання, а саме: $t_{\text{пер}} = \{2, 4, 5, 6, 8\}$.

У результаті отримані п'ять рівнянь

$$\hat{t}_{\text{HMB3,1}}(j) = -2994 + 4602j - 5100(j-2)h(j-2).$$

$$\hat{t}_{\text{HMB3,2}}(j) = 436 + 1414j - 2175(j-4)h(j-4).$$

$$\hat{t}_{\text{HMB3,3}}(j) = 3374 + 355j - 1028(j-5)h(j-5).$$

$$\hat{t}_{\text{HMB3,4}}(j) = 6328 - 366j - 64(j-6)h(j-6).$$

$$\hat{t}_{\text{HMB3,5}}(j) = 5731 - 314j - 289(j-8)h(j-8).$$

Для кожного варіанту апроксимації розраховані суми квадратів залишків, які відповідно дорівнюють $\Sigma_{e_3}(t_{\text{пер}}) = \{4.546, 3.940, 4.431, 4.774, 4.694\} \times 10^8$.

Для знаходження оптимального значення точки перемикання апроксимуємо залежність $\Sigma_{e_3}(t_{\text{пер}})$ квадратичною функцією за звичайним методом найменших квадратів. В результаті отримаємо

$$\Sigma_{e_3}(t_{\text{пер}}) = 4.741 \cdot 10^8 - 2.14 \cdot 10^7 t_{\text{пер}} + 2.779 \cdot 10^6 t_{\text{пер}}^2.$$

Мінімум цієї параболи відповідає оптимальному значенню абсциси точки перемикання $t_{\text{пер опт}} = 3.851$. При цьому приблизно отримаємо $t_{\text{пер опт}} \approx 4$.

У результаті розраховуємо оптимальну кусочно-лінійну регресію

$$\hat{t}_{\text{HMB3опт}}(j) = 436 + 1414j - 2175(j-4)h(j-4).$$

Сума квадратів залишків для цього рівняння становить $\Sigma_{e_3}(t_{\text{пер опт}}) = 3.94 \cdot 10^8$.

Порівнявши значення Σ_{e_1} , Σ_{e_2} та Σ_{e_3} , за критерієм мінімуму суми квадратів залишків робимо висновок, що найкращою є оптимальна кусочно-лінійна регресія. Тому рівняння $\hat{t}_{\text{HMB3опт}}(j)$ будемо використовувати в якості базової функції для розрахунку коефіцієнтів гетероскедастичності.

Коефіцієнти гетероскедастичності будемо розраховувати для п'яти значень показника гетероскедастичності $h = \{-2; -1; 0; 1; 2\}$. При цьому середнє значення визначального параметру протягом всього інтервалу спостереження становить $m_1(y) = 4299$ годин.

Результати розрахунків коефіцієнтів гетероскедастичності для різних значень показника гетероскедастичності наведені в табл. 5.5.

Таблиця 5.5

Коефіцієнти гетероскедастичності

i	$W_i(h=-2)$	$W_i(h=-1)$	$W_i(h=0)$	$W_i(h=1)$	$W_i(h=2)$
1	0.185	0.43	1	2.323	5.398
2	0.185	0.43	1	2.323	5.398
3	0.185	0.43	1	2.323	5.398
4	0.577	0.759	1	1.317	1.734
5	0.577	0.759	1	1.317	1.734
6	0.577	0.759	1	1.317	1.734
7	1.184	1.088	1	0.919	0.844
8	1.184	1.088	1	0.919	0.844
9	1.184	1.088	1	0.919	0.844
10	2.009	1.417	1	0.706	0.498
11	2.009	1.417	1	0.706	0.498
12	2.009	1.417	1	0.706	0.498
13	1.538	1.24	1	0.806	0.65
14	1.538	1.24	1	0.806	0.65
15	1.538	1.24	1	0.806	0.65
16	1.131	1.063	1	0.94	0.884
17	1.131	1.063	1	0.94	0.884
18	1.131	1.063	1	0.94	0.884
19	0.786	0.886	1	1.128	1.273
20	0.786	0.886	1	1.128	1.273
21	0.786	0.886	1	1.128	1.273
22	0.503	0.709	1	1.41	1.987
23	0.503	0.709	1	1.41	1.987
24	0.503	0.709	1	1.41	1.987
25	0.283	0.532	1	1.878	3.528
26	0.283	0.532	1	1.878	3.528
27	0.283	0.532	1	1.878	3.528
28	0.126	0.355	1	2.814	7.916
29	0.126	0.355	1	2.814	7.916
30	0.126	0.355	1	2.814	7.916

Для кожного варіанту значення показника гетероскедастичності розраховані наступні кусочно-лінійні регресії:

$$\hat{t}_{\text{НМВ3опт}}(j, h = -2) = 400 + 1451j - 2336(j-4)h(j-4)$$

$$\hat{t}_{\text{НМВ3опт}}(j, h = -1) = 443 + 1408j - 2201(j-4)h(j-4).$$

$$\hat{t}_{\text{НМВ3опт}}(j, h = 0) = 436 + 1414j - 2175(j-4)h(j-4).$$

$$\hat{t}_{\text{НМВ3опт}}(j, h = 1) = 379 + 1471j - 2255(j - 4)h(j - 4).$$

$$\hat{t}_{\text{НМВ3опт}}(j, h = 2) = 280 + 1571j - 2419(j - 4)h(j - 4).$$

Для кожного варіанту апроксимації розраховані зважені суми квадратів залишків, які відповідно дорівнюють $\Sigma_e(h) = \{4.112, 3.852, 3.940, 4.456, 5.578\} \times 10^8$.

Для знаходження оптимального значення показника гетероскедастичності апроксимуємо залежність $\Sigma_e(h)$ квадратичною функцією за звичайним методом найменших квадратів. В результаті отримуємо

$$\Sigma_e(h) = 3.932 \cdot 10^8 + 3.536 \cdot 10^7 h + 2.279 \cdot 10^7 h^2.$$

Мінімум цієї параболи відповідає оцінюваному значенню показника гетероскедастичності $\hat{h} = -0.776$. Для отриманого показника були розраховані поправочні коефіцієнти гетероскедастичності, які наведені в табл. 5.6.

Таблиця 5.6

Коефіцієнти гетероскедастичності

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
W_i	0.52	0.52	0.52	0.808	0.808	0.808	1.068	1.068	1.068	1.311
i	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
W_i	1.311	1.311	1.182	1.182	1.182	1.049	1.049	1.049	0.911	0.911
i	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
W_i	0.911	0.766	0.766	0.766	0.613	0.613	0.613	0.448	0.448	0.448

У результаті отримуємо оптимальне рівняння з урахуванням гетероскедастичності

$$\hat{t}_{h \text{ опт}}(j) = 446 + 1405j - 2186(j - 4)h(j - 4).$$

Результати апроксимації наведені на рис. 5.12. Зважена сума квадратів залишків для цього рівняння становить $\Sigma_e(\hat{h}) = 3.84 \cdot 10^8$, що є найменшим значенням серед усіх розглянутих регресійних моделей.

Групування даних щодо напрацювань між відмовами за перетинами також дозволяє знайти рівняння гетероскедастичності прямим методом, розрахувавши

для кожного перетину середнє значення та стандартне відхилення результати таких розрахунків наведені в табл. 5.7.

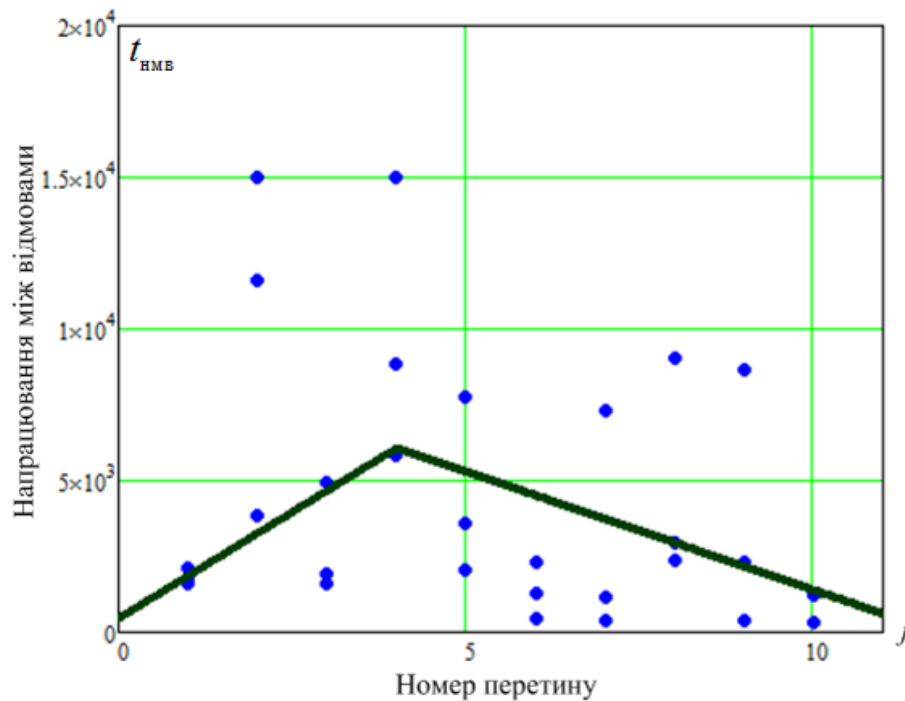


Рис. 5.12. Апроксимація визначального параметру полігональною регресією з урахуванням гетероскедастичності

Таблиця 5.7

Математичні сподівання та стандартні відхилення за перетинами

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$m_1(j)$	1850	10150	2820	9900	4473	1321	2956	4786	3781	953
$\sigma(j)$	208	4676	1507	3799	2400	759	3104	3029	3550	440

Залежність стандартного відхилення від математичного сподівання апроксимується лінійною функцією за звичайним методом найменших квадратів, внаслідок чого отримуємо рівняння:

$$\sigma(m_1(j)) = 646.725 + 0.396m_1(j).$$

Середнє значення стандартної похибки становить $\bar{\sigma} = 2347$. Тоді коефіцієнти гетероскедастичності для кожного перетину розраховуємо за формулою:

$$W_i = \left(\frac{\bar{\sigma}}{\sigma(m_1(j))} \right)^2.$$

Результати розрахунків коефіцієнтів гетероскедастичності для кожного перетину наведені в табл. 5.8.

Таблиця 5.8

Коефіцієнти гетероскедастичності за перетинами

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
W_j	2.899	0.254	1.774	0.265	0.944	4.029	1.67	0.854	1.201	5.257

У результаті отримаємо оптимальне рівняння з урахуванням гетероскедастичності

$$\hat{t}_{h\text{opt}}(j) = 1284 + 567j - 934(j-4)h(j-4).$$

Результати апроксимації наведені на рис. 5.13.

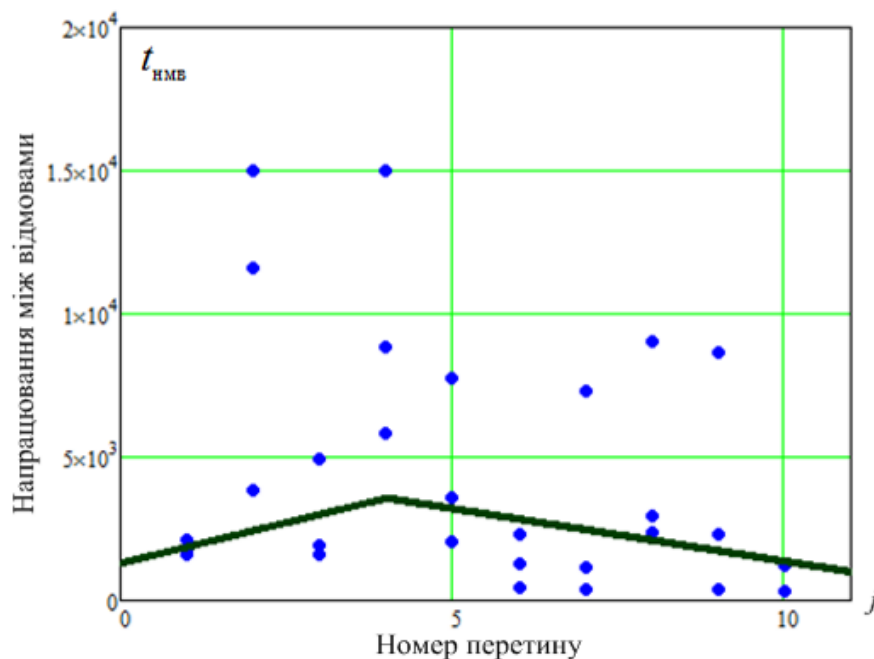


Рис. 5.13. Апроксимація визначального параметру полігональною регресією з урахуванням гетероскедастичності

Зважена сума квадратів залишків для цього рівняння становить $\Sigma_e(\hat{h}) = 3.182 \cdot 10^8$. Отже, представлення даних за перетинами дозволило зменшити

зважену суму квадратів залишків ще на 17 %, що підвищує точність апроксимації.

Використання апарату урахування гетероскедастичності може біти також використано для виявлення розладнання, оскільки в моделях (3.1) – (3.4) безпосередньо пов'язане зі зміною дисперсії відліків.

Висновки до п'ятого розділу

Дослідження, проведені в п'ятому розділі, надали змогу отримати наступні результати.

1. Аналіз показав, що під час моніторингу визначальних параметрів та показників надійності у разі виникнення погіршення технічного стану НЗА в трендах їх змін можна виділити декілька інтервалів квазістаціонарності, кожен з яких характеризується різною величиною дисперсії. Тому для побудови більш коректних математичних моделей доцільно застосовувати апарат врахування гетероскедастичності.

2. Проведений аналіз методів виявлення та урахування гетероскедастичності показав, що існуючі методи зазвичай встановлюють лише факт її наявності, не оцінюючи її кількісний вміст у вигляді узагальненого показника. Тому побудова рівнянь гетероскедастичності на їх основі не завжди дає найкращий результат для вирішення задач апроксимації та прогнозування.

3. Досліджений новий метод урахування гетероскедастичності дозволяє не тільки виявляти її в емпіричних даних, але й на відміну від існуючих методів оцінити її кількісний вміст на основі оцінювання показника гетероскедастичності та чітко визначити методику розрахунку вагових поправочних коефіцієнтів гетероскедастичності. Запропонований метод дозволяє побудувати більш адекватні математичні моделі трендів зміни показників надійності та визначальних параметрів НЗА.

4. Наведені приклади оброблення даних щодо визначальних параметрів та показників надійності у випадку погіршення технічного стану НЗА та наявності гетероскедастичності засвідчили ефективність нового методу врахування

гетероскедастичності за критерієм мінімуму зваженої суми квадратів залишків. Це дозволило побудувати більш коректні математичні моделі, що можуть бути використані у стратегіях технічного обслуговування за напрацюванням та за станом з системою превентивних порогів, а також з адаптивним порогом.

Список публікацій здобувача за матеріалами п'ятого розділу

1. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Kozhokhina O. Identification and analysis of heteroscedasticity at the econometric data approximation. *Новітні технології*. 2018. № 3 (7). С. 6–12.
2. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Petrova Yu.V., Cheked I.V. Comparative analysis of two methods for taking into account heteroskedasticity during mathematical models building. *Наукоємні технології*. 2019. № 4 (Том 44). С. 449–456.
3. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Asanov M.M. Three-Dimensional Mathematical Model in Heteroskedasticity Conditions. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 14 – 17 October 2014, K., 2014. P. 139–142.*
4. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Chyrka Iu., Vovk V. New Method of Mode Estimation for Small and Medium Samples. *Advanced Computer Information Technologies: Proceedings of 9th International Conference, Ceske Budejovice (Czech Republic), 5 – 7 June, 2019. P. 68–71.*
5. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Serhieieva T.S. Heteroskedasticity analysis of empirical data. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 17 – 19 листопада 2014 р., К., 2014. С. 100.*

РОЗДІЛ 6

ПОБУДОВА СТАТИСТИЧНИХ МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ЕКСПЛУАТАЦІЙНИХ ДАНИХ НА ОСНОВІ БАГАТОСЕГМЕНТНИХ РЕГРЕСІЙ

Під час проектування та вдосконалення систем експлуатації НЗА виникає потреба в дослідженні законів розподілу показників надійності, оскільки номінальні технічні характеристики обладнання можуть відрізнятися в залежності від умов експлуатації. У разі вирішення такого роду задач необхідно підібрати найбільш простий закон розподілу, що буде описувати, наприклад, напрацювання обладнання між відмовами. Одним із варіантом такого підбору є апроксимації емпіричних даних з використання графіків типу p-p plot та q-q plot, а також їх апроксимація за допомогою регресійних залежностей, найпростішою з яких є звичайна лінійна регресія. Використання лінійних регресій не завжди є обґрунтованим, оскільки принципово може бути отримана більша точність апроксимації. Тому емпіричні дані доцільно досліджувати на лінійність та у разі їх нелінійності використовувати більш складні регресійні залежності, наприклад, багатосегментні, поліноміальні тощо.

Більш точна апроксимація емпіричних даних дозволяє виконати прогноз екстремальних показників вибірки, а також максимального ресурсу обладнання. Тому метою цього розділу є синтез та аналіз методів побудови статистичних моделей для експлуатаційних даних на основі багатосегментних регресій, що є складовою частиною запропонованої методології оброблення даних.

Для досягнення поставленої мети в цьому розділі були вирішені такі задачі: проаналізовані можливості використання багатосегментних регресій для побудови моделей надійності; вдосконалений тест на перевірку емпіричних даних на лінійність на основі аналізу кумулятивної кривої залишків; побудовані моделі надійності на основі статистичних даних щодо експлуатації радіолокаційної станції; побудовані моделі надійності на основі статистичних даних щодо експлуатації електронної частини вітрогенератора; побудована модель визначального параметра електронної частини вітрогенератора.

6.1. Аналіз можливостей використання багатосегментних регресій для побудови моделей надійності

Регресійний аналіз – це концептуально простий метод дослідження функціональних зв'язків між змінними. Взаємозв'язок виражається у вигляді рівняння або моделі, що поєднує залежну змінну і одну або більше прогностичних змінних [17].

У загальному випадку, регресійний аналіз включає наступні етапи:

1. Постановка задачі.
2. Вибір потенційних змінних.
3. Збір даних.
4. Специфікація моделі.
5. Вибір способу підгонки.
6. Визначення параметрів моделі.
7. Валідація моделі та її аналіз.
8. Використання зібраних моделей для вирішення поставленої задачі.

Позначимо залежну змінну як y , а прогностичні змінні як x_1, x_2, \dots, x_n , де n – кількість прогностичних змінних. Визначення взаємозв'язку між змінними передбачає встановлення залежності

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n) + \varepsilon, \quad (6.1)$$

де ε – випадкова похибка.

У випадку лінійної регресії (6.1) набуває наступний вигляд:

$$y = c_0 + c_1 x_1 + \varepsilon. \quad (6.2)$$

У випадку багатосегментної регресії можна записати

$$y = c_0 + c_1 x_1 + \sum_{i=2}^s c_i (x_1 - x_{\text{пері-1}}) h(x_1 - x_{\text{пері-1}}) + \varepsilon, \quad (6.3)$$

де s – кількість сегментів апроксимації, $x_{\text{пері}}$ – абсциса i -ої точки з'єднання сегментів, $h(x)$ – функція Хевісайда.

Невідомі коефіцієнти c_i можуть бути знайдені шляхом використання звичайного методу найменших квадратів.

Доцільність використання сегментної регресії може бути обґрунтована на основі методу тестування даних на лінійність, який буде наведений в наступному параграфі.

Для дослідження моделей надійності на основі емпіричних даних можуть біти використані квантильні та імовірнісні графіки типу p-p plot та q-q plot. Використання цих графіків дає можливість прогнозувати максимальні та мінімальні вибіркові значення. Крім того, ці графіки можуть розглядатися як залежності імовірності безвідмовної роботи обладнання та ймовірності відмови від часу відповідно.

Як відомо, q-q plot показує залежність вибіркових значень (або їх логарифмів), відсортованих в порядку зростання, від квантилів заданого типу розподілу. Заданий тип розподілу визначається на основі апріорної інформації. Відповідно до ДСТУ 3433-96 [197] такими законами можуть бути експоненціальний, Вейбула, логарифмічно-нормальний тощо.

Емпіричні ймовірності для кожної точки q-q plot визначаються за такою формулою:

$$P_i = \frac{i}{n+1}, \quad (6.4)$$

де i – номер відліку ($i \in [1; n]$), n – обсяг вибірки.

Для кожної емпіричної ймовірності знаходять квантилі розподілу відповідно до виразу

$$V(P_i) = \inf(s \in \mathbf{R} : P_i \leq F(s)), \quad (6.5)$$

де $F(s)$ – задана функція розподілу.

Побудова q-q plot зводиться до нанесення ранжованих даних логарифмів відмов $\ln(t_i)$ на сітку квантилів $V(P_i)$. Отримана залежність апроксимується відповідно до (6.1), а у випадку нелінійності даних до (6.2).

6.2. Метод тестування експлуатаційних даних на лінійність

Задача виявлення лінійного характеру в змінах визначального параметра або показника надійності обладнання може бути пов'язана з побудовою регресійних залежностей [174]. Під час регресійного аналізу будують аналітичні залежності, що задовільно апроксимують досліджуваний набір експериментальних даних [91]. Найчастіше у цьому випадку використовують лінійну залежність, що не кожного разу є обґрунтованим [153]. Тому доречно було б кожного разу виконувати перевірку кореляційного поля експериментальних даних на лінійність.

Аналіз літератури показав, що існує класичний метод Закса перевірки на лінійність [201]. Проте цей метод має суттєвий недолік, пов'язаний з кратністю емпіричних точок, а саме: в кожному перетині необхідно мати два й більше експериментальних значень. Альтернативний варіант тестування на лінійність був запропонований у [73]. Проте таблиця критичних значень для тестування цим методом є обмежена та не має аналітичного опису. Тому у цьому параграфі розглядаються питання узагальнення щодо апроксимаційної залежності критичних значень для тестування на лінійність. Головна особливість запропонованого методу – використання однократного спостереження, що найбільш часто зустрічається на практиці.

Таблиця критичних значень для тестування на лінійність в [73] – дискретна, при цьому доцільно отримати значення граничних параметрів у неперервному вигляді. Попередній аналіз значень цієї таблиці показав, що може бути знайдена апроксимаційна залежність типу

$$y(x_1, x_2) = c_0 + c_1 x_1 + c_2 x_2 + c_3 x_1 x_2 + c_4 x_2^2, \quad (6.6)$$

де x_1 – логарифми обсягу вибірки, x_2 – нормована довірча ймовірність.

Рівняння (6.6) є узагальненим рівнянням кривої другого порядку, в якому коефіцієнт при змінній x_1^2 є не значимим, тому цим коефіцієнтом можна знехтувати у подальших розрахунках.

Для визначення коефіцієнтів необхідно розв'язати систему рівнянь у матричному вигляді

$$\begin{pmatrix} c_0 \\ c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{pmatrix} = C^{-1}Y,$$

де

$$C = \begin{pmatrix} nk & k \sum_{i=1}^n x_{1i} & n \sum_{j=1}^k x_{2j} & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} x_{2j} & n \sum_{j=1}^k (x_{2j})^2 \\ k \sum_{i=1}^n x_{1i} & k \sum_{i=1}^n (x_{1i})^2 & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} x_{2j} & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (x_{1i})^2 x_{2j} & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} (x_{2j})^2 \\ n \sum_{j=1}^k x_{2j} & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} x_{2j} & n \sum_{j=1}^k (x_{2j})^2 & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} (x_{2j})^2 & n \sum_{j=1}^k (x_{2j})^3 \\ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} x_{2j} & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (x_{1i})^2 x_{2j} & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} (x_{2j})^2 & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k (x_{1i} x_{2j})^2 & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} (x_{2j})^3 \\ n \sum_{j=1}^k (x_{2j})^2 & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} (x_{2j})^2 & n \sum_{j=1}^k (x_{2j})^3 & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k x_{1i} (x_{2j})^3 & n \sum_{j=1}^k (x_{2j})^4 \end{pmatrix}.$$

$$Y = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k y_{i,j} \\ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k y_{i,j} x_{1i} \\ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k y_{i,j} x_{2j} \\ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k y_{i,j} x_{1i} x_{2j} \\ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k y_{i,j} (x_{2j})^2 \end{pmatrix},$$

де n та k – обсяги вибірових значень змінної x_1 та відповідно x_2 .

По осі абсцис відкладаються значення обсягу вибірки (або їх логарифми), а по осі ординат значення

$$x_2 = \ln \left(\frac{1}{1-p} \right),$$

де p – довірна ймовірність значущості лінійності або нелінійності, тобто

$$p = 1 - e^{-x_2}.$$

Введення логарифмічних перетворень дозволяє перейти до лінійного представлення критичних значень, взятих із [73] за віссю абсцис. У результаті розв'язання системи рівнянь у матричному вигляді отримаємо таку апроксимаційну функцію

$$y = 0.554146 + 0.45063x_1 + 0.06405x_2^2 - 0.000108x_1x_2 - 0.224423x_2. \quad (6.7)$$

Рівняння (6.6) є основним апроксимаційним рівнянням для отримання критичних значень для тестування на лінійність [217].

Графік апроксимаційної функції наведено на рис. 6.1.

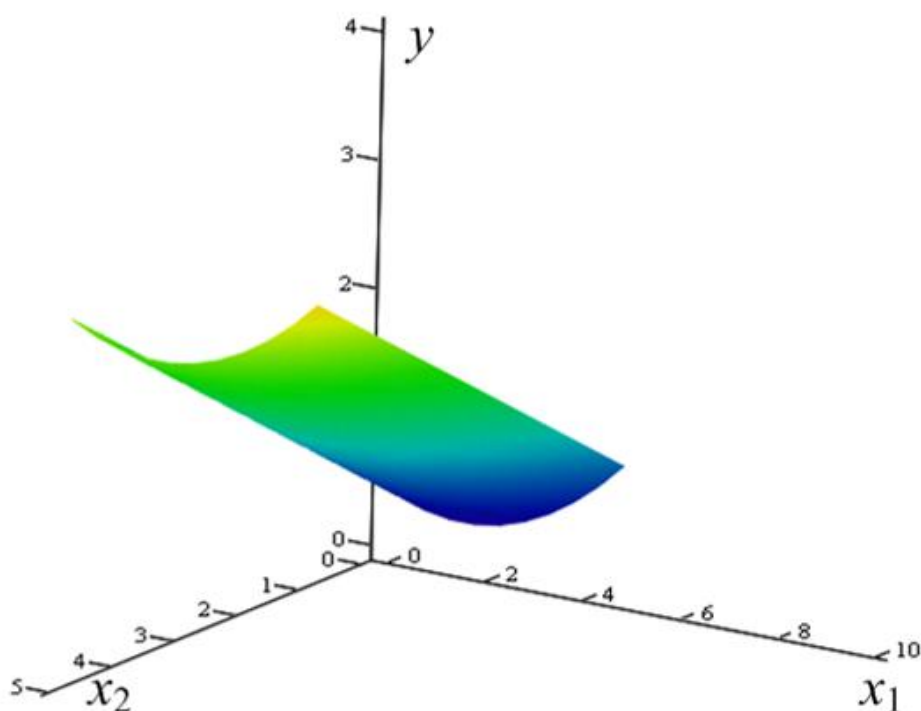


Рис. 6.1. Апроксимаційна функція для визначення критичних значень для тестування на лінійність

За результатами розрахунку з використанням формули (6.6) можна побудувати таблиці критичних значень для тестування вибірових сукупностей на лінійність (табл. 6.1).

Таблиця 6.1.

Критичні значення для тестування вибірових сукупностей на лінійність

y	P						
n	0.8	0.85	0.9	0.95	0.97	0.99	0.999
4	2.673	2.673	2.722	2.947	3.251	4.495	14.643
6	3.209	3.209	3.267	3.538	3.902	5.396	17.573
8	3.653	3.653	3.719	4.027	4.442	6.142	20.002
10	4.039	4.039	4.113	4.453	4.911	6.79	22.114
12	4.385	4.385	4.464	4.834	5.331	7.371	24.004
14	4.7	4.7	4.785	5.181	5.715	7.901	25.728
16	4.992	4.992	5.082	5.502	6.069	8.39	27.321
18	5.264	5.264	5.359	5.802	6.399	8.847	28.808
20	5.52	5.519	5.619	6.084	6.71	9.277	30.206
22	5.762	5.762	5.866	6.351	7.004	9.684	31.529
24	5.992	5.992	6.1	6.605	7.284	10.07	32.788
26	6.212	6.212	6.324	6.847	7.552	10.44	33.99
28	6.423	6.423	6.539	7.079	7.808	10.794	35.143
30	6.626	6.625	6.745	7.303	8.054	11.134	36.25
32	6.821	6.821	6.944	7.518	8.292	11.463	37.318
34	7.01	7.01	7.136	7.726	8.521	11.78	38.35
36	7.193	7.192	7.323	7.928	8.743	12.087	39.349
38	7.37	7.37	7.503	8.123	8.959	12.385	40.318
40	7.542	7.542	7.678	8.313	9.168	12.674	41.259
42	7.71	7.71	7.849	8.498	9.372	12.955	42.175
44	7.873	7.873	8.015	8.677	9.57	13.229	43.067
46	8.033	8.032	8.177	8.853	9.763	13.497	43.937
48	8.188	8.188	8.335	9.024	9.952	13.758	44.786
50	8.34	8.339	8.49	9.192	10.137	14.013	45.616
52	8.489	8.488	8.641	9.355	10.318	14.263	46.428
54	8.634	8.634	8.79	9.516	10.494	14.507	47.223
56	8.777	8.776	8.935	9.673	10.668	14.746	48.002
58	8.917	8.916	9.077	9.827	10.837	14.981	48.766
60	9.054	9.053	9.217	9.978	11.004	15.212	49.516
62	9.189	9.188	9.354	10.126	11.168	15.438	50.252
64	9.321	9.32	9.489	10.272	11.329	15.66	50.974
66	9.451	9.45	9.621	10.416	11.487	15.878	51.685
68	9.579	9.578	9.751	10.557	11.642	16.093	52.384
70	9.705	9.704	9.879	10.695	11.795	16.305	53.072
72	9.829	9.828	10.005	10.832	11.946	16.513	53.748
74	9.951	9.95	10.13	10.966	12.094	16.717	54.415
76	10.071	10.07	10.252	11.099	12.24	16.919	55.072
78	10.19	10.189	10.373	11.229	12.384	17.118	55.719
80	10.307	10.306	10.492	11.358	12.526	17.315	56.357
82	10.422	10.421	10.609	11.485	12.666	17.508	56.987
84	10.536	10.535	10.725	11.61	12.804	17.699	57.608
86	10.648	10.647	10.839	11.734	12.941	17.888	58.221
88	10.759	10.758	10.952	11.856	13.075	18.074	58.827
90	10.868	10.867	11.063	11.977	13.208	18.257	59.424

Закінчення табл. 6.1

92	10.976	10.975	11.173	12.096	13.34	18.439	60.015
94	11.083	11.082	11.282	12.214	13.469	18.618	60.598
96	11.189	11.188	11.39	12.33	13.598	18.796	61.175
98	11.293	11.292	11.496	12.445	13.724	18.971	61.745
100	11.396	11.395	11.601	12.559	13.85	19.144	62.309

Отже, вирішена задача побудови таблиці критичних значень та узагальнення апроксимаційної залежності, що описує ці значення, що дає можливість використовувати процедуру тестування на лінійність для довільних обсягів вибірки та довільних довірчих імовірностей. Отримані результати можуть бути використані під час розробки нових та модернізації діючих систем експлуатації технічних комплексів та їх підсистем обробки статистичних даних.

У цілому, метод тестування експлуатаційних даних на лінійність під час побудови моделей показників надійності та визначальних параметрів виконується у такій послідовності:

1. На основі вибірових даних будують графік у системі координат, де абсцисою є квантілі нормального розподілу, а ординатою – логарифми ранжованих вибірових даних у порядку їх зменшення.

2. Методом найменших квадратів виконують лінійну апроксимацію вибірових даних.

3. Знаходять відхилення (зі знаками) емпіричних точок від лінійно апроксимованого значення.

4. Знаходять кумулятивну суму всіх відхилень K_i і будують відповідний графік у координатах, де абсцисою є логарифми ранжованих у порядку зменшення вибірових даних, а ординатою – відповідні значення кумулятивної суми.

5. Знаходять розмах R між глобальними максимальним та мінімальним значеннями кумулятивної суми всіх відхилень.

6. Знаходять стандартне відхилення всіх емпіричних точок від лінійної регресії S .

7. Знаходять значення відношення R/S , яке порівнюють з даними із табл. 6.1. У випадку, коли розраховане значення перевищує наведене у табл. 6.1 значення, приймається рішення, що лінійність не дотримується. Тоді доцільно використовувати багатосегментну регресію.

6.3. Побудова моделей надійності на основі статистичних даних щодо експлуатації радіолокаційної станції

Процес оброблення статистичних даних виконується на всіх етапах життєвого циклу радіотехнічних засобів. Одним із джерел статистичних даних для обробки є напрацювання на відмову конкретного радіотехнічного засобу. Під час обробки даних для вирішення ряду задач застосовуються теоретичні (аналітичні) криві забезпеченості ($q-q$ plot), які для випадку теорії надійності представляють собою залежності ймовірності безвідмовної роботи від сукупності статистичних даних щодо напрацювань на відмову.

Аналіз літератури показав, що питанням використання методів апроксимації емпіричних даних з використанням полігональних регресій (ломаних ліній) в теорії надійності та експлуатації приділена недостатня увага. Використання полігональних регресій у теорії надійності могло б дозволити більш коректно розраховувати величини екстремальних ймовірностей виникнення відмов у радіотехнічних засобах (мінімальне значення відмови для рівня значимості $p = 0.01$ та $p = 0.001$). Потреби визначення екстремальних значень напрацювань (мінімальних та максимальних значень) виникають для визначення, наприклад, періодичності технічного обслуговування або ресурсу НЗА.

Прагнення описати сукупність випадкових величин єдиним законом розподілу ймовірностей (наприклад, трьох та чотирьох параметричною) є достатньо складним. Доцільність використання полігональної регресії у під час вирішення такого типу задач була розглянута в [78, 216, 219].

Побудова кривої забезпеченості ($q-q$ plot) зводиться до нанесення ранжованих даних логарифмів відмов $\ln(t_i)$ на сітку квантилів $V(P_i)$ нормального

розподілу. У випадку побудови лінійної апроксимації $y(x) = c_0 + c_1x$ її коефіцієнти c_0 та c_1 знаходимо із системи рівнянь

$$\begin{cases} nc_0 + c_1 \sum_i x_i = \sum_i y_i, \\ c_0 \sum_i x_i + c_1 \sum_i (x_i)^2 = \sum_i x_i y_i, \end{cases}$$

де n – обсяг вибірки.

Аналітичні співвідношення для коефіцієнтів лінійної апроксимації визначаються як

$$c_0 = \frac{\sum_i y_i \sum_i (x_i)^2 - \sum_i x_i y_i \sum_i x_i}{n \sum_i (x_i)^2 - \left(\sum_i x_i \right)^2},$$

$$c_1 = \frac{n \sum_i x_i y_i - \sum_i x_i \sum_i y_i}{n \sum_i (x_i)^2 - \left(\sum_i x_i \right)^2}.$$

Розглянемо випадок апроксимації за допомогою кусково-лінійної полігональної регресії. Тоді при цьому $y(x) = c_0 + c_1x + c_2x^+$, де $x^+ = xh(x)$, де $h(x)$ – функція Хевісайда. Коефіцієнти c_0 , c_1 та c_2 знаходимо, вирішуючи системи рівнянь

$$\begin{cases} nc_0 + c_1 \sum_i x_i + c_2 \sum_i x_i^+ = \sum_i y_i, \\ c_0 \sum_i x_i + c_1 \sum_i (x_i)^2 + c_2 \sum_i x_i x_i^+ = \sum_i x_i y_i, \\ c_0 \sum_i x_i^+ + c_1 \sum_i x_i x_i^+ + c_2 \sum_i (x_i^+)^2 = \sum_i x_i^+ y_i. \end{cases}$$

Використання багатосегментної регресії передбачає знаходження точки переходу від однієї лінії до іншої (точки перемикання). У цьому випадку розглядається найпростіший випадок багатосегментної регресії, коли точка перемикання відповідає медіані розподілу ($V(0.5) = 0$).

У загальному випадку задача побудови кривих забезпеченості за допомогою багатосегментної регресії може бути вирішена трьома варіантами методів: графічним, графоаналітичним та аналітичним.

Розглянемо запропоновану методику побудови q-q plot на конкретному прикладі аналізування статистичних даних. Джерелом даних для аналізу була обрана статистика відмов вторинного радіолокатора “Корінь-АС”. Результати побудови кривої забезпеченості для досліджуваного варіанту напрацювань між відмовами наведені на рис. 6.2. Ця статистика відмов являє собою експоненціально розподілену випадкову величину.

На рис. 6.2 у вигляді точок на сітці квантилів нормального розподілу нанесені логарифми відмов радіотехнічного засобу в порядку зменшення за їх абсолютним значенням. Пунктирною лінією зображена лінійна апроксимація вибірових даних, а суцільною лінією – апроксимація за допомогою кусково-лінійної двосегментної регресії у точці перемикання ($V(0.5) = 0$).

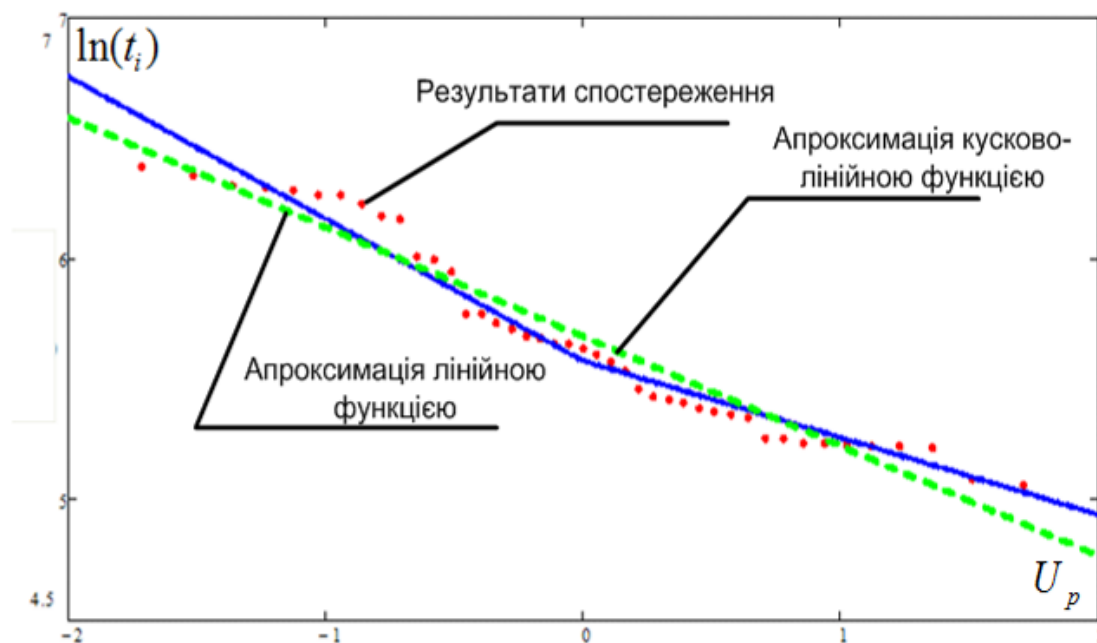


Рис.6.2. Побудова кривих забезпеченості значень напрацювання на відмову

Після розрахунку коефіцієнтів лінійної та кусково-лінійної апроксимації для наведеного випадку статистичних даних можна записати аналітичні співвідношення для відповідних апроксимуючих функцій

$$y(x) = 5.677 - 0.455x,$$

$$y(x) = 5.575 - 0.591x + 0.271x^+.$$

Кумулятивна крива залишків являє собою накопичену послідовність відхилень дійсних вибірових значень від апроксимаційної функції, взятих з відповідними знаками. Кумулятивна крива може бути описана співвідношенням

$$K_i = \sum_{j=1}^i (\ln(t_j) - y(x_j)).$$

Кумулятивні криві залишків для лінійної апроксимації та полігональної регресії вибірових даних наведені на рис. 6.2.

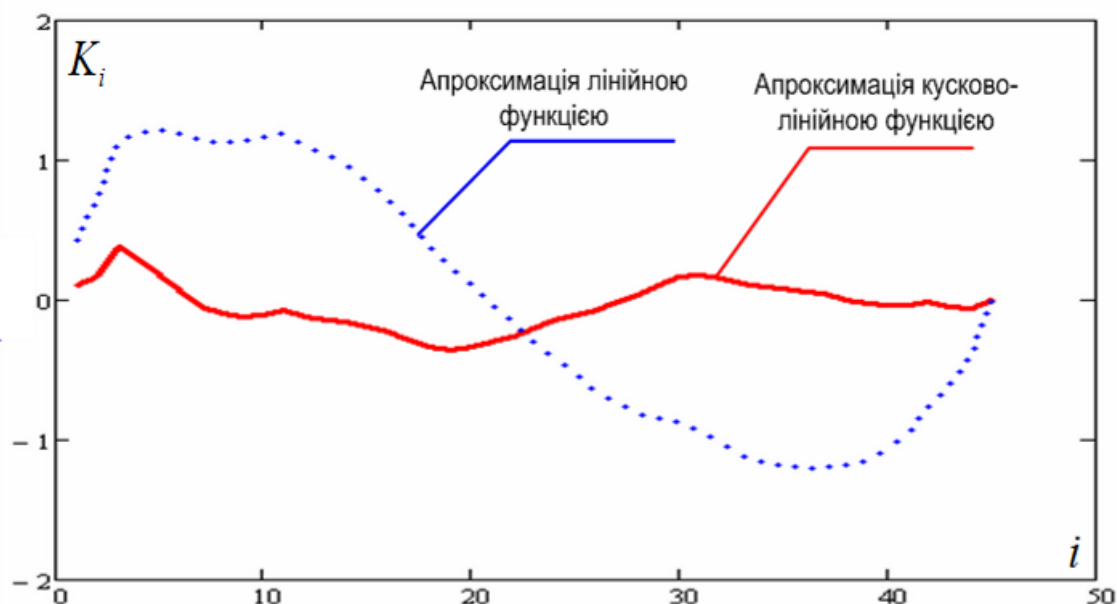


Рис. 6.3. Порівняння кумулятивних кривих залишків для випадку єдиної лінійної та полігональної регресії

Обчислене значення відношення $R/S = 13.587$ перевищує відповідне табличне порогове значення, що становить $R/S = 13.229$ (табл. 6.1). Це свідчить про доцільність використання двосегментної регресії для опису статистичних даних щодо напрацювань між відмовами НЗА (з рівнем довірчої імовірності 0.99).

Як засвідчили результати обробки експериментальних даних, запропонована методика дозволяє виконати більш ефективну оцінку показників надійності НЗА. Отримані результати можуть бути використані для обробки статистичних даних

під час розробки, функціонування та модернізації систем експлуатації радіотехнічних засобів забезпечення польотів. В цілому результати цих досліджень наведені в роботах [116, 218, 263].

6.4. Побудова моделей надійності на основі статистичних даних щодо експлуатації електронної частини вітрогенератора

Проблема отримання електроенергії є однією із найважливіших у сучасній промисловості України. Виробництво електроенергії може бути здійснено шляхом використання атомних електростанцій, гідроелектростанцій, теплових електростанцій тощо. Проте використання цих електростанцій значно впливає на забруднення навколишнього середовища та погіршення рівня екологічної безпеки. При цьому існують екологічно чисті методи отримання електроенергії, такі як використання енергії Сонця (за допомогою сонячних колекторів), енергії вітру (за допомогою вітряних генераторів) тощо.

Відповідно до Енергетичної стратегії України на період до 2035 року планується забезпечити розвиток мережевої інфраструктури вітрової та сонячної енергетики, проведення стабільної та прогнозованої політики щодо стимулювання будівництва вітрової та сонячної енергетичної системи, а також сприяння створенню системи прогнозування генерації електроенергії. Крім того, орієнтовний прогноз виробництва електроенергії на 2035 рік за рахунок енергії Сонця та вітру складає 25 ТВт·год.

Згідно зі статистичними даними за загальною чистою встановленою потужністю 168.7 ГВт, енергія вітру залишається другою за величиною формою потужності виробництва електроенергії в Європейському Союзі, наближаючись при цьому до газових установок [154]. Перевагами вітрової енергетики є низька собівартість, нульова вартість паливної складової, невичерпність джерела енергії, відсутність ризиків, пов'язаних із нестабільністю цін на викопне паливо, надійність поставок, модульний дизайн, швидкий монтаж тощо [237].

Вітряні генератори призначені для перетворення енергії вітрового потоку в енергію обертання ротора з подальшим її перетворенням в електроенергію. В

цілому, вітровий генератор є складною технічною системою [15]. Тому для підвищення ефективності його використання за призначенням можуть використовуватися системи експлуатації.

Як відомо, для опису надійнісних характеристик технічних засобів можуть використовуватися різні закони розподілу напрацювання між відмовами та тривалості відновлення. До цих законів відносять розподіл Вейбулла, експоненціальний розподіл, інверсний гаусівський розподіл, розподіл Бірнбаума-Саундерса тощо [55]. Проте для спрощення розрахунків в інженерних додатках широко використовують експоненціальний закон розподілу.

Знання же дійсної (реальної) моделі експлуатаційних статистичних даних дозволяє більш адекватно виконувати управління процесом експлуатації обладнання, що в свою чергу збільшує ефективність системи експлуатації.

Виконаємо побудову моделі для реальних статистичних даних, отриманих в процесі експлуатації вітрогенератора USW 56-100. Дані щодо напрацювань між відмовами електронної частини вітрогенератора наведені в табл. 6.2.

Таблиця 6.2.

Дані щодо напрацювань між відмовами вітрогенератора

Напрацювання між відмовами, години					
2445	330	73	992	3736	96
1163	3750	589	44	5986	6223
1885	3473	3032	10825	3321	5007
11331	14493	643	5566	1734	1872
4737	397	1012	1257	1788	1884
11	1875	1739	352	1885	3473

За сумарний час використання за призначенням цього вітрогенератора було спостережено 36 відмов з середнім напрацюванням між відмовами 3026 годин.

Перевіримо гіпотезу щодо експоненціальної моделі напрацювання між відмовами за стандартною методикою критерію згоди χ^2 -квадрат. Початкові дані щодо відмов є джерелом для побудови гістограми, яка наведена на рис. 6.4.

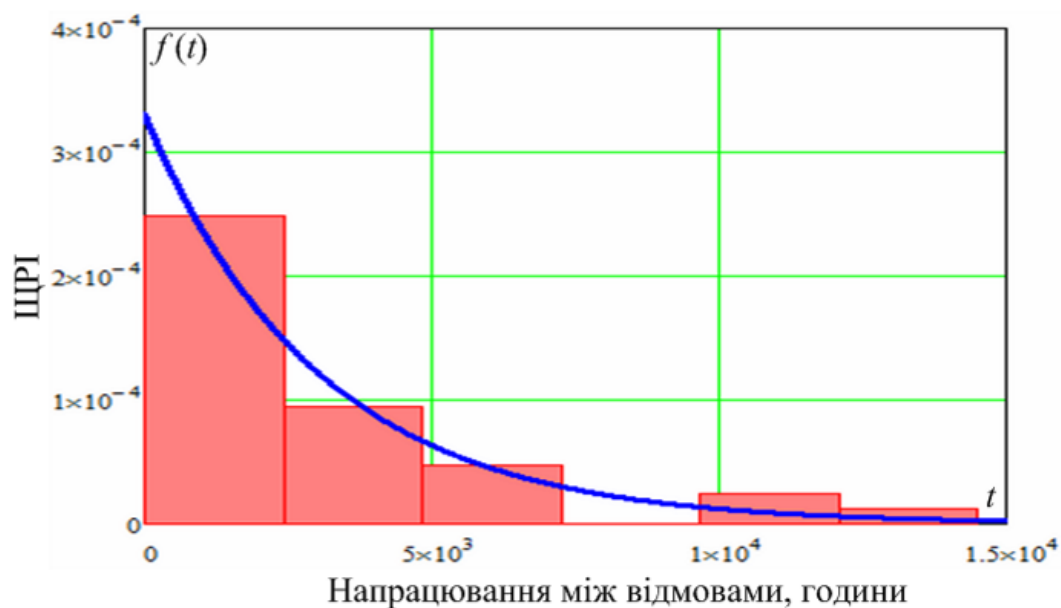


Рис. 6.4. ЩРІ напрацювань між відмовами

На рис. 6.4 окрім того наведена щільність розподілу імовірностей теоретичного експоненціального розподілу:

$$f_0(t) = 3.304 \cdot 10^{-4} e^{-3.304 \cdot 10^{-4} t} h(t),$$

де $h(t)$ – функція Хевісайда.

Розраховане значення показника хі-квадрат становить:

$$\chi_{\text{calc}}^2 = 3.874,$$

що менше порогового значення $\chi_{\text{th}}^2 = 9.5$, а отже гіпотеза про експоненціальний закон розподілу напрацювань між відмовами приймається з рівнем значущості 0.05.

Розглянемо дані щодо відновлень вітрогенератора, які наведені в табл. 6.3.

При цьому слід зауважити, що під час проведення планових технічних обслуговувань було спостережено також знос підшипників та тріщину на лопасті вітрогенератора, що спричиняло простій обладнання на 1560 та 4618 годин відповідно. Ці тривалості простоїв у подальших розрахунках враховувати не будемо, оскільки розглядаємо лише події пов'язані з електронним обладнанням вітрогенератора.

Таблиця 6.3.

Дані щодо напрацювань між відмовами вітрогенератора

Тривалості відновлень вітрогенератора, години					
3	25	24	4	6	99
3.5	178	111	20	72	9
3	3	0,5	2	2	10
9	2.5	214	11	21	1.5
2.5	120.5	201	226	481	102
2	303.5	164	3.5	15	354

Середній час ремонту становить 78 годин.

Перевіривши знов гіпотезу про експоненціальний закон розподілу тривалостей відновлень за методикою хі-квадрат, прийнявши п'ять інтервалів групування отримаємо

$$\chi_{\text{calc}}^2 = 5.762,$$

що менше порогового значення $\chi_{\text{th}}^2 = 7.8$, а отже гіпотеза про експоненціальний закон розподілу часу ремонту обладнання приймається з рівнем значущості 0.05.

Отже, ЩРІ тривалості відновлення:

$$f_1(t) = 0.013e^{-0.013t} h(t).$$

З'ясуємо модель коефіцієнту готовності.

У імовірнісному розумінні коефіцієнт готовності дорівнює відношенню середнього напрацювання між відмовами до суми середнього напрацювання між відмовами та середньої тривалості ремонту. У статистичному сенсі коефіцієнт готовності визначається як:

$$K_r = \frac{\hat{T}_0}{\hat{T}_0 + \hat{T}_R},$$

де \hat{T}_0 та \hat{T}_R – оцінки середнього напрацювання між відмовами та середньої тривалості ремонту.

Для випадку експоненціальних моделей відомо, що середнє значення розподілу підпорядковується хі-квадрат розподілу [137]. Тому для розглянутих

статистичних даних розподіли середнього напрацювання між відмовами та середньої тривалості ремонту можна записати так:

$$f_{\hat{t}_0}(t) = 5 \cdot 10^{-110} t^{35} e^{-0,011895t} h(t),$$

$$f_{\hat{t}_R}(t) = 7,793 \cdot 10^{-53} t^{35} e^{-0,4614t} h(t).$$

Використовуючи стандартну методику функціональних перетворень системи двох випадкових величин, у загальному випадку отримаємо

$$f(K_r) = \frac{1}{(1 - K_r)^2} \int_0^{\infty} t f_{\hat{t}_0}\left(\frac{K_r t}{(1 - K_r)}\right) f_{\hat{t}_R}(t) dt.$$

Вирішивши цей інтеграл, знаходимо вираз для ЩРІ коефіцієнта готовності:

$$f(K_r) = \frac{5,117 \cdot 10^{-36} K_r^{35} (1 - K_r)^{35}}{(1 - 0,9742 K_r)^{72}}, \quad 0 \leq K_r \leq 1.$$

Відповідна ЩРІ коефіцієнта готовності наведена на рис. 6.5.

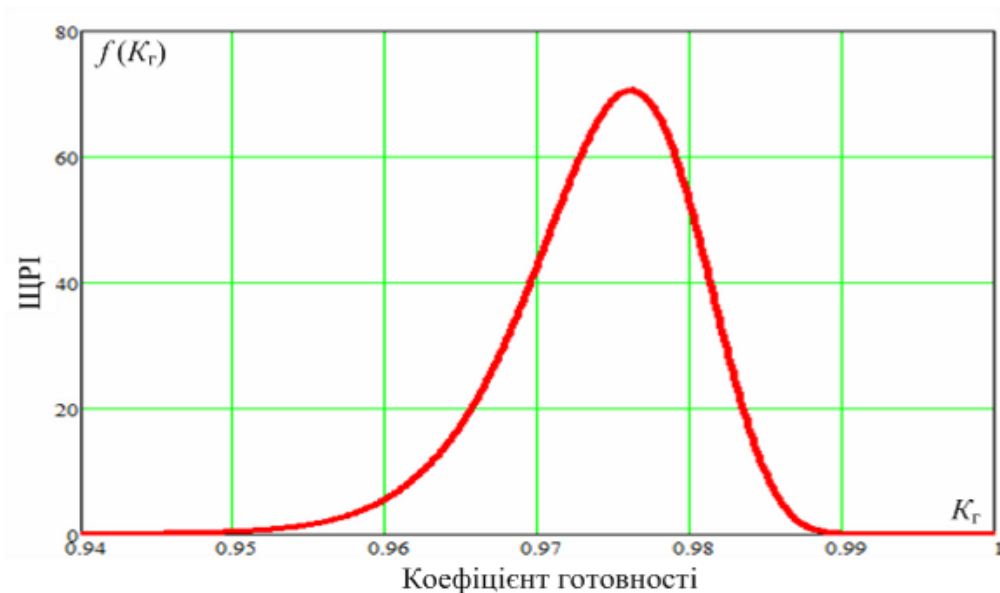


Рис. 6.5. ЩРІ коефіцієнта готовності

Розраховане значення коефіцієнта готовності за даними щодо експлуатації вітрогенератора складає 0.975. Як видно з рис. 6.5 це значення знаходиться в межах суттєвих значень розрахованої ЩРІ.

В цілому моделі коефіцієнту готовності для різних ЩРІ напрацювань між відмовами та тривалості відновлення наведені в [137].

Іноді виникають потреби визначення екстремальних значень напрацювань (мінімальних та максимальних значень) для розрахунку, наприклад, періодичності технічного обслуговування або ресурсу вітрогенераторних установок. Для побудови математичних моделей та перевірки гіпотез щодо приналежності статистичних даних до певного типу розподілу у математичній статистиці використовуються графіки типу p-p plot та q-q plot.

Розглянемо процедури побудови математичної моделі реальних статистичних даних (табл. 6.2) з використанням q-q plot. В якості перевірконого типу розподілу використовуватимемо нормальний $N(0; 1)$ і експоненціальний з параметром розподілу $\lambda = 3.304 \cdot 10^{-4}$.

Емпіричні ймовірності для кожної точки визначаються за формулою (6.4), а квантілі розподілу – за формулою (6.5). Побудова q-q plot зводиться до нанесення ранжованих даних логарифмів відмов $\ln(t_i)$ на сітку квантилів.

Далі отримана залежність апроксимується лінійною та кусково-лінійною функцією за методом найменших квадратів. У випадку нормального теоретичного розподілу вважаємо, що точка перемикання відповідає медіані розподілу.

Після розрахунку коефіцієнтів лінійної та кусково-лінійної апроксимації для наведеного випадку статистичних даних можна записати аналітичні співвідношення для відповідних апроксимуючих функцій

$$y(x) = 7.264 + 1.614x,$$

$$y(x) = 7.858 + 2.409x - 1.589x^+.$$

На рис. 6.6 наведені дані на q-q plot для нормального теоретичного розподілу та їх апроксимація лінійною (LNM) та кусково-лінійною функцією (PWNM).

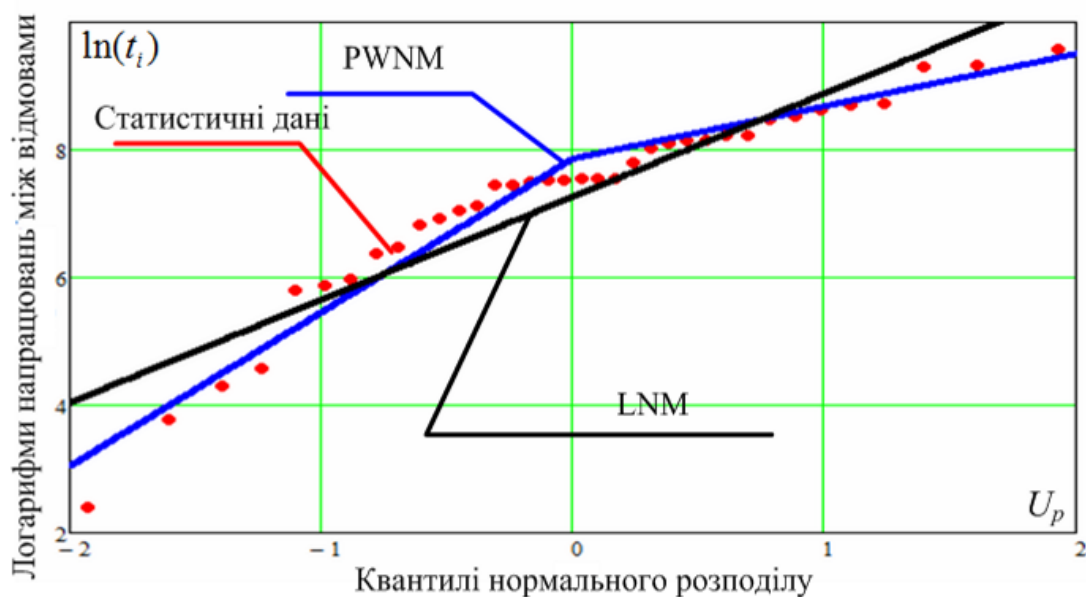


Рис. 6.6. Q-q plot для випадку нормального розподілу

Тестування статистичних даних на лінійність за методикою, наведеною в параграфі 6.2, засвідчило нелінійність цих даних. Тому більш адекватною є кусково-лінійна апроксимація статистичних даних для знаходження екстремальних значень розподілу.

Виконаємо аналогічні розрахунки для випадку експоненціального теоретичного розподілу, отримаємо аналітичні співвідношення для відповідних апроксимуючих функцій:

$$y(x) = -572.7 + 1.249x,$$

$$y(x) = -72.868 + 0.968x + 0.726(x - 5039)^+.$$

Однак у цьому випадку слід відзначити дві особливості. По-перше, q-q plot відмічаються не логарифми, а дійсні значення напрацювань між відмовами. По-друге, під час апроксимації кусково-лінійною функцією виконувалась оптимізація точки перемикання $x_{\text{перопт}}$ за правилом:

$$x_{\text{перопт}} = \inf (s \in \mathbf{R} : \sigma(s) \leq \sigma(x_{\text{пер}i})),$$

де $\sigma(x_{\text{пер}i})$ – стандартне відхилення статистичних даних від значень кусково-лінійної апроксимуючої функції за всіх можливих значень точок перемикавання $x_{\text{пер}i}$.

На рис. 6.7 наведені дані на q-q plot для експоненціального теоретичного розподілу та їх апроксимація лінійною (LEM) та кусково-лінійною функцією (PWEM).

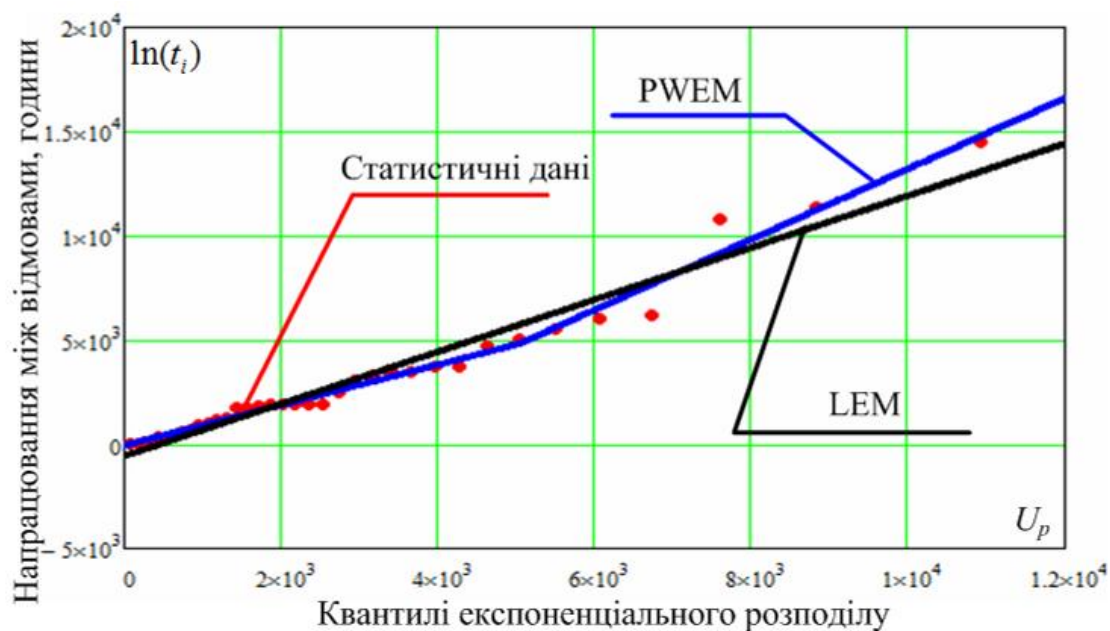


Рис. 6.7. Q-q plot у випадку експоненціального розподілу

Тестування статистичних даних на цьому q-q plot за методикою, наведеною в параграфі 6.2, також засвідчило нелінійність цих даних. Отже, для визначення екстремальних значень у цьому випадку також доречно використовувати кусково-лінійну апроксимацію.

Чотири моделі (LNM, PWNM, LEM, PWEM) для опису статистичних даних, розрахованих під час цього дослідження, можуть бути використані для вирішення завдань прогнозування. Результати розрахунку екстремальних значень розподілу підтвердили переваги полігональних моделей, які більш адекватно описують статистичні дані (найменше стандартне відхилення, що дорівнює 434.75, має модель PWEM).

Результати прогнозування екстремальних значень для різних математичних моделей опису статистичних даних наведені в табл. 6.4.

Таблиця 6.4.

Результати прогнозування

P_i	0.9	0.95	0.99	0.995	0.999
LNM	11300	20310	61020	91270	209400
PWNM	7392	9955	17400	21350	32540
LEM	8132	10750	16840	19460	25540
PWEM	8072	11630	19880	23430	31680

Моделі засновані на лінійній апроксимації дають завищені (у випадку нормальної сітки квантилів) або занижені (у випадку експоненціальної сітки квантилів та значень P_i близьких до одиниці) оцінки прогнозованих величин.

Результати цього дослідження наведені в [159].

6.5. Побудова математичної моделі визначального параметру електронної частини вітрогенератора

Під час експлуатації вітрових енергетичних установок важливим питанням є побудова найбільш адекватної моделі опису залежності вихідного струму вітряної турбіни від швидкості вітру. Ці залежності відрізняються одна від одної в залежності від типу вітрової установки. При цьому вихідний струм вітряної турбіни є її визначальним параметром.

Аналіз літератури в галузі статистичної обробки емпіричних даних [18, 107, 214] показав, що для їх математичного опису зазвичай використовуються поліноми другого, третього та вищих порядків без точок перемикання навіть у випадках, коли сукупність даних різко змінює геометричну структуру (тобто має місце розрив похідної). Зміна структури передбачає наявність декількох сегментів та точок їх перемикання з їх окремою апроксимацією [213, 214].

Розглянемо методику побудови та аналізу математичної моделі для конкретного прикладу статистичних даних щодо зміни визначального параметру вітряної турбіни. Приклад експлуатаційних даних для вітряних енергоустановок наведений в табл. 6.5 [77, 215].

Таблиця 6.5

Залежність вихідного струму вітрогенератора від швидкості вітру

Номер спостереження i	1	2	3	4	5
Швидкість вітру x_i , mph	5.00	6.00	3.40	2.70	10.00
Вихідний струм y_i , А	1.582	1.822	1.057	0.500	2.236
Номер спостереження i	6	7	8	9	10
Швидкість вітру x_i , mph	9.70	9.55	3.05	8.15	6.20
Вихідний струм y_i , А	2.386	2.294	0.558	2.166	1.866
Номер спостереження i	11	12	13	14	15
Швидкість вітру x_i , mph	2.90	6.35	4.60	5.80	7.40
Вихідний струм y_i , А	0.653	1.930	1.562	1.737	2.088
Номер спостереження i	16	17	18	19	20
Швидкість вітру x_i , mph	3.60	7.85	8.80	7.00	5.45
Вихідний струм y_i , А	1.137	2.179	2.112	1.800	1.501
Номер спостереження i	21	22	23	24	25
Швидкість вітру x_i , mph	9.10	10.20	4.10	3.95	2.45
Вихідний струм y_i , А	2.303	2.310	1.194	1.144	0.123

Побудова найбільш коректної математичної моделі надасть можливість з високою точністю визначати та прогнозувати отриману силу струму вітрової установки навіть в умовах мінімальної кількості статистичних даних.

Візуальний аналіз наведених даних дозволяє зробити попередній висновок щодо їх нелінійності. Для остаточного числового та імовірнісного висновку необхідно виконати більш детальний статистичний аналіз. Для цього використаємо методику перевірки даних на лінійність. Виконаємо апроксимацію досліджуваних даних лінійною регресією за допомогою звичайного методу найменших квадратів. Отримане рівняння прямої лінії має такий вигляд:

$$y_1(x) = 0.131 + 0.241x. \quad (6.8)$$

Після знаходження кумулятивної кривої залишків обчислюємо відношення максимального розмаху до стандартного відхилення, яке для досліджуваного прикладу складає 11.376. Тому з довірчою ймовірністю 0.99 можна стверджувати, що досліджувані дані є суцільно нелінійними [73].

Стандартне відхилення для першого варіанту апроксимації складає 0.236.

Виконаємо апроксимацію досліджуваних даних з використанням єдиної параболи другого степеню та методу найменших квадратів. Отримане рівняння має такий вигляд:

$$y_2(x) = -1,156 + 0,723x - 0,038x^2. \quad (6.9)$$

Стандартне відхилення для другого варіанту апроксимації складає 0.123.

Графічний вигляд емпіричних даних та їх апроксимації за допомогою лінійної та параболічної функцій відповідно до формул (6.8) та (6.9) наведені на рис. 6.8.

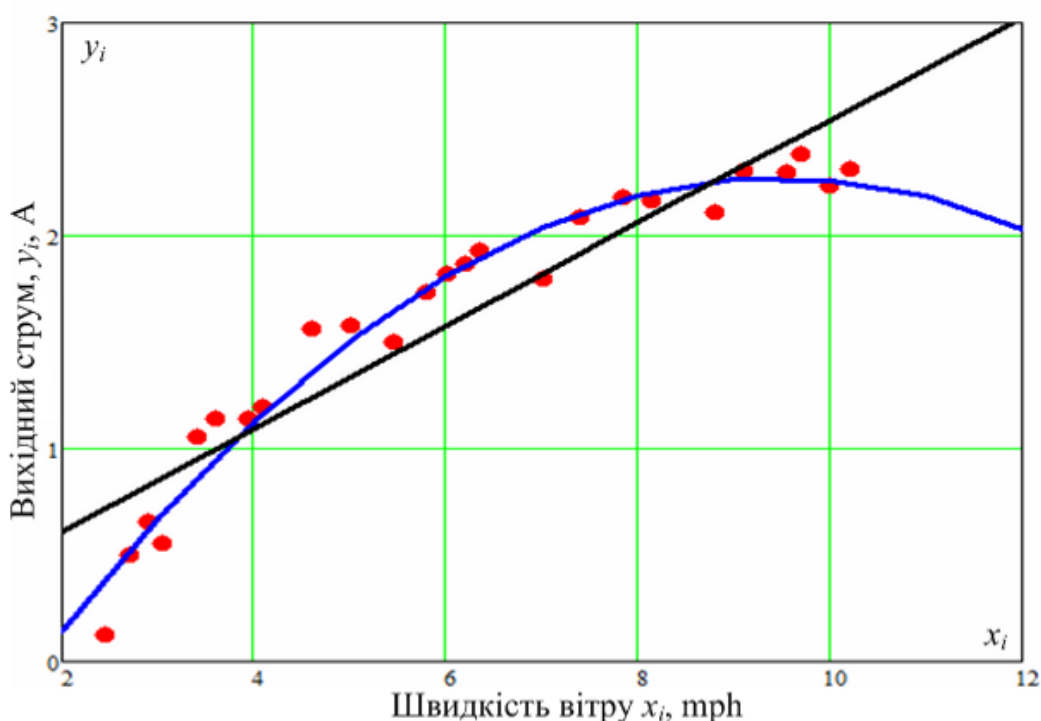


Рис. 6.8. Апроксимація емпіричних даних за допомогою лінійної та параболічної функцій

Аналіз показав, що отримана парабола має екстремум у точці з абсцисою $x=9.482$. Тому можна зробити висновок, що апроксимація параболою не достатньо відповідає практиці експлуатації вітряних установок, оскільки після максимуму спостерігається різкий спад залежності.

Наступним етапом побудови математичної моделі є перевірка можливості апроксимувати досліджувані дані за допомогою двосегментної параболи (сплайн

другого ступеню). У загальному випадку рівняння такої параболи може бути записане наступним чином:

$$y_3(x) = c_0 + c_1x + c_2x^2 + c_3(x - x_{\text{пер}})_+^2,$$

$$(x - x_{\text{пер}})_+ = (x - x_{\text{пер}})h(x - x_{\text{пер}}).$$

Візуальний аналіз даних дозволяє встановити область можливих значень абсцис точок перемикавання. Розглянемо п'ять варіантів точок перемикавання в інтервалі $x \in [2.9; 5.45]$. При цьому всі рівняння двосегментної регресії отримуємо з використанням звичайного методу найменших квадратів.

Значення невідомих коефіцієнтів c_0, c_1, c_2, c_3 та стандартні відхилення σ для п'яти варіантів абсцис точок перемикавання $x_{\text{пер}}$ наведені в табл. 6.6.

Таблиця 6.6

Коефіцієнти апроксимуючої функції та стандартні відхилення для різних варіантів значень абсциси точок перемикавання

$x_{\text{пер}}$	2.9	3.4	3.95	4.6	5.45
c_0	-16.715	-6.662	-4.144	-2.98	-2.263
c_1	11.564	4.115	2.402	1.677	1.267
c_2	-1.916	-0.549	-0.264	-0.155	-0.099
c_3	1.884	0.522	0.241	0.137	0.088
σ	0.104	0.097	0.093	0.095	0.101

Навіть візуальний аналіз даних із табл. 6.6 показує, що оптимальне значення абсциси точки перемикавання повинно знаходитися поблизу значення $x_{\text{пер}} \approx 3.95$.

Для більш точного визначення оптимального значення абсциси точки перемикавання виконаємо апроксимацію даних із табл. 6.6 з використанням звичайної параболи другого порядку за методом найменших квадратів. В наслідок цього було отримано рівняння:

$$\sigma(x_{\text{пер}}) = 0.195 - 0.048x_{\text{пер}} + 5.575 \cdot 10^{-3}x_{\text{пер}}^2.$$

Обчисливши першу похідну та прирівнявши її нулю, можна визначити оптимальне значення абсциси точки перемикавання:

$$x_{\text{перопт}} = 4.266.$$

Тоді для розрахованого оптимального значення абсциси точки перемикання може бути знайдене оптимальне рівняння двосегментної параболічної регресії, яке для заданого випадку матиме наступний вигляд:

$$y_{3\text{опт}}(x) = -3.429 + 1.951x - 0.195x^2 + 0.174(x - 4.266)_+^2. \quad (6.10)$$

Стандартне відхилення для третього варіанту апроксимації складає 0.094.

Інший варіант двосегментної параболічної апроксимації може бути здійснений на основі більш загального рівняння з додатковим коефіцієнтом c_4 . Апроксимуюча функція при цьому матиме такий вигляд:

$$y_4(x) = c_0 + c_1x + c_2x^2 + c_3(x - x_{\text{пер}})_+ + c_4(x - x_{\text{пер}})_+^2.$$

Виконаємо аналогічну процедуру оптимізації абсциси точки перемикання для п'яти варіантів її можливих значень в інтервалі $x \in [4.6; 6]$. Значення невідомих коефіцієнтів c_0, c_1, c_2, c_3, c_4 та стандартні відхилення σ для п'яти варіантів абсцис точок перемикання $x_{\text{пер}}$ наведені в табл. 6.7.

Таблиця 6.7

Коефіцієнти апроксимуючої функції та стандартні відхилення для різних варіантів значень абсциси точок перемикання

$x_{\text{пер}}$	4.6	5	5.45	5.8	6
c_0	-3.167	-3.134	-2.968	-2.558	-2.383
c_1	1.789	1.765	1.661	1.429	1.333
c_2	-0.171	-0.166	-0.15	-0.119	-0.107
c_3	0.048	0.167	0.263	0.212	0.192
c_4	0.151	0.144	0.121	0.093	0.081
σ	0.097	0.097	0.095	0.101	0.103

Залежність стандартного відхилення від значень абсциси точки перемикання може бути апроксимоване параболою вигляду:

$$\sigma(x_{\text{пер}}) = 0.348 - 0.099x_{\text{пер}} + 9.681 \cdot 10^{-3} x_{\text{пер}}^2.$$

Оптимальне значення абсциси точки перемикання для цього рівняння:

$$x_{\text{перопт}} = 5.106.$$

Тоді оптимальне рівняння другого варіанту двосегментної параболічної регресії матиме наступний вигляд:

$$y_{4\text{опт}}(x) = -3.076 + 1.728x - 0.161x^2 + 0.18(x - 5.106)_+ + 0.138(x - 5.106)_+^2. \quad (6.11)$$

Стандартне відхилення для четвертого варіанту апроксимації складає 0.096.

Ще одним варіантом двосегментної апроксимації може бути лінійно-квадратична двосегментна регресія. У цьому випадку перший сегмент описується параболою другого степеню, а другий – прямою лінією. Така апроксимуюча функція має першу похідну без розривів. Рівняння апроксимуючої функції можна записати як:

$$y_5(x) = c_0 + c_1x + c_2x^2 - c_2(x - x_{\text{пер}})_+^2.$$

Виконаємо аналогічну процедуру оптимізації абсциси точки перемикання для п'яти варіантів її можливих значень в інтервалі $x \in [4.6; 7.4]$. Значення невідомих коефіцієнтів c_0, c_1, c_2 та стандартні відхилення σ для п'яти варіантів абсцис точок перемикання $x_{\text{пер}}$ наведені в табл. 6.8.

Таблиця 6.8

Коефіцієнти апроксимуючої функції та стандартні відхилення для різних варіантів значень абсциси точок перемикання

$x_{\text{пер}}$	4.6	5.45	6	6.35	7.4
c_0	-3.836	-2.556	-2.079	-1.861	-1.456
c_1	2.155	1.42	1.168	1.057	0.859
c_2	-0.216	-0.117	-0.086	-0.074	-0.052
σ	0.11	0.102	0.104	0.106	0.113

Рівняння квадратичної залежності $\sigma(x_{\text{пер}})$ та відповідна йому оптимальна абсциса становлять:

$$\sigma(x_{\text{пер}}) = 0.231 - 0.044x_{\text{пер}} + 3.825 \cdot 10^{-3}x_{\text{пер}}^2.$$

$$x_{\text{перопт}} = 5.782.$$

Тоді підсумкове рівняння для третього варіанту сегментної регресії матиме вигляд:

$$y_{5\text{opt}}(x) = -2.231 + 1.247x - 0.096x^2 + 0.096(x - 5.782)^2 h(x - 5.782). \quad (6.12)$$

Стандартне відхилення для п'ятого варіанту апроксимації складає 0.103.

Графічний вигляд емпіричних даних та їх апроксимації за допомогою трьох варіантів сегментної регресії відповідно до формул (6.10), (6.11) та (6.12) наведені на рис. 6.9. На рис. 6.9 видно, що регресії (6.10) та (6.11) накладаються одна на одну.

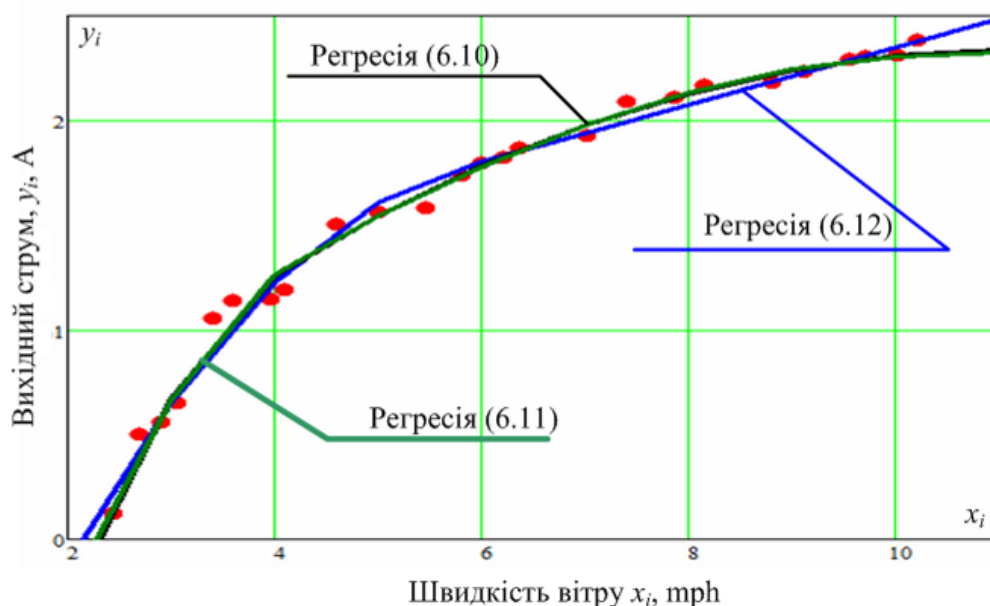


Рис. 6.9. Апроксимація емпіричних даних за допомогою сегментних регресій

Отже, за критерієм мінімуму стандартного відхилення найкращою математичною моделлю для досліджуваних даних є двосегментна параболічна апроксимації за формулою (6.10).

В цілому, запропонований метод сегментної апроксимації заснований на введенні двох додаткових аспектів: використанні функції Хевісайда для отримання загального математичного рівняння та визначення оптимальної абсциси точки перемикання. Такий підхід надав можливість отримання значно меншого значення стандартного відхилення, що навіть у разі використання

найгіршого варіанту моделі має виграш 16 % у порівнянні з єдиною квадратичною регресією.

Статистичний аналіз експлуатаційних даних дозволив встановити, що регресія (6.8) непридатна для використання внаслідок неврахування нелінійності даних. Регресія (6.9) має недолік у вигляді наявності максимуму. Регресії (6.10) та (6.11) ускладнені за рахунок використання більшої кількості невідомих коефіцієнтів апроксимуючих функції. Тому в якості найкращої та найбільш простої з точки зору розрахункових властивостей була обрана регресія (6.12) з прямолінійним сегментом.

Результати дослідження також наведені в роботах [6, 7, 77].

Висновки до шостого розділу

Дослідження, проведені в шостому розділі, надали змогу отримати наступні результати:

1. Аналіз показав, що під час побудови математичних моделей визначальних параметрів та показників надійності електронного обладнання доцільно використовувати багатосегментні регресії з оптимізацією точок перемикання. Це дозволяє підвищити точність апроксимації емпіричних експлуатаційних даних, за рахунок чого можуть бути отримані більш якісні оцінки прогнозованих екстремальних параметрів вибірки.

2. Подальшого вдосконалення набув метод тестування статистичних даних на лінійність, а саме розширена таблиця критичних значень. Використання методу тестування даних на лінійність є передумовою для обґрунтування можливості використання сегментної регресії.

3. Побудовані моделі показників надійності НЗА на основі оброблення статистичних даних щодо напрацювань на відмову вторинного радіолокатора “Корінь-АС”, що на відміну від існуючих застосовують апарат багатосегментної регресії. Отримані аналітичні співвідношення можуть бути використані для прогнозування ресурсу НЗА.

4. Побудовані моделі показників надійності та визначального параметру електронної частини вітрогенераторної установки на основі оброблення статистичних даних щодо напрацювань на відмову та тривалостей відновлень, а також вимірних значень сили струму. Використання багатосегментної регресії при цьому підвищило точність апроксимації за критерієм мінімуму стандартного відхилення.

Список публікацій здобувача за матеріалами шостого розділу

1. Zaliskyi M., Petrova Yu., Asanov M., Bekirov E. Statistical data processing during wind generators operation. *International Journal of Electrical and Electronic Engineering & Telecommunications*. Vol. 8. No. 1. P. 33–38.

2. Asanov M.M., Zaliskyi M.Yu. Temperature measurement of photovoltaic cells surface. *Електроніка та системи управління*. 2013. № 4 (38). С. 124–127.

3. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Процедура статистичної обробки даних щодо напрацювань на відмову в системі експлуатації радіотехнічних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2013. № 4 (44). С. 82–85.

4. Asanov M., Bekirov E., Solomentsev O., Zaliskyi M. Reducing the influence of the photocell's surface heating on its performance. *Proceedings of the National Aviation University*. 2015. №. 3. P. 55–59.

5. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Методичний підхід для тестування статистичних даних на лінійність. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 4 (52). С. 63–67.

6. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Использование многосегментной регрессии для оценки долговечности конструктивных элементов систем. *Проблеми інформатизації та управління*. 2016. № 1 (53). С. 42–45.

7. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю. Статистичний аналіз даних з використанням двосегментної параболічної регресії. *Наукоємні технології*. 2018. № 2 (Том 38). С. 173–177.

8. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю., Рудий С.В. Статистичний аналіз експлуатаційних даних вітрогенераторної установки. *Вісник Інженерної академії України*. 2018. № 2. С. 254–258.

9. Kuzmyn V.M., Zaliskyi M.Yu., Kozhokhina O.V., Kaminskyi Ye.O. Approximation of time series with multiple switching points. *Новітні технології*. 2019. № 1 (8). С. 6–13.

10. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю., Климчук В.П. Побудова математичних моделей з використанням полісегментної регресії. *Наукоємні технології*. 2020. № 1 (Том 45). С. 11–18.

11. Solomentsev O., Kuzmin V., Zaliskyi M., Zuiev O., Kaminskyi Y. Statistical data processing in radio engineering devices operation system. *Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering (TCSET): Proceedings of IEEE 14th International Conference, Lviv-Slavske, 20 – 24 February 2018, L., 2018*. P. 1–4.

12. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Shcherbyna O., Odarchenko R. Statistical analysis of wind turbine operational data. *The Experience of Designing and Application of CAD Systems (CADSM): Proceedings of 15th International Conference, Polyana-Svalyava (Zakarpattya), 26 February – 2 March 2019*. P. 1–4.

13. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Кузьмин В.М. Побудова кривих забезпеченості експоненціального розподілу за допомогою полігональної регресії. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-методичної конференції, Київ, 28 – 30 листопада 2012 р., К., 2012*. С. 84.

14. А. с. 50905 від 23.08.3013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Побудова тригонометричного многочлена для інтерполяції з підвищеною точністю» / В.П. Денисюк, О.В. Соломенцев, Л.В. Рибачук, М.Ю. Заліський. Опубл. 2.09.2013, Бюл. № 31. 5 с.

РОЗДІЛ 7

ВПРОВАДЖЕННЯ ТА ШЛЯХИ ВИКОРИСТАННЯ ОТРИМАНИХ РЕЗУЛЬТАТІВ ДИСЕРТАЦІЙНОГО ДОСЛІДЖЕННЯ

Одним із основних перевірки достовірності отриманих результатів є процес статистичного моделювання згідно з методом Монте-Карло. Крім того, розробка прикладного програмного продукту для аналізу процедур оброблення експлуатаційних даних є першим етапом для пошуку шляхів використання отриманих результатів дисертаційного дослідження. Програма для моделювання процедур оброблення експлуатаційних даних та процесів прийняття рішення на цього оброблення також може бути використана для пошуку оптимальних параметрів системи експлуатації наземних засобів аеронавігації як на стадіях їх проектування, так і вдосконалення.

Аналіз авіаційно-транспортної системи України показав, що в її організаційній структурі відсутні центри, основною діяльністю яких є оброблення експлуатаційних даних щодо визначальних параметрів та показників надійності наземних засобів аеронавігації, а також характеристик систем їх експлуатації. Наявність таких центрів є запорукою покращення ефективності систем експлуатації НЗА.

Тому метою цього розділу є аналіз можливостей впровадження та шляхів використання отриманих результатів дисертаційного дослідження.

Для досягнення поставленої мети в цьому розділі були вирішені такі задачі: проаналізовані можливості використання Центрів збирання та оброблення експлуатаційних даних; розроблено структуру та контент Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних; розроблено програму для статистичного моделювання процедур оброблення експлуатаційних даних; виконано аналіз результатів статистичного моделювання; розроблено рекомендації щодо впровадження результатів дисертаційного дослідження.

7.1. Структура Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних

Шляхи використання результатів дисертаційної роботи пов'язані з розробкою та впровадженням Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних у системах експлуатації НЗА. Основна мета Центру – це підтримка ефективності функціонування системи експлуатації наземних засобів аеронавігації шляхом оцінки відповідності складових СЕ вимогам, визначення невідповідностей та формування пропозицій щодо коригувальних та запобіжних дій.

Центри мають охоплювати всю предметну область, починаючи від органів державного регулювання до експлуатаційних підрозділів обладнання НЗА відповідно до рис. 1.1.

Структура Центру може розглядатися як сукупність уніфікованих модулів, які включають в себе оператори оброблення даних, серед яких оператори збирання та накопичення даних, оператори формування структурованих баз даних, оператори статистичного оброблення даних, оператори прийняття рішення щодо ступеню відповідності вимогам, оператори прийняття рішень щодо необхідності виконання коригувальних та запобіжних дій, оператори оцінки ефективності СЕ, а також коригувальних та запобіжних дій.

Особливості функціонування Центру пояснюється шляхом аналізу його організаційної структури. Центр має виконувати свої функції на основі правила “Плануй” – “Дій” – “Аналізуй” – “Вдосконалюй”. До речі, це правило є складової методологічного базису оброблення експлуатаційних даних.

У межах кожного модулю пропонується використовувати оператори, які можуть бути класифіковані за наступними групами:

– статистичної обробки даних (А). У межах цієї групи можна розрізнити такі оператори:

а) А1 – статистичного оцінювання параметрів ЩРІ, що описують випадкові процеси функціонування наземних засобів аеронавігації,

б) А2 – статистичної класифікації (виявлення розладнання та погіршення технічного стану), перевірки гіпотез,

в) А3 – фільтрації реалізації спостережуваних процесів,

г) А4 – екстраполяції (прогнозування) тренду реалізацій випадкових спостережуваних процесів;

– формування вибірових сукупностей, що характеризують властивості безвідмовності та ремонтпридатності наземних засобів аеронавігації (Б).

Доцільно виділити також такі групи операторів:

а) Б1 – формує вибірки за весь термін експлуатації,

б) Б2 – формує вибірки для реалізації процедур статистичної обробки даних;

– прийняття рішень щодо відповідності встановленим вимогам або класифікація станів (В);

– формування команд про керуючі (управлінські) впливи (Г). Можна виділити такі групи операторів:

а) Г1 – формує оперативні коригувальні дії,

б) Г2 – формує оперативні попереджувальні дії;

– планування робіт, пов'язаних з функціонуванням всієї СЕ та її окремих елементів (Е);

– виконання розрахунків, пов'язаних з визначенням числових значень різного роду показників (З), а саме:

а) З1 – для розрахунку числових значень показника безперервності обслуговування,

б) З2 – числових значень показника готовності,

в) З3 – числових значень ризиків аеронавігаційного обслуговування;

– оцінки ефективності (Ф). Можна виділити такі групи операторів:

а) Ф1 – оцінки ефективності СЕ в цілому;

б) Ф2 – оцінки ефективності виконання коригувальних та запобіжних дій.

Наведені оператори у загальному випадку є складними та деталізують процес функціонування Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних з урахуванням ієрархічності його побудови для різних об'єктів розгляду предметної галузі.

У межах кожного оператора можна виділити ряд процедур. Узагальнена структура процедур Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних наведена на рис. 7.1.

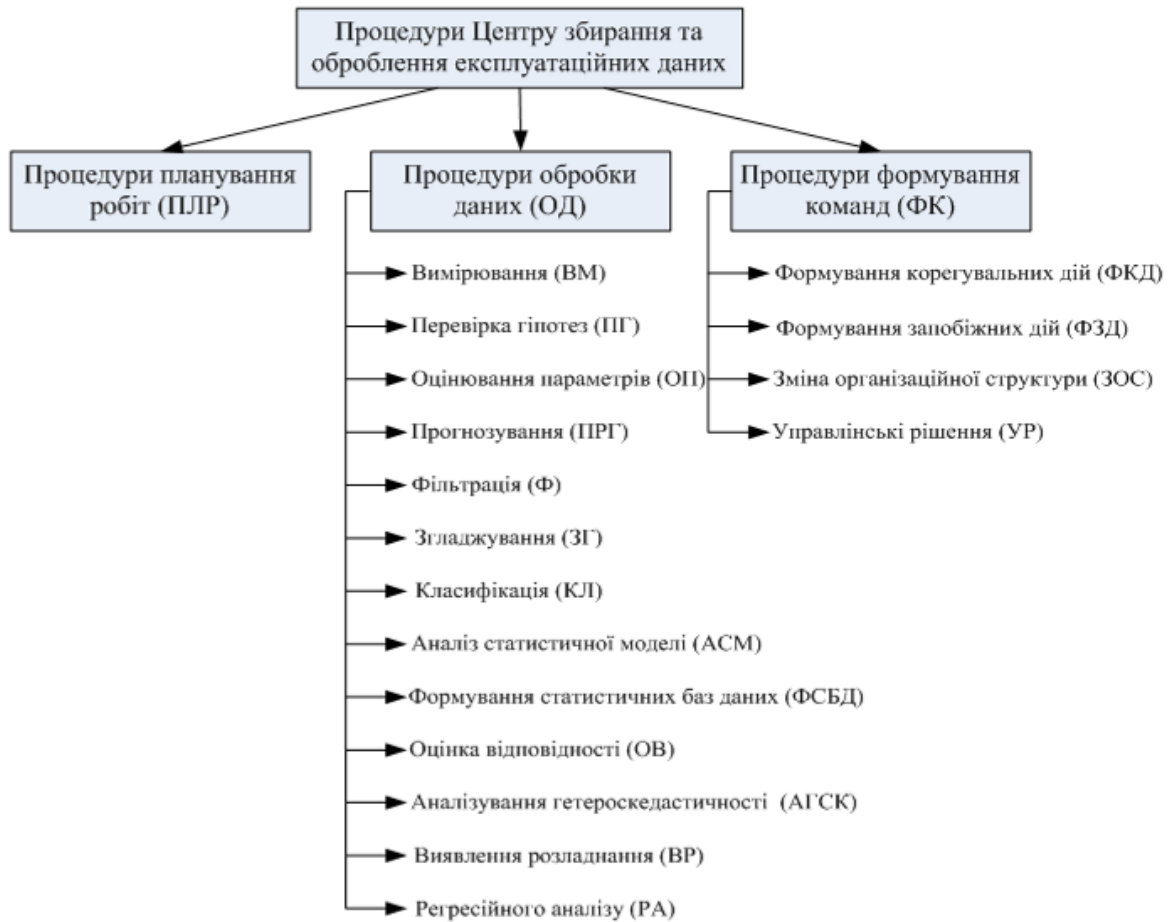


Рис. 7.1. Узагальнена структура процедур Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних

У цілому слід зазначити, що процедура ПЛР та процедури ФК пов'язані з рішеннями вищого керівництва. Процедури ФК, крім того, виконуються на основі попереднього виконання процедур ОД. Процедури ОД включають: вимірювання (ВМ), перевірки гіпотез (ПГ), оцінювання параметрів (ОП), прогнозування (ПРГ), фільтрації (Ф), згладжування (ЗГ), класифікації (КЛ), аналізу статистичної моделі (АСМ), формування статистичних баз даних (ФСБД), оцінки відповідності (ОВ), аналізування гетероскедастичності (АГСК), виявлення розладнання (ВР), регресійного аналізу (РА). Розробка процедур ОД базується на застосуванні методів теорії ймовірностей, математичної статистики, теорії випадкових процесів, теорії оцінювання та теорії статистичних рішень тощо.

Структура Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних може бути описана за допомогою взаємодії окремих Модулів. Всього виділимо дев'ять Модулів:

- Модуль контролю параметрів потоку вхідних заявок та вимог до них (М1);
- Модуль контролю задоволеності споживачів (М2);
- Модуль контролю цілей (М3);
- Модуль контролю персоналу (М4);
- Модуль контролю ресурсів (М5);
- Модуль оцінки відповідності документації (М6);
- Модуль оцінки відповідності процесів (М7);
- Модуль моніторингу якості функціонування наземних засобів аеронавігації (М8);
- Модуль моніторингу ефективності (М9).

Розглянемо принцип взаємодії процедур та операторів для окремих Модулів на основі аналізу функцій цих Модулів.

Модуль контролю параметрів потоку вхідних заявок та вимог до них (М1) обробляє вхідну інформацію щодо обслуговування наземних засобів аеронавігації в СЕ. Цей модуль включає наступні процедури: ОВ, ЗОС, ФКД, УР та ФСБД. Входами модулю є інформація від споживачів послуг з аеронавігаційного обслуговування, органів державного регулювання та міжнародних організацій у сфері ЦА. Ця інформація у процедурі ОВ порівнюється зі встановленими вимогами, що містяться у нормативній та регламентуючій документації. У випадку, якщо кількість невідповідностей перевищує визначений пороговий рівень, виконується процедура ФКД або ЗОС. Дані щодо роботи ОВ зберігаються процедурою ФСБД. На завершальному етапі на основі аналізування отриманих результатів виконується певне УР.

Модуль контролю задоволеності споживачів (М2) виконує функції перевірки правильності та своєчасного виконання потоку вхідних заявок. Цей модуль містить наступні процедури обробки даних: ВМ, ОП, ОВ та ФСБД. Вхідною інформацією комплексу є вимоги споживачів у вигляді потоку заявок, вимоги

міжнародних та вітчизняних стандартів у сфері ЦА, а також статистичні дані, що характеризують якість функціонування наземних засобів аеронавігації та системи експлуатації в цілому. На основі виконання процедур ОД можуть формуватись процедури УР, ФКД.

Модуль контролю цілей (М3) є аналогом першого модулю М1 і має таку ж операторну побудову, однак вхідною інформацією у ньому є дані від структурних підрозділів СЕ щодо їх виконуваних функцій та операцій. Контроль функцій здійснюється з метою оцінки їх відповідності загальній політиці та цілям системи експлуатації, що розглядається, або авіаційного підприємства в цілому.

Модуль контролю персоналу (М4) має на меті визначення рівня забезпеченості СЕ персоналом, аналізу рівня кваліфікації персоналу, мінімальної та максимальної кількості персоналу для виконання заданих функцій СЕ тощо. Робота цього модулю передбачає взаємодію з вищими навчальними закладами, науково-дослідними лабораторіями тощо.

Модуль контролю ресурсів (М5) оцінює відповідність наявної ресурсної бази СЕ наземних засобів аеронавігації встановленим вимогам. Під час функціонування цього модулю виконується оцінка наявності та стану приміщень, резервних наземних засобів аеронавігації, запасних частин для окремих блоків наземних засобів аеронавігації, контрольно-вимірювальної апаратури, персональних комп'ютерів, програмного забезпечення тощо.

Модуль оцінки відповідності документації (М6) перевіряє відповідність нормативної документації СЕ міжнародним рекомендаціям та стандартам.

Модуль оцінки відповідності процесів (М7) призначений для своєчасного контролю технологічних процесів та окремих технологічних операцій з метою підвищення ефективності функціонування СЕ. Оскільки вимоги до технологічних процесів в цілому формуються з урахуванням вимог до керуючих впливів, ресурсів, персоналу, цілей, документації та окремих технологічних операцій, то цей модуль має узагальнювати інформацію, отриману під час роботи інших модулів.

Модуль моніторингу якості функціонування наземних засобів аеронавігації (М8) виконує функції розрахунку комплексних показників СЕ та містить у своєму складі всі процедури ОД. Входами даного модулю є статистичні дані щодо напрацювань та відновлень наземних засобів аеронавігації (показники надійності), виміряні тактико-технічні характеристики наземних засобів аеронавігації (визначальні параметри НЗА), дані щодо оцінки відповідності процесів (визначальні параметри СЕ). Результатом ОД у межах цього модулю є виконання процедур УР, ФКД, ФЗД та ЗОС.

Модуль моніторингу ефективності (М9) визначає числові значення відповідних показників на основі отриманих результатів у модулі моніторингу якості функціонування наземних засобів аеронавігації.

Варіант взаємодії Модулів Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних представлений на рис. 7.2.

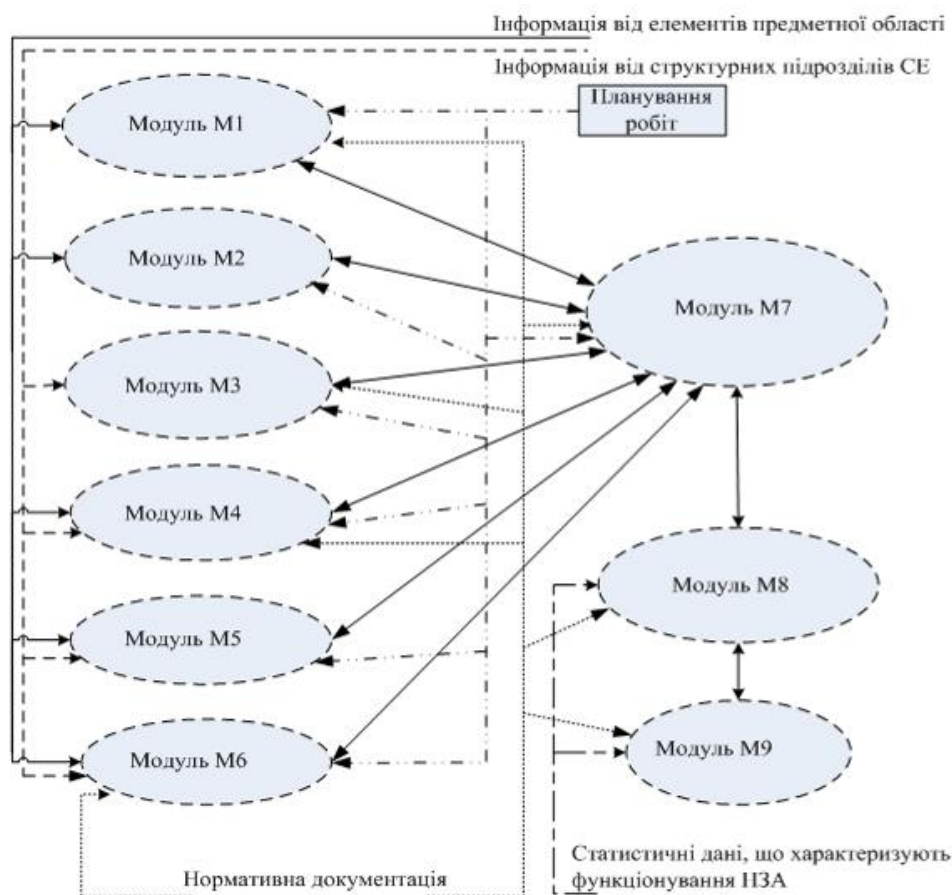


Рис. 7.2. Варіант взаємодії Модулів Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних

Схема взаємодії процедур у межах Модулів Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних представлена на рис. 7.3.

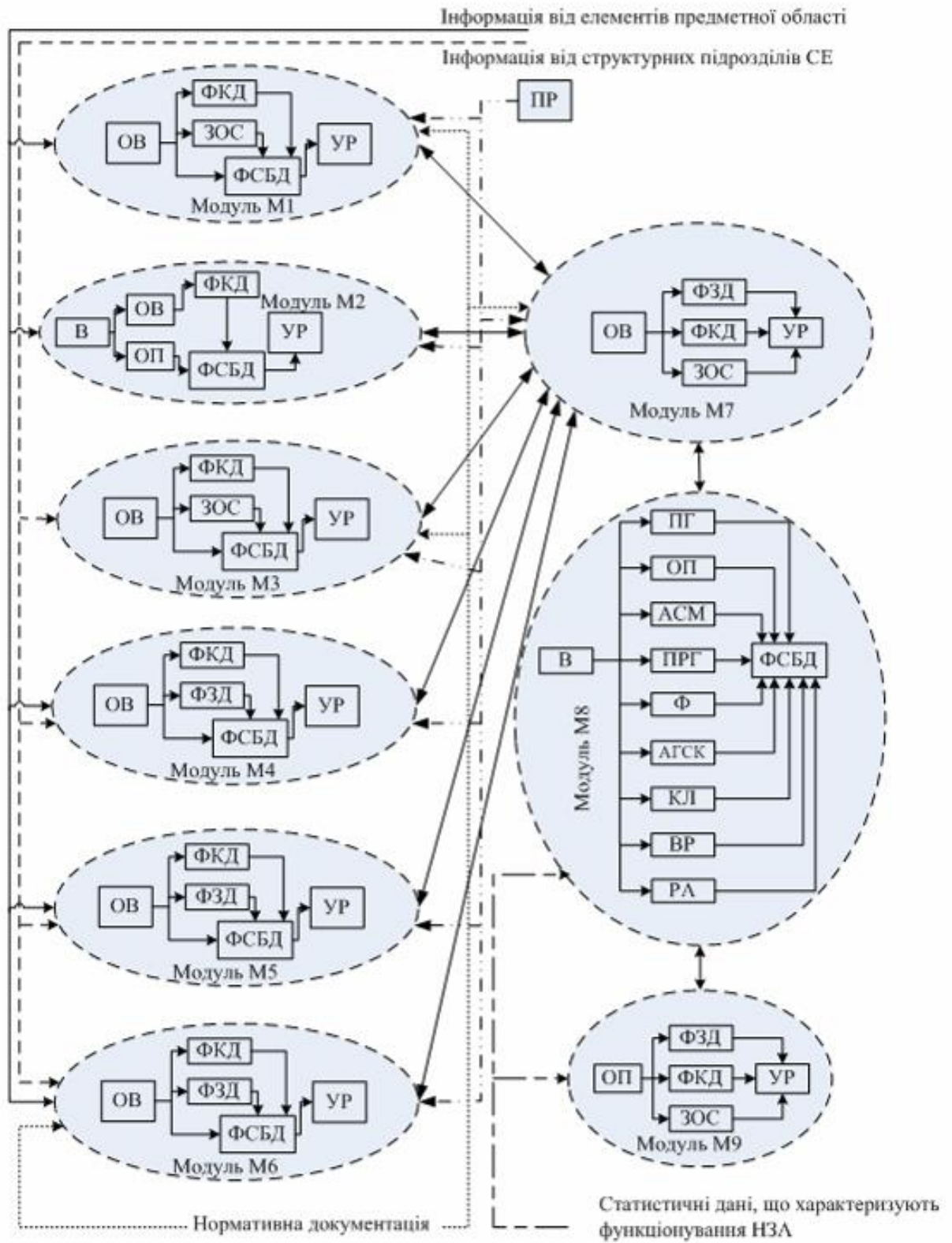


Рис. 7.3. Схема взаємодії процедур у межах Модулів Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних

У цілому слід зазначити, що найбільшої уваги заслуговують процедури ОД, які в загальному випадку можуть бути синтезовані за класичною та послідовною схемою. Ці процедури є запорукою підвищення ефективності СЕ НЗА.

7.2. Моделювання функціонування Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних

Для підтвердження отриманих результатів та визначення найкращих варіантів побудови СЕ щодо оброблення експлуатаційних даних у роботі виконане статистичне моделювання згідно з методом Монте-Карло.

Як відомо, основний елемент СЕ – це наземний засіб аеронавігації. Тому процес моделювання для оцінки ефективності СЕ буде безпосередньо пов'язаний з процесом експлуатації НЗА.

Мета моделювання – підтвердження підвищення ефективності СЕ в частині впровадження методів оброблення експлуатаційних даних.

Статистичне моделювання обмежувалося рівнем експлуатаційного підрозділу, в якому здійснюється основний процес СЕ – використання засобів за призначенням.

Під час моделювання розглянемо дві моделі погіршення технічного стану НЗА:

- стрибкоподібна модель розладнання у тренді показника надійності (інтенсивності відмов);

- лінійна модель розладнання у тренді визначального параметру НЗА.

Показником ефективності вважатимемо питомі експлуатаційні витрати та процент зменшення питомих експлуатаційних витрат.

Початковими даними для моделювання є вектор вхідних даних, що містить:

- кількість НЗА n_1 з контролем показників надійності та кількість НЗА n_2 з контролем визначальних параметрів;

- грошові затрати на експлуатацію НЗА, а саме затрати на технічне обслуговування $C_{ТО}$, затрати на ремонт C_p , затрати на оброблення даних $C_{ОБР}$,

втрати, які пов'язані з несвоєчасним виявленням розладнання C_1 , втрати, які пов'язані з хибним виявленням розладнання C_2 ;

– тривалості технічного обслуговування $t_{\text{ТО}}$ та ремонту t_p та тривалість інтервалу спостереження T_{Σ} ;

– експоненціальні моделі напрацювання для НЗА з контролем показників надійності, проте з різними нормативними інтенсивностями відмов λ_i для кожного окремого НЗА;

– моделі визначальних параметрів НЗА, до яких входять нормативне значення визначального параметру Z_0 , модель похибок контрольно-вимірювальної апаратури (приймається нормальна модель з нульовим математичним сподіванням та заданим середньоквадратичним відхиленням σ), верхнє та нижнє значення експлуатаційного порогу V_{E+} та V_{E-} ;

– параметри моделей погіршення технічного стану НЗА, а саме коефіцієнт зміни інтенсивності відмов a_0 та момент виникнення (номер відмови) розладнання k для НЗА з контролем показників надійності, модель моменту виникнення розладнання t_{sw} для НЗА з контролем визначальних параметрів (приймається рівномірна або нормальна модель), модель кута нахилу φ тренду розладнання для НЗА з контролем визначальних параметрів (приймається рівномірна або нормальна модель);

– необхідний рівень імовірності D_0 правильного виявлення розладнання для НЗА з контролем показників надійності;

– кількість процедур повторень M .

Показник ефективності у вигляді питомих експлуатаційних витрат для розглянутого випадку розраховувався за формулою:

$$m_1(\Pi_{\text{еф}}) = m_1(C_{\Sigma}/T_{\Sigma}) = p_1 m_1^{(\text{ПН})}(C_{\Sigma}/T_{\Sigma}) + p_2 m_1^{(\text{ВП})}(C_{\Sigma}/T_{\Sigma}), \quad (7.1)$$

де $m_1^{(\text{ПН})}(C_{\Sigma}/T_{\Sigma})$ – середні питомі експлуатаційні витрати для НЗА з контролем показників надійності, $m_1^{(\text{ВП})}(C_{\Sigma}/T_{\Sigma})$ – середні питомі експлуатаційні витрати для

НЗА з контролем визначальних параметрів, p_1 та p_2 – імовірності вибору НЗА з контролем показників надійності або з контролем визначальних параметрів відповідно

$$p_1 = \frac{n_1}{n}, p_2 = \frac{n_2}{n},$$

$$n_1 + n_2 = n_3,$$

де n_3 – сумарна кількість НЗА, що підлягають моделюванню.

Для визначення на скільки відсотків можлива економія матеріальних ресурсів визначимо коефіцієнт покращення ефективності у такому вигляді

$$K_{\text{еф}} = \frac{m_1(\Pi_{\text{еф}} / \text{без обробки}) - m_1(\Pi_{\text{еф}})}{m_1(\Pi_{\text{еф}} / \text{без обробки})}, \quad (7.2)$$

де $m_1(\Pi_{\text{еф}} / \text{без обробки})$ – значення показника ефективності у випадку відсутності статистичного оброблення експлуатаційних даних.

Блок-схема алгоритму моделювання наведена на рис. 7.4.

Процес моделювання виконувався у програмному середовищі MathCAD. У програмі передбачено можливість оперативної зміни кожного зі значень з усього вектору вхідних даних, описаних вище. Розглянемо особливості моделювання.

Під час моделювання методів оброблення даних щодо показників надійності генеруються сукупності напрацювань на відмову для кожного НЗА відповідно до експоненціального закону розподілу. Кожна із цих сукупностей складається зі двох частин: напрацювання з нормативною інтенсивністю відмов та напрацювання з погіршеною інтенсивністю відмов з різними для кожного НЗА коефіцієнтами зміни інтенсивності відмов. Номер відмови, якій відповідає момент виникнення розладнання, є випадковою величиною. У програмі передбачена можливість вибору одного із двох розподілів моменту виникнення розладнання: рівномірний або нормальний. Процес отримання випадкового моменту виникнення розладнання зведено до генерування вбудованим оператором рівномірно або нормально розподіленого числа з подальшим округленням до цілої частини.



Рис. 7.4. Блок-схема алгоритму моделювання

Для змодельованих значень напрацювань НЗА між відмовами виконується розрахунок вирішальної статистики відповідно до формули (3.31). Для вирішальної статистики знаходяться оцінки математичного сподівання та дисперсії за методикою, описаною у параграфі 3.2.

Під час моделювання методів оброблення даних щодо визначальних параметрів генеруються тренди їх зміни у дискретному спостереженні з заданим інтервалом дискретизації. При цьому отримується суміш (4.4) за умови припущення, що випадковий процес описується зі стовідсотковою точністю, тобто $x(t_i) = 0$. Складові суміші (4.4) генеруються за допомогою вбудованих операторів для моделей, описаних у векторі вхідних даних. Для спрощення процедури моделювання для кожного з НЗА з контролем визначальних параметрів прийняті однакові моделі змін з однаковими показниками.

Наступним етапом моделювання є розрахунок порогів прийняття рішення для виявлення розладнання у тренді показника надійності та оптимального превентивного порогу під час аналізування визначального параметру.

Для розрахунку порогів прийняття рішення для виявлення розладнання у тренді показника надійності для кожного НЗА використовується співвідношення (3.34). При цьому задається значення необхідного рівня імовірності D_0 правильного виявлення розладнання.

Оптимальний превентивний поріг під час аналізування визначального параметру НЗА розраховується відповідно до методики, наведеної у параграфі 4.2.3. Це значення порогу відповідає оптимальним експлуатаційним витратам щодо обслуговування та ремонту НЗА.

У випадку виявлення розладнання у тренді показника надійності для кожного НЗА виконується розрахунок моменту прийняття рішення, а також перевірка можливості хибної тривоги. Під час моделювання прийнято, що хибна тривога відсутня, якщо приймається рішення відносно наявності розладнання протягом трьох послідовних ітерацій оброблення даних.

На наступному етапі моделювання виконуються оцінки середніх питомих експлуатаційні витрат для НЗА з контролем показників надійності, середніх питомих експлуатаційні витрати для НЗА з контролем визначальних параметрів, узагальненого показника ефективності (7.1) та коефіцієнта покращення ефективності (7.2). Для наочності результати моделювання подаються у вигляді графіків залежностей.

Виконаємо аналіз результатів моделювання.

Прийmemo такі значення початкових параметрів: кількість НЗА з контролем показників надійності $n_1 = 10$ та кількість НЗА з контролем визначальних параметрів $n_2 = 10$; затрати на технічне обслуговування $C_{ТО} = 50$ у.о.; затрати на ремонт $C_p = 500$ у.о.; затрати на оброблення даних $C_{ОБП} = 0.01$ у.о.; втрати, які пов'язані з несвоєчасним виявленням розладнання $C_1 = 10$ у.о.; втрати, які пов'язані з хибним виявленням розладнання $C_2 = 10$ у.о.; тривалості технічного обслуговування $t_{ТО} = 20$ годин та ремонту $t_p = 100$ годин; інтервал дискретизації $\Delta = 1$ година; нормативні значення інтенсивності відмов λ_i для кожного НЗА є рівномірно розподіленою величиною в інтервалі $[0.0015; 0.003]$ годин⁻¹; нормативне значення визначального параметру $Z_0 = 220$; середньоквадратичне відхилення похибок контрольно-вимірювальної апаратури $\sigma = 5$; верхнє та нижнє значення експлуатаційного порогу $V_{E+} = 280$ та $V_{E-} = 160$; коефіцієнт зміни інтенсивності відмов $a_0 = 2$; момент виникнення (номер відмови) розладнання k є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[15; 35]$; момент виникнення розладнання t_{sw} є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[230; 270]$; кута нахилу φ тренду розладнання для є рівномірно розподіленою випадковою величиною в інтервалі $[-\arctg(0.3); -\arctg(0.1)]$; необхідний рівень імовірності правильного виявлення розладнання $D_0 = 0.7$; кількість процедур повторень $M = 100$.

Оцінки щільності розподілу імовірностей показника ефективності $m_1^{(ПН)}(C_{\Sigma}/T_{\Sigma})$ для НЗА з контролем показників надійності та щільності розподілу

імовірностей коефіцієнта покращення ефективності для цього ж випадку зображені на рис. 7.5 та 7.6 відповідно.

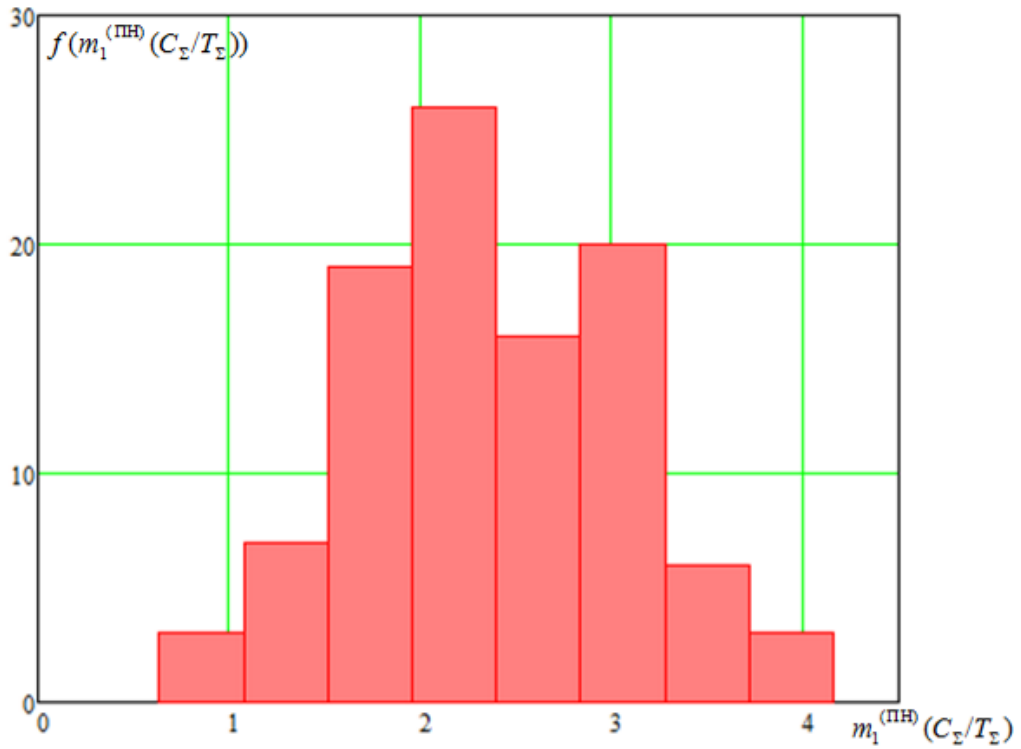


Рис. 7.5. ЩРІ показника ефективності для НЗА з контролем показників надійності

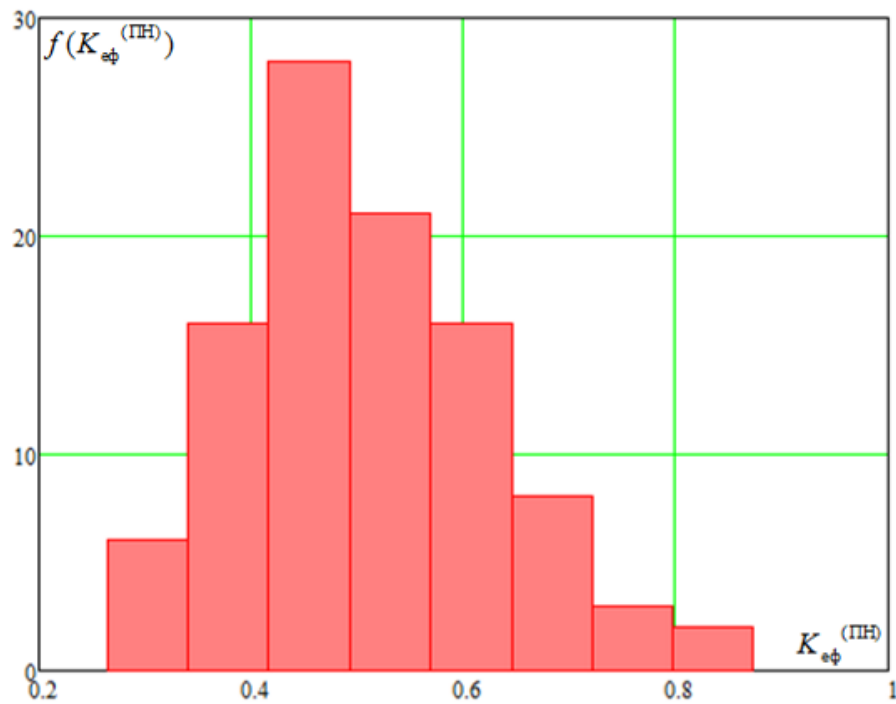


Рис. 7.6. ЩРІ коефіцієнта покращення ефективності для НЗА з контролем показників надійності

Як видно з рис 7.6 значення коефіцієнта покращення ефективності для НЗА з контролем показників надійності варіюється у межах від 28 до 87 відсотків. При цьому математичне сподівання коефіцієнта покращення ефективності становить 0.511, а середньоквадратичне відхилення дорівнює 0.131. Отже, середній виграш для випадку використання процедур оброблення даних для 10 НЗА з контролем показників надійності становить 51.1 %.

Кореляційне поле залежності між показником ефективності $m_1^{(ПН)}(C_\Sigma/T_\Sigma)$ та коефіцієнтом покращення ефективності подано на рис. 7.7.

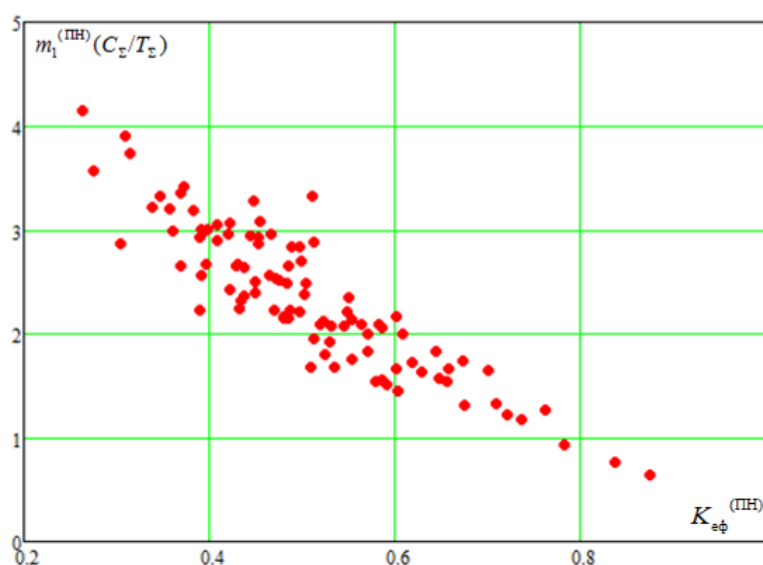


Рис. 7.7. Кореляційне поле залежності між показником ефективності та коефіцієнтом покращення ефективності для НЗА з контролем показників надійності

Як видно з рис. 7.7, між показником ефективності $m_1^{(ПН)}(C_\Sigma/T_\Sigma)$ та коефіцієнтом покращення ефективності явно спостерігається зворотно пропорційна залежність. Для менших питомих експлуатаційних витрат отримуємо більші значення коефіцієнту покращення ефективності.

Графічна залежність коефіцієнту покращення ефективності від номеру ітерації (поточного номеру прийняття рішення) наведена на рис. 7.8.

Аналіз залежності на рис. 7.8 показує затримку у прийнятті вірних рішень щодо розладнання, яка в середньому складає 12 відліків. Саме цим пояснюється наростання отриманого графіку, починаючи від 35 відліку (оскільки було прийнято, що момент виникнення (номер відмови) розладнання k є рівномірно

розподіленою випадковою величиною в інтервалі [15; 35]). З плином часу виграш від алгоритмів статистичного оброблення даних збільшується.

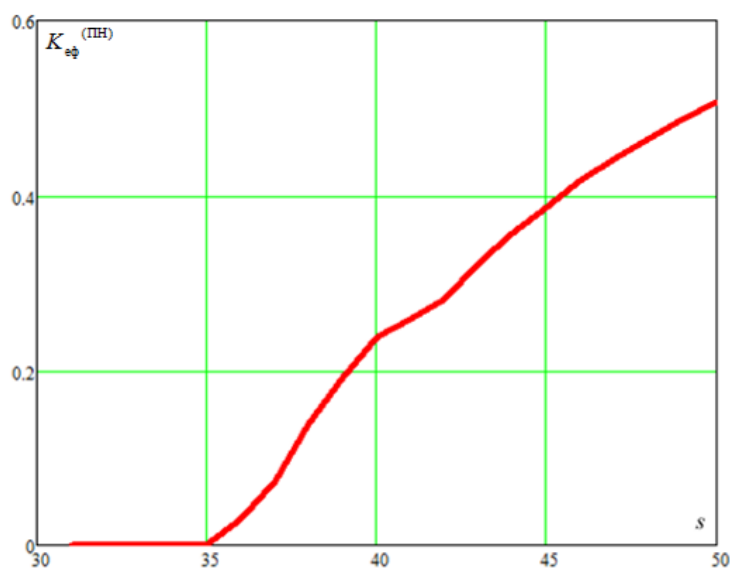


Рис. 7.8. Графічна залежність коефіцієнту покращення ефективності від поточного номеру прийняття рішення

Оцінки щільності розподілу імовірностей показника ефективності $m_1^{(\text{ВП})}(C_\Sigma/T_\Sigma)$ для НЗА з контролем визначальних параметрів та щільності розподілу імовірностей коефіцієнта покращення ефективності для цього ж випадку зображені на рис. 7.9 та 7.10 відповідно.

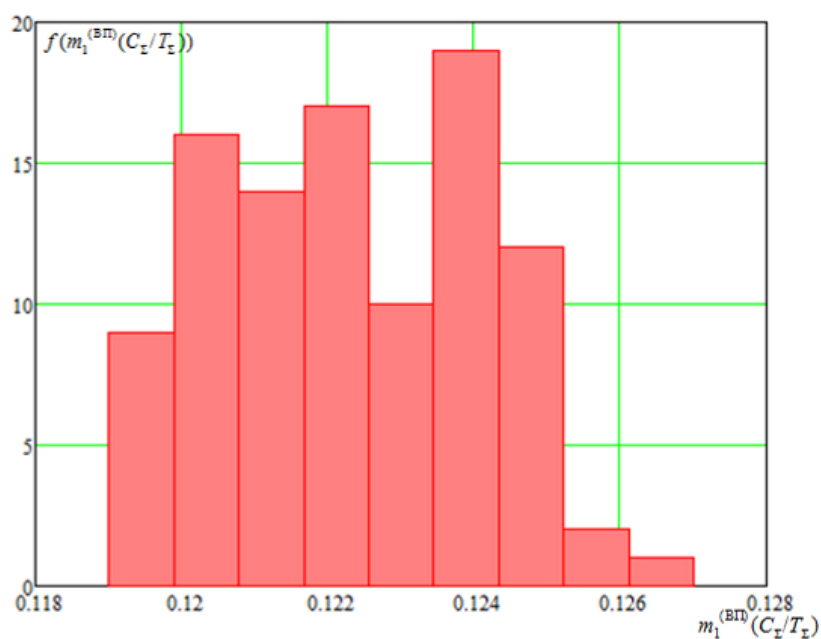


Рис. 7.9. ЩРІ показника ефективності для НЗА з контролем визначальних параметрів

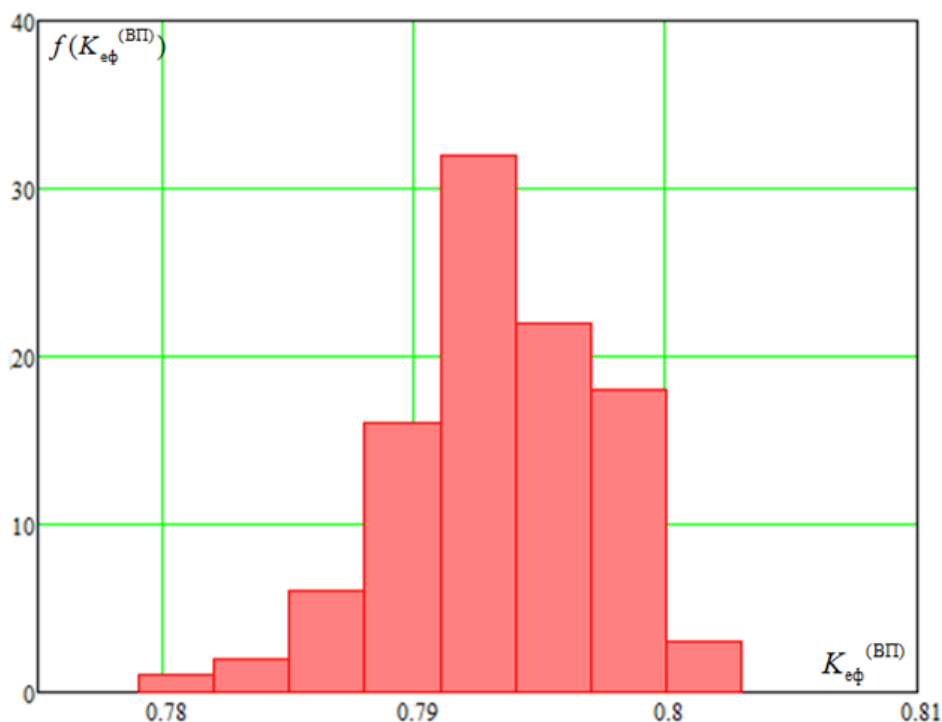


Рис. 7.10. ЩРІ коефіцієнта покращення ефективності для НЗА з контролем визначальних параметрів

Як видно з рис 7.10 значення коефіцієнта покращення ефективності для НЗА з контролем визначальних параметрів варіюється у межах від 77.9 до 80.3 відсотків. При цьому математичне сподівання коефіцієнта покращення ефективності становить 0.794, а середньоквадратичне відхилення дорівнює 0.004517. Отже, середній виграш для випадку використання процедур оброблення даних для 10 НЗА з контролем визначальних параметрів становить 79.4 %.

Графічні залежності коефіцієнту покращення ефективності для 10 НЗА з контролем визначальних параметрів від вартості та тривалості технічного обслуговування наведені на рис. 7.11 та 7. 12 відповідно.

Як видно з графіків, в обох випадках маємо зворотно пропорційну залежність. Збільшення вартості технічного обслуговування призводить до суттєвого зменшення коефіцієнту покращення ефективності. Одночасно з цим збільшення тривалості технічного обслуговування призводить до несуттєвого зменшення коефіцієнту покращення ефективності.

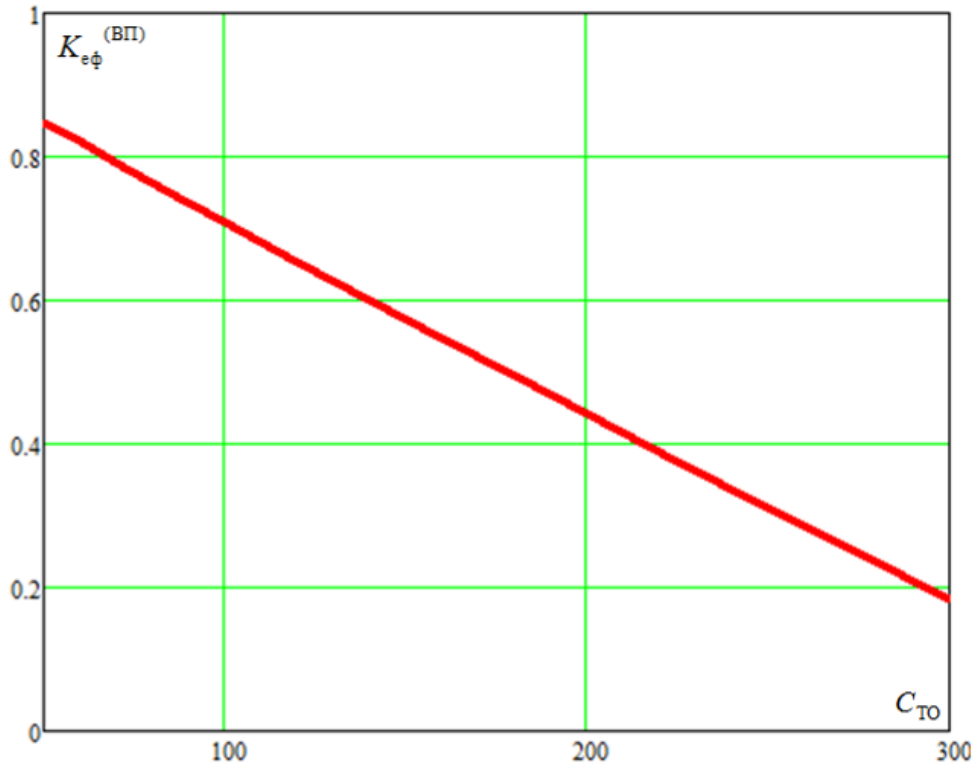


Рис. 7.11. Графічна залежність коефіцієнту покращення ефективності від вартості технічного обслуговування

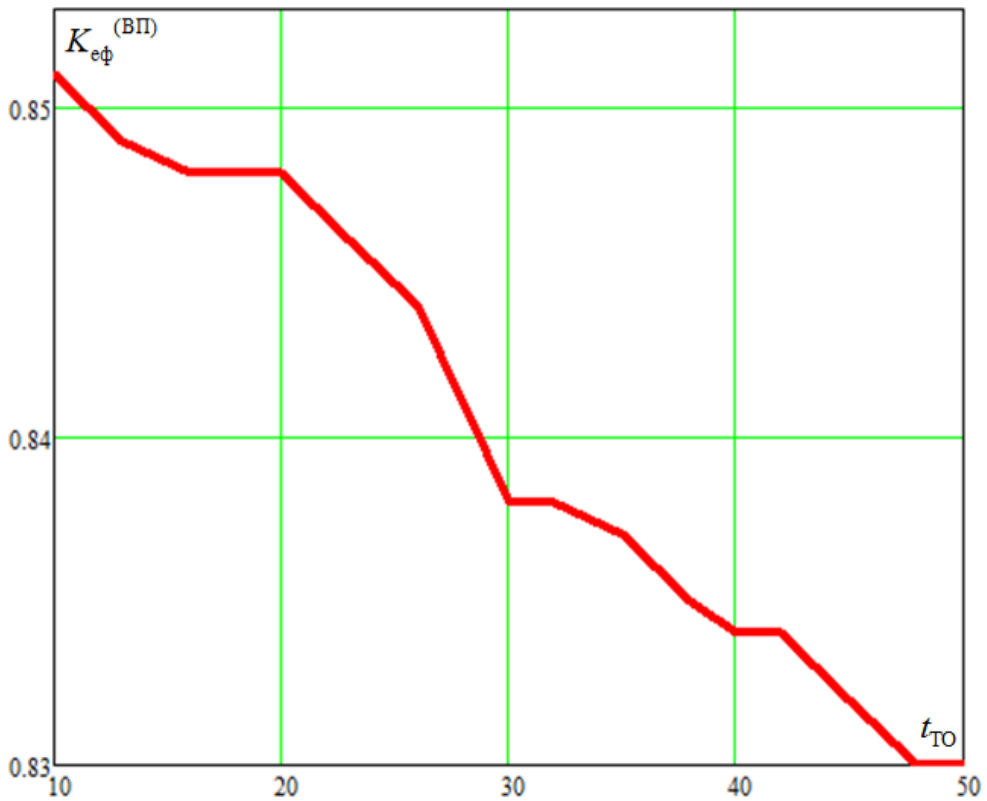


Рис. 7.12. Графічна залежність коефіцієнту покращення ефективності від тривалості технічного обслуговування

Оцінки щільності розподілу імовірностей коефіцієнта покращення ефективності для різної кількості НЗА з контролем показників надійності ($n_1 = 3; 5; 8; 10$) наведені на рис. 7.13.

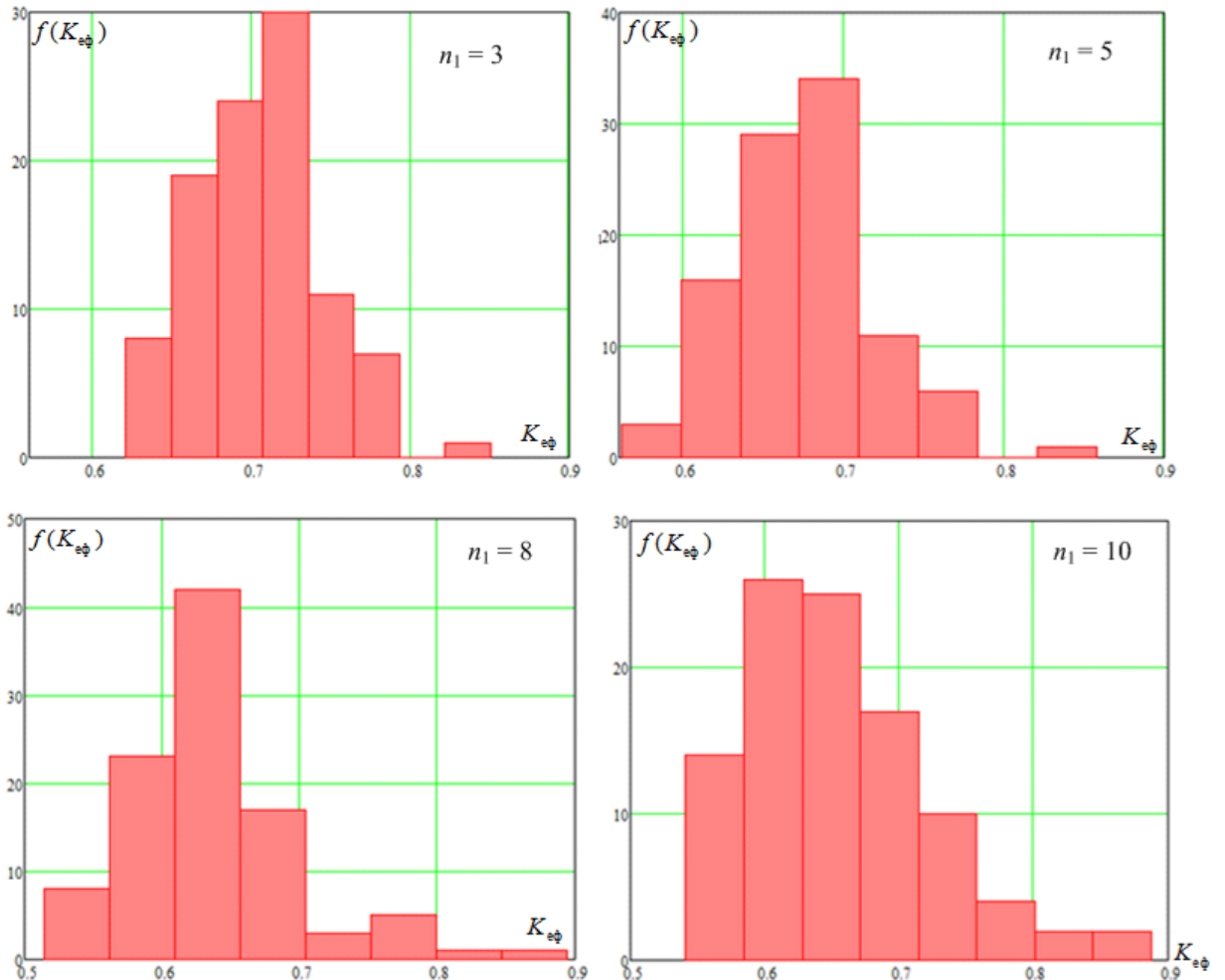


Рис. 7.13. ЩРІ коефіцієнта покращення ефективності

Результати розрахунків оцінок характеристик випадкової величини – коефіцієнта покращення ефективності – наведено в табл. 7.1.

Таблиця 7.1

Оцінки характеристик коефіцієнта покращення ефективності

Характеристика	$n_1 = 3$	$n_1 = 5$	$n_1 = 8$	$n_1 = 10$
Мінімум	0.621	0.561	0.514	0.541
Максимум	0.850	0.858	0.894	0.887
Середнє	0.705	0.675	0.637	0.649
Стандартне відхилення	0.039	0.046	0.060	0.068

Як видно з даних табл. 7.1 маємо вираш в ефективності для кожного набору початкових сукупностей. У заданому випадку вираш складає в межах від 63.7 до 70.5 відсотка.

У цілому слід зауважити, що процес моделювання функціонування Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних може розглядатися як об'єкт окремого дослідження.

7.3. Рекомендації щодо впровадження результатів дисертаційного дослідження

Основним напрямком впровадження результатів дисертаційного дослідження є застосування структури Центрів збирання та оброблення експлуатаційних даних для всіх складових предметної галузі. Варіант підключення Центрів збирання та оброблення експлуатаційних даних показаний на рис. 7.14.

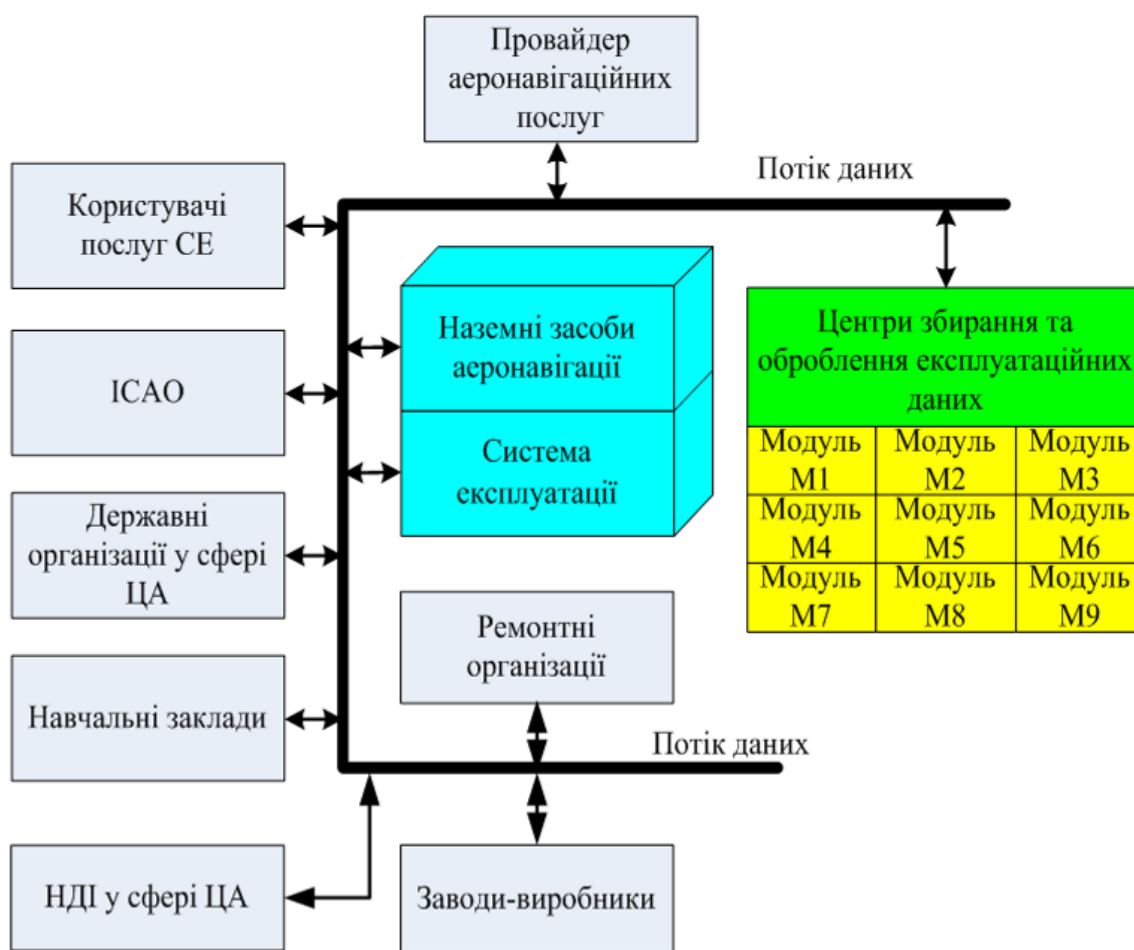


Рис. 7.14. Місце Центрів збирання та оброблення експлуатаційних даних

Пропонується, щоб Центри збирання та оброблення експлуатаційних даних мали мережну структуру подібну до комп'ютерної мережі. При цьому виокремлюється головний Центр (сервер), який буде збирати інформацію від інших Центрів локального характеру, підключених до кожного елементу (підприємства, організації, експлуатаційного підрозділу тощо) предметної галузі.

Слід зазначити, що результати дисертаційної роботи, оформлені у якості корисної моделі та комп'ютерних програм щодо оброблення експлуатаційних даних. Копії відповідних документів наведені в Додатку Б.

Результати досліджень упроваджені в Державному підприємстві “Антонов”, Державному підприємстві “Науково-дослідний інститут “Квант”, Комунальному підприємстві “Міжнародний аеропорт “Київ” (Жуляни), навчальному та науковому процесах Національного авіаційного університету, що підтверджено відповідними актами впровадження, наведених у Додатку В.

Висновки до сьомого розділу

Дослідження, проведені в сьомому розділі, надали змогу отримати наступні результати.

1. Розроблено структуру Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних, яка в загальному випадку включає дев'ять модулів, кожен з яких містить уніфікований перелік взаємодіючих операторів оброблення даних. Наведена структура може бути впроваджена у діяльність підприємств з експлуатації НЗА в цивільній авіації України.

2. Виконано статистичне моделювання функціонування Центру збирання та оброблення експлуатаційних даних на основі методу Монте-Карло. Моделювання обмежалося лише обробленням показників надійності та визначальних параметрів НЗА як основного елементу СЕ. Результати моделювання, по-перше, підтвердили коректність та правильність наведених у дисертаційному дослідженні математичних розрахунків, а по-друге, довели ефективність впровадження Центрів збирання та оброблення експлуатаційних даних у діяльність підприємств та організацій з експлуатації НЗА.

3. Аналіз результатів статистичного моделювання засвідчив, що навіть під час охоплення лише одного елемента СЕ (а саме НЗА) у середньому підвищення ефективності в частині питомих експлуатаційних витрат коливатиметься в межах приблизно від 50 до 80 відсотків. Отже, впровадження Центрів збирання та оброблення експлуатаційних даних є запорукою значного зменшення експлуатаційних витрат.

Список публікацій здобувача за матеріалами сьомого розділу

1. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Мусієнко А.О. Вдосконалення структур обробки даних у системах експлуатації засобів аеронавігації. *Проблеми транспорту*: збірник наукових праць. 2012. Вип. 9. С. 146–154.

2. Solomentsev O., Zaliskyi M. Operation System for Modern Unmanned Aerial Vehicles. *Cyber Hygiene & Conflict Management in Global Information Networks: Proceedings of 1st International Workshop, Kyiv, 29 – 30 November 2019, K., 2019.* P. 1–10.

3. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Соловйов Д.О. Операторна схема обробки даних у системах експлуатації радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій*: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 17 – 19 вересня 2014 р., Запоріжжя, 2014. С. 305–307.

ВИСНОВКИ

У дисертаційній роботі вирішено актуальну науково-прикладну проблему підвищення ефективності функціонування наземних засобів аеронавігації та систем їх експлуатації шляхом розробки методології оброблення даних у відповідних системах. Основні результати дисертаційної роботи полягають у наступному:

1. Розроблено методологію оброблення статистичних даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації, яка охоплює методи виявлення погіршення технічного стану НЗА та складових елементів СЕ, методи оцінювання показників надійності після розладнання, методи формування стратегій технічного обслуговування НЗА за станом з превентивними порогами, які були обґрунтовані відповідними теоремами у рамках використання нового показника ефективності СЕ, що в цілому надає можливість підвищувати ефективність функціонування НЗА та СЕ шляхом формування та реалізації своєчасних та вірних запобіжних та коригувальних дій.

2. Сформульовано та доведено теорему щодо доцільності статистичного оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації, яка базується на використанні моделі зміни технічного стану обладнання на основі міри інформації за Шенноном. Ця теорема може підґрунтям для заснування нового наукового напрямку – всеохоплюючого оброблення в системах експлуатації НЗА.

3. Виконано синтез та аналіз процедури виявлення розладнання у тренді зміни інтенсивності відмов на основі використання критерію Неймана-Пірсона, який на відміну від існуючих враховує випадки стрибкоподібної та лінійної моделей розладнання. Ці процедури дозволяють своєчасно приймати рішення щодо виконання запобіжних та коригувальних дій у разі погіршення технічного стану обладнання.

4. Виконано синтез та аналіз послідовного методу з випадковою тривалістю спостереження для виявлення розладнання у тренді зміни інтенсивності відмов,

що на відміну від класичного методу з фіксованим обсягом вибірки має виграш у середній тривалості прийняття рішення за однакових рівнів ймовірності помилки першого роду.

5. Отримано аналітичні співвідношення для розрахунку оптимального значення порогу для превентивного технічного обслуговування у випадку оброблення визначальних параметрів НЗА. Ці співвідношення дозволяють мінімізувати значення питомих експлуатаційних витрат та формувати оптимальні стратегії технічного обслуговування за станом з контролем визначальних параметрів.

6. Розроблено новий метод виявлення гетероскедастичності та її урахування під час побудови математичних моделей показників надійності та визначальних параметрів НЗА. Цей метод дозволяє сформувати кількісну оцінку рівня гетероскедастичності у рамках запропонованого відповідного показника та на відміну від існуючих не потребує багатократних вимірювань для кожного фіксованого моменту часу. Суттєва відмінність від нуля показника гетероскедастичності є ознакою виникнення розладнання у тренді визначального параметру або показника надійності.

7. Виконано обґрунтування показника ефективності, що на відміну від існуючих використовує подійно-імовірнісну модель, яка враховує можливі події у СЕ, їх ймовірності та витрати, пов'язані з ними. Цей показник був використаний для формування двох теорем щодо доцільності статистичної обробки даних та може бути покладений в основу методологічного базису під час проектування та модернізації СЕ.

8. Виконано синтез процедури оцінювання показників надійності у випадку погіршення технічного стану НЗА для стрибкоподібної, лінійної та квадратичної моделей змін інтенсивності відмов. Ця процедура базується на використанні методу максимальної правдоподібності та на відміну від існуючих полягає у отриманні аналітичного співвідношення для щільності розподілу ймовірностей оцінок, що дозволяє більш адекватно визначати технічний стан НЗА.

9. Удосконалено стратегії технічного обслуговування за станом шляхом використання декількох попереджувальних порогів та адаптивного порогу, яка у порівнянні з існуючою може більш ефективно запобігати виникненню поступових відмов НЗА. Зазначені стратегії можуть бути використані під час створення СЕ з елементами штучного інтелекту.

10. Синтезовано метод побудови математичних моделей показників надійності та визначальних параметрів, що на відміну від існуючих використовує апарат багатосегментного регресійного аналізу. Цей метод дозволяє отримати більш точні аналітичні співвідношення за рахунок додаткової оптимізації точок з'єднання окремих сегментів.

11. Порівняльний аналіз СЕ з запропонованими методами та процедурами оброблення експлуатаційних даних засвідчив, що використання цих методів та процедур підвищує ефективність функціонування НЗА та СЕ в цілому.

Результати дисертаційної роботи можуть бути використані у науково-дослідних організаціях та експлуатаційних підрозділах з радіотехнічного забезпечення польотів під час розробки та удосконалення систем експлуатації наземних засобів аеронавігації.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. A Guidebook to Implementing Condition Based Maintenance (CBM). Using Real-time Data. USA: OSIsoft, LLC, 2018. 76 p.
2. Advisory Circular No 25-19A: Certification Maintenance Requirements. USA: Federal Aviation Administration, 2011. 15 p.
3. Aeronautical Design Standart Handbook ADS-79D-HDBK. Condition-based Maintenance System for US Army Aircraft (Put onto operation 07.03.2013). Huntsville (USA): Department of Defense, 2013. 284 p.
4. Alaswad S., Xiang Y. A review on condition-based maintenance optimization models for stochastically deteriorating system. *Rel. Eng. Syst. Saf.* 2017. Volume 157. P. 54–63.
5. Allen S., Madras D., Ye Y. Change-point detection methods for body-worn video. *SIAM Undergraduate Res. Online.* 2016. Volume 10. P. 1–18.
6. Asanov M., Bekirov E., Solomentsev O., Zaliskyi M. Reducing the influence of the photocell's surface heating on its performance. *Proceedings of the National Aviation University.* 2015. № 3. P. 55–59.
7. Asanov M.M., Zaliskyi M.Yu. Temperature measurement of photovoltaic cells surface. *Електроніка та системи управління.* 2013. № 4 (38). С. 124–127.
8. Bagdonavicius V., Bikelis A., Kazakevicius V. Statistical analysis of linear degradation and failure time data with multiple failure modes. *Lifetime Data Anal.* 2004. Volume 10, P. 65–81.
9. Baglee D., Jantunen E. Can equipment failure modes support the use of a Condition Based Maintenance Strategy? *Through-life Engineering Services.* Proceedings of 3rd International Conference. Cranfield, 4 – 5 November 2014, Volume 22, P. 87–91.
10. Bari R.A. Probabilistic risk assessment. *Handbook of reliability engineering /* edited by H. Pham. London: Springer, 2003. P. 543–557.
11. Bellman R. Dynamic programming. New York: Dover Publications, 2003. 384 p.

12. Bondarchuk M.I., Romanenko O.R., Kulyk O.S., Zaliskyi M.Ju. Statistical models for failures of radio equipment. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 листопада 2018 р., К., 2018. С. 53.*
13. Breusch T.S., Pagan A.R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*. 1979, Volume 47, No. 5. P. 987–1007.
14. British Standards Institution BS EN 13306. Maintenance terminology. UK: British Standards, 2001. 31 p.
15. Burton T., Sharpe D., Jenkins N., Bossanyi E. Wind energy. Handbook. New York: John Wiley & Sons, 2001. 643 p.
16. Caballe N. C., Castro I. T., Perez C. J., Lanza-Gutierrez, J. M. A condition-based maintenance of a dependent degradation-threshold-shock model in a system with multiple degradation processes. *Rel. Eng. Syst. Saf.* 2015. Volume 134. P. 98–109.
17. Chatterjee S., Hadi A. S. Regression Analysis By Example. New Jersey: John Wiley & Sons, 2012. 394 p.
18. Chatterjee S., Simonoff J.S. Handbook of regression analysis. New Jersey: John Wiley and Sons, 2013. 236 p.
19. Cheng, T.-C., Robust diagnostics for the heteroscedastic regression model. *Comput. Statist. Data Analysis*. 2011. Volume 55. P. 1845–1866.
20. Condition Based Maintenance Plus. USA: Department of Defense Guidebook, 2008. 8 p.
21. Cribari-Neto F., Ferrari S. L. P., Oliveira W. A. S. C. Numerical evaluation of tests based on different heteroscedasticity consistent covariance matrix estimators. *Journal of Statistical Computation & Simulation*. 2005. Volume 75, P. 611–628.
22. Dekke R. Applications of maintenance optimization models: A review and analysis. *Reliability Engineering and System Safety*. 1996. Volume 51. P. 229–240.
23. Department of Defense Instruction 4151.22. Condition-based Maintenance Plus for Material Maintenance (Put onto operation 16.10.2012). USA: Department of Defense, 2012. 8 p.

24. Dhillon B.S. Reliability, quality, and safety for engineers. Boca Raton: CRC PRESS, 2005. 216 p.
25. Doc 9849 AN/457. Global Navigation Satellite System (GNSS) Manual. Montreal: ICAO, 2012. 68 p.
26. Doc 9854 AN/458. Глобальная эксплуатационная концепция ОрВД. Монреаль: ИКАО, 2005. 93 с.
27. Doc 9869 AN/462. Manual on required communication performance (RCP). Montreal: ICAO, 2006. 42 p.
28. Doc 9924 AN/474. Aeronautical Surveillance Manual. Montreal: ICAO, 2010. 320 p.
29. Draper N.R., Smith H. Applied regression analysis. New York: John Wiley and Sons, 1998. 716 p.
30. Eurocontrol-spec-0147. Eurocontrol specification for ATM surveillance system performance (Volume 1). Brussels: Eurocontrol, 2012. 86 p.
31. Ezekiel M., Fox K. A. Method of correlation and regression analysis. Linear and curvilinear. New York: John Wiley and sons, 1959. 548 p.
32. Fan M., Zeng Z., Zio E., Kang R., Chen Y. A sequential Bayesian approach for remaining useful life prediction of dependent competing failure processes. *IEEE Transactions on Reliability*. 2019. Volume 68, Issue 1. P. 317–329.
33. Finkelstein M. Failure rate modelling for reliability and risk. New York: Springer, 2008. 274 p.
34. Flachaire E. Bootstrapping heteroskedastic regression models: wild bootstrap vs pairs bootstrap. *Computational Statistics and Data Analysis*. 2005, Volume 49, No 2. P. 361–376.
35. Frangopol D. M., Kallen M. J., van Noortwijk J. M. Probabilistic models for life-cycle performance of deteriorating structures: review and future directions. *Progress Struct. Eng. Mater.* 2004. Volume 6, No. 4. P. 197–212.
36. Galar D., Sandborn P., Kumar U. Maintenance costs and life cycle cost analysis. Boca Raton: CRC Press, 2017. 492 p.

37. Garreau D., Arlot S. Consistent change-point detection with kernels, *Electron. J. Statist.* 2018. Volume 12, No. 2. P. 4440–4486.
38. Gertsbakh I. Models of preventive maintenance. Amsterdam: North-Holland, 1977. 257 p.
39. Ghosh B.K., Sen P.K. Handbook of sequential analysis. Boca Raton: CRC Press, 1991. 642 p.
40. Ghosh M., Mukhopadhyay N., Sen P.K. Sequential estimation. New York: Wiley-Interscience, 1997. 504 p.
41. Glejser H. A new tests for heteroscedasticity. *Journal of American Statist. Assoc.* 1969, Volume 64. P. 316–323.
42. Godfrey L. G. Tests for regression models with heteroskedasticity of unknown form. *Computational Statistics & Data Analysis.* 2006. Volume 50, No. 2. P. 715–2733.
43. Goldfield S.M., Quandt R.E. Some tests for homoscedasticity. *Journal of American Statist. Assoc.* 1965, Volume 60. P. 539–547.
44. Gombay E. Sequential change-point detection and estimation. *Sequential analysis.* Volume 22, Issue 3. P. 203–222.
45. Goncharenko A. Aircraft operation depending upon the uncertainty of maintenance alternatives. *Aviation.* 2017. Volume 21, No. 4. P. 126–131.
46. Gottman J.M., Roy A.K. Sequential analysis: A guide for behavioral researchers. Cambridge: Cambridge University Press, 2008. 288 p.
47. Grall A., Dieulle L., Bérenguer C., Roussignol M. Continuous-time predictive-maintenance scheduling for a deteriorating system. *IEEE Transactions on reliability.* 2002. Volume 51, No. 2. P. 141–150.
48. Greene W. H. Econometric analysis. New York: Pearson Education, Inc., 2003. 1026 p.
49. Grimmett G., Stirzaker D. Probability and random processes. London: Oxford Univ. Press, 2001. 608 p.
50. Hahn G.J., Shapiro S.S. Statistical models in engineering. New York: John Wiley & Sons, 1967. 395 p.

51. Haynes K., Eckley I. A., Fearnhead P. Computationally efficient changepoint detection for a range of penalties. *Journal of Computational and Graphical Statistics*. 2017. Volume 26 (1). P. 134–143.
52. Himmelblau D.M. Process analysis by statistical methods. New York: John Wiley and Sons, 1970. 958 p.
53. Honari B., Donovan J. Early detection of reliability changes for a non-Poisson life model using field failure data. *Annual Reliability and Maintainability Symposium*. Proceedings of Symposium. Washington, 2007, P. 346–349.
54. Hong L., Ye Z. When is acceleration unnecessary in a degradation test? *Statistica Sinica*. 2017. Volume 27. P. 1461–1483.
55. Horst R. The Hazard Rate. Theory and Inference (with supplementary MATLAB–Programs). Giessen: Justus–Liebig–University, 2014. 285 p.
56. Hoyland A., Rausand M. System reliability theory. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1994. 518 p.
57. Huang C.Y., Lyu M.R. Estimation and analysis of some generalized multiple change-point software reliability models. *IEEE Transactions on reliability*. 2011. Volume 60, No. 2. P. 498–513.
58. Huynh K.T., Grall A., Bérenguer C. A parametric predictive maintenance decision-making framework considering improved system health prognosis precision. *IEEE Transactions on reliability*. 2018. Volume 68, Issue 1. P. 375–396.
59. Inoue S., Hayashida Sh., Yamada Sh. Toward practical software reliability assessment with change-point based on hazard rate models. *Annual Computer Software and Applications Conference*, Proceedings of IEEE Conference. Washington, 2013, P. 268–273.
60. International Maintenance Process Standard (IMPS-01) [Электронный ресурс]: EASA. Режим доступа: https://www.easa.europa.eu/sites/default/files/dfu/IMPS%20Issue%2001_SIGNED.pdf (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

61. International Standard ISO 10004: 2018. Quality Management. Customer Satisfaction. Guidelines for Monitoring and Measuring. Geneva: ISO copyright office, 2018. 44 p.
62. Jardine A.K.S., Tsang A.H.C. Maintenance, replacement, and reliability: theory and applications. Second edition. Boca Raton: CRC Press, 2017. 364 p.
63. Jiang R. Specification of change points of failure rate or intensity function: a non-parametric approach. *Industrial Engineering and Engineering Management*. Proceedings of the 2012 IEEE International Conference, Hong Kong, China, 10-13 December 2012. P. 747–751.
64. Jones M.T. Artificial Intelligence: A Systems Approach. Hingham: Jones & Bartlett Learning, 2009. 498 p.
65. Karasoy D.S., Kadilar C. A new Bayes estimate of the change point in the hazard function. *Computational Statistics & Data Analysis*. 2007. Volume 51, No. 6. P. 2993–3001.
66. Kay S. M. Fundamentals of statistical signal processing: estimation theory. New Jersey: Prentice-Hall, 1993. 595 p.
67. Kendall M. Time-series. London: Griffin and Company Ltd, 1976. 197 p.
68. Khan N., McClean S., Zhang S., Nugent C. Optimal parameter exploration for online change-point detection in activity monitoring using genetic algorithms. *Sensors*. 2016. Volume 16, No. 11. P. 1–16.
69. Killick R., Fearnhead P., Eckley I. A. Optimal detection of changepoints with a linear computational cost. *Journal of the American Statistical Association*. 2012. Volume 107 (500). P. 1590–1598.
70. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Asanov M.M. Three-Dimensional Mathematical Model in Heteroskedasticity Conditions. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control*: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 14 – 17 October 2014, K., 2014. P. 139–142.
71. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Petrova Yu.V., Cheked I.V. Comparative analysis of two methods for taking into account heteroskedasticity during mathematical models building. *Наукоємні технології*. 2019. № 4 (Том 44). С. 449–456.

72. Kuzmin V.M., Zaliskyi M.Yu., Serhieieva T.S. Heteroskedasticity analysis of empirical data. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 17 – 19 листопада 2014 р., К., 2014. С. 100.*

73. Kuzmin V.N. New statistical method for identification of nonlinearity of empirical data. *Computer data analysis and modeling. Proceedings of the Fifth International Conference: Minsk, 8 – 12 June 1998. Volume 1. P. 159–164.*

74. Kuzmin V.N. The sequential statistical analysis of econometric data under heteroskedasticity. *Computer data analysis and modeling. Robustness and computer intensive methods. Proceedings of the Sixth international conference. Minsk, 10 – 14 September 2001. P. 37–42.*

75. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Chyrka Iu., Vovk V. New Method of Mode Estimation for Small and Medium Samples. *Advanced Computer Information Technologies: Proceedings of 9th International Conference, Ceske Budejovice (Czech Republic), 5 – 7 June, 2019. P. 68–71.*

76. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Kozhokhina O. Identification and analysis of heteroscedasticity at the econometric data approximation. *Новітні технології. 2018. № 3 (7). С. 6–12.*

77. Kuzmyn V., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Shcherbyna O., Odarchenko R. Statistical analysis of wind turbine operational data. *The Experience of Designing and Application of CAD Systems (CADSM): Proceedings of 15th International Conference, Polyana-Svalyava (Zakarpattya), 26 February – 2 March 2019. P. 1–4.*

78. Kuzmyn V.M., Zaliskyi M.Yu., Kozhokhina O.V., Kaminskyi Ye.O. Approximation of time series with multiple switching points. *Новітні технології. 2019. № 1 (8). С. 6–13.*

79. Lawless J. F. Statistical models and methods for lifetime data. New Jersey: Wiley, 2002. 622 p.

80. Lehmann E.L., Romano J. P. Testing statistical hypotheses. New York: Springer, 2008. 786 p.

81. Li S., Xie Y., Dai H., Song L. Scan B-statistic for kernel change-point detection. *Sequential Analysis*. Volume 38, No. 4. P. 503–544.
82. Li W., Pham H. Reliability modeling of multi-state degraded systems with multi-competing failures and random shocks. *IEEE Transactions on Reliability*. 2005, Volume 54, No. 5. P. 297–303.
83. Li Y., Chen L., Pan E., Chen Z. Jointly optimal design of perfect maintenance policy and CUSUM control chart. *Industrial Engineering and Engineering Management*. Proceedings of the 2017 IEEE International Conference. Singapore, 10-13 December 2017. P. 1920–1924.
84. Lisnianski A., Levitin G. Multi-state system reliability: assessment, optimization and applications. Singapore: World Scientific, 2003. 428 p.
85. Liu J., Zio E. System dynamic reliability assessment and failure prognostics. *Rel. Eng. Syst. Saf.* 2017. Volume 160. P. 21–36.
86. Lung-Yut-Fong A., L'evy-Leduc C., Cappe O. Distributed detection/localization of change-points in high-dimensional network traffic data. *Statistics and Computing*. 2012. Volume 22 (2). P. 485–496.
87. Ma H., Meeker W. Q. Strategy for planning accelerated life tests with small sample sizes. *IEEE Transactions on Reliability*. 2010. Volume 59, No. 4, P. 610–619.
88. Maintenance Steering Group-3 (MSG-3) [Электронный ресурс]: SKYbrary Режим доступа: [https://www.skybrary.aero/index.php/Maintenance_Steering_Group-3_\(MSG-3\)](https://www.skybrary.aero/index.php/Maintenance_Steering_Group-3_(MSG-3)) (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.
89. Maintenance Steering Group-3 (MSG-3)-based Maintenance and Performance-based Planning and Logistics Programs, [Электронный ресурс]: A White Paper. Режим доступа: <http://www.intergraph.com/assets/pdf/MSG3.pdf> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.
90. Maronna R.A., Martin R.D., Yohai V.J. Robust statistics: theory and methods. Chichester: Wiley, 2006. 414 p.
91. McClave J.T., Dietrich F.H. Statistics. San Francisco: Dellen Publishing Company, 1991. 624 p.

92. Meeker W. Q., Escobar L. A. Statistical methods for reliability data. New York: Wiley, 1998. 672 p.
93. Mills C. F. Statistical methods. New York: Pitman Publishing, 1965. 860 p.
94. Montgomery D.C., Runger G.C. Applied statistics and probability for engineers, Fours Edition. New York: John Wiley & Sons, 2007. 768 p.
95. MSG-3: Operator/Manufacturer Scheduled Maintenance Development, Volume 1 – Fixed Wing Aircraft; Volume 2 – Rotorcraft. USA: Airlines for America (A4A), 2018.
96. Nakagawa T. Maintenance theory of reliability. London: Springer-Verlag, 2005. 270 p.
97. NAVAIR Manual 00-25-403. Guidelines for the Naval Aviation RCM Process. USA: NAVALAIR systems command, 2005. 112 p.
98. O'Connor P.D.T. Practical reliability engineering. Chichester: John Wiley & Sons, 2002. 540 p.
99. Olvera Astivia O.L., Zumbo B.D. Heteroskedasticity in multiple regression analysis: what it is, how to detect it and how to solve it with applications in R and SPSS. *Practical Assessment, Research & Evaluation*. 2019, Volume 24, No 1. P. 1–16.
100. Padhy N.P. Artificial Intelligence and Intelligent Systems. Oxford: Oxford University Press, 2005. 632 p.
101. Pecht M.G., Kang M. Prognostics and Health Management of Electronics: Fundamentals, Machine Learning, and the Internet of Things. New York: John Wiley and Sons, 2018. 800 p.
102. Polunchenko A., Tartakovsky A. State-of-the-art in sequential change-point detection. *Methodology Comput. Appl. Probability*. 2012. Volume 14, No. 3. P. 649–684.
103. Predictive and Prescriptive Maintenance [Электронный ресурс] / A. Bonfietti. URL: http://www.rem-energy.it/admin/wp-content/uploads/08-REM2018_Bonfietti_MindIT.pdf (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.
104. Predictive and Prescriptive maintenance of manufacturing industry with machine learning. Monitoring machine health and optimizing manufacturing yield with machine learning [Электронный ресурс] / Partha Deka and Rohit Mittal, 24 December

2018. URL: <https://towardsdatascience.com/predictive-and-prescriptive-maintenance-for-manufacturing-industry-with-machine-learning-2078afa76bfb> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

105. Raftery A.E., Akman V.E. Bayesian analysis of a Poisson process with a change-point. *Biometrika*. Volume 73, No. 1. P. 85–89.

106. Rausand M. System reliability theory: models, statistical methods and applications. New York: John Wiley & Sons, Inc., 2004. 458 p.

107. Rawlings J.O., Pantula S.G., Dickey D.A. Applied regression analysis: a research tool, Second edition. New York: Springer-Verlag, 1998. 659 p.

108. Raza A., Ulansky V. Modelling of false alarms and intermittent faults and their impact on the maintenance cost of digital avionics. *Procedia manufacturing*. 2018. Volume 16. P. 107-114.

109. Reklaitis G.V., Ravindran A., Ragsdell K.M. Engineering optimization. Methods and applications. New York: John Wiley and Sons, 1983. 668 p.

110. Rosopa P. J., Schaffer M. M., Schroeder A. N. Managing heteroscedasticity in general linear models. *Psychological Methods*. 2013, Volume 18. P. 335–351.

111. SAE standard ARP-6204. Condition-based maintenance recommended practices. Put onto operation 15.09.2014. SAE International, 2014. 115 p.

112. Sen A., Srivastava M. S. On tests for detecting change in mean. *Annals of Statistics*. 1975. Volume 3, No. 1. P. 98–108.

113. Siegmund D. Sequential analysis: Tests and confidence intervals. New York: Springer, 1985. 284 p.

114. Sijtsma K. Reliability Beyond Theory and Into Practice. *Psychometrika*. 2009. № 74 (1). P. 169–173.

115. Smith D.J. Reliability, maintainability and risk. Practical methods for engineers. London: Elsevier, 2005. 365 p.

116. Solomentsev O., Kuzmin V., Zaliskyi M., Zuiev O., Kaminskyi Y. Statistical data processing in radio engineering devices operation system. *Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering (TCSET): Proceedings*

of IEEE 14th International Conference, Lviv-Slavske, 20 – 24 February 2018, L., 2018. P. 1–4.

117. Solomentsev O., Zaliskyi M. Correlated Failures Analysis in Navigation System. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control: Proceedings of IEEE 5th International Conference*, Kyiv, 16 – 18 October 2018, K., 2018. P. 41–44.

118. Solomentsev O., Zaliskyi M. Operation System for Modern Unmanned Aerial Vehicles. *Cyber Hygiene & Conflict Management in Global Information Networks: Proceedings of 1st International Workshop*, Kyiv, 29 – 30 November 2019, K., 2019. P. 1–10.

119. Solomentsev O., Zaliskyi M., Gerasymenko T. Change-point Detection during Radar Operation. *Data Stream Mining & Processing: Proceedings of IEEE First International Conference*, Lviv, 23 – 27 August 2016, L., 2016. P. 295–298.

120. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Kozhokhina O., Petrova Yu. Data Processing in Case of Radio Equipment Reliability Parameters Monitoring. *Advances in Wireless and Optical Communications (RTUWO 2018): Proceedings*, Riga (Latvia), 15 – 16 November 2018. P. 219–222.

121. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Kozhokhina O., Petrova Yu. Efficiency of operational data processing for radio electronic equipment. *Aviation*. 2019. Vol. 23. № 3. P. 71–77.

122. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Petrova Yu. Data Processing Method for Deterioration Detection During Radio Equipment Operation. *Microwave Theory and Techniques in Wireless Communications (MTTW 2019): Proceedings of IEEE Workshop*, Riga (Latvia), 1 – 2 October 2019. P. 1–4.

123. Solomentsev O., Zaliskyi M., Herasymenko T., Petrova Yu. Method for changepoint detection with sample size accumulation during radio equipment operation. *The Scientific Journal of Riga Technical University – Electrical, Control and Communication Engineering*. 2020. Vol. 16. № 1. P. 23–29.

124. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Data Processing During Condition Based Maintenance of Radio Electronic Equipment. *Electronics and control systems*. 2017. № 4. P. 11–17.

125. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Efficiency of Data Processing for UAV Operation System. *Actual Problems of UAV Developments: Proceedings of IEEE Fourth International Conference*, Kyiv, 17 – 19 October 2017, K., 2017. P. 27–31.

126. Solomentsev O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Herasymenko T. Reliability Parameters Estimation for Radioelectronic Equipment in Case of Change-point. *Signal Processing Symposium 2017 (SPSymo 2017): Proceedings*, Jachranka Village (Poland), 12 – 14 September 2017. P 1–4.

127. Solomentsev O., Zaliskyi M., Nemyrovets Yu., Asanov M. Signal processing in case of radio equipment technical state deterioration. *Signal Processing Symposium 2015 (SPS 2015): Proceedings*, Debe (Poland), 10 – 12 June 2015. P 1–5.

128. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O. Estimation of quality parameters in the radio flight support operational system. *Aviation*. 2016. Vol. 20. № 3. P. 123–128.

129. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O. Intelligence-Based Operation of Aviation Radioelectronic Equipment. *Handbook of Research on Artificial Intelligence Applications in the Aviation and Aerospace Industries*: Chapter in the book, IGI Global, Pennsylvania, USA, 2020, P. 148–179.

130. Solomentsev O., Zaliskyi M., Zuiev O., Yashanov I. Diagnostics programs efficiency analysis in operation system of radioelectronic equipment. *Computer Modelling And New Technologies*. 2015. Volume 19. № 1B. P. 49–56.

131. Solomentsev O.V., Herasymenko T.S., Zaliskyi M.Yu., Cheked I.V. Statistical Data Processing Procedures for Ground Navigation Equipment. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control: Proceedings of IEEE Fourth International Conference*, Kyiv, 18 – 20 October 2016, K., 2016. P. 182–185.

132. Solomentsev O.V., Herasymenko T.S., Zaliskyi M.Yu., Cheked I.V. Test for Condition Degradation Detection of Radio Electronic Equipment. *Electronics and control systems*. 2016. № 4. P. 11–16.

133. Solomentsev O.V., Melkumyan V.G., Zaliskyi M.Yu., Asanov M.M. UAV Operation System Designing. *Actual Problems of Unmanned Aerial Vehicles*

Developments: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 13 – 15 October 2015, K., 2015. P. 95–98.

134. Solomentsev O.V., Musienko A.O., Zaliskyi M.Yu., Yashanov I.M. Approach to obtaining maintenance characteristics of aviation radioelectronic equipment. *Aviation in the XXI-st Century: Proceedings of The Fifth World Congress, Kyiv, 25 – 27 September 2012, K., 2012, Volume 2. P. 3.2.5–3.2.8.*

135. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Herasymenko T.S. Radio electronic equipment failures model. *Electronics and control systems. 2018. № 3 (57). P. 18–23.*

136. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V. Questions of radioelectronic equipment diagnostics programs efficiency analysis. *Signal Processing Symposium 2013 (SPS 2013): Proceedings, Jachranka Village (Poland), 5 – 7 June 2013. P 1–3.*

137. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V. Radioelectronic equipment availability factor models. *Signal Processing Symposium 2013 (SPS 2013): Proceedings, Jachranka Village (Poland), 5 – 7 June 2013. P 1–3.*

138. Solomentsev O.V., Zaliskyi M.Yu., Zuiev O.V., Asanov M.M. Data processing in exploitation system of unmanned aerial vehicles radioelectronic equipment. *Actual Problems of Unmanned Air Vehicles Developments: Proceedings of IEEE 2nd International Conference, Kyiv, 15 – 17 October 2013, K., 2013. P.77–80.*

139. Stoica, P., Moses R. On biased estimators and the unbiased Cramer-Rao lower bound. *Signal Processing. 1990. Volume 21. P. 349–350.*

140. Sun Q., Ye Z.-S., Peng W. Scheduling preventive maintenance considering the saturation effect. *IEEE Transactions on reliability. 2018. Volume 68, Issue 2. P. 741–752.*

141. Tartakovsky A., Nikiforov I., Basseville M. Sequential analysis: hypothesis testing and changepoint detection. New York: Taylor & Francis Group, 2015. 580 p.

142. Tartakovsky A., Nikiforov I., Basseville M. Sequential analysis: hypothesis testing and changepoint detection. Boca Raton: CRC Press, 2006. 603 p.

143. Ulansky V., Machalin I. Mathematical Models for Evaluation of Operational Readiness of Periodically Inspected Electronic Systems. *Mathematical Machines and Systems. 2012. № 1. P. 119–128.*

144. Ulansky V., Raza A. Determination of the optimal maintenance threshold and periodicity of condition monitoring. *World congress on condition monitoring (WCCM)*. Proceedings of WCCM proceedings. London, 13-16 June 2017. New York: Curran Associates, Inc., 2017. P. 1343-1355.

145. Van der Heijden F., Duin R.P.W., de Ridder D., Tax D.M.J. Classification, parameter estimation and state estimation. New York: John Wiley & Sons, 2005. 440 p.

146. Van Noortwijk J. M. Optimal replacement decisions for structures under stochastic deterioration. *Reliability and Optimization of Structural Systems: Proceedings of 8th IFIP Working Conference*. Michigan, 1998. P. 273–280.

147. Van Trees H.L. Detection, estimation, and modulation theory, Part I. New York: John Wiley & Sons, 1968. 744 p.

148. Vogelsang T. J. Heteroskedasticity, autocorrelation, and spatial correlation robust inference in linear panel models with fixed effects. *Journal of Econometrics*. 2012. Volume 166, No. 2. P. 303–319.

149. Wang Y. P., Pham H. A multi-objective optimization of imperfect preventive maintenance policy for dependent competing risk systems with hidden failure. *IEEE Transactions on Reliability*. 2011. Volume 60, No. 4. P. 770–781.

150. Wang Z., Huang H. Z., Li Y., Xiao N.C. An approach to reliability assessment under degradation and shock process. *IEEE Transactions on Reliability*. 2011. Volume 60, No. 4. P. 852–863.

151. White H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 1980, Volume 48, No. 4. P. 817–838.

152. Wilamowski B.M., Irwin J.D. Intelligent Systems. The Industrial Electronics Handbook. Boca Raton: CRC Press, 2017. 610 p.

153. Wilcox R. R. Introduction to robust estimation and hypothesis testing. New York: Academic Press, 2005. 810 p.

154. Wind in power 2017. Annual combined onshore and offshore wind energy statistics [Електронний ресурс]: Електронні текстові дані. Режим доступу: <https://windeurope.org/wp-content/uploads/files/about-wind/statistics/WindEurope-Annual-Statistics-2017.pdf> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

155. Xuan X., Murphy K. Modeling changing dependency structure in multivariate time series. *Machine learning*. Proceedings of the 24th international conference, Corvalis, 20-24 June 2007. P. 1055–1062.
156. Yamada M., Kimura A., Naya F., Sawada H. Change-point detection with feature selection in high-dimensional time-series data. *Artificial Intelligence*. Proceedings of the Twenty-Third International Joint Conference. Beijing, China, 3-9 August 2013. PP. 1827–1833.
157. Yashanov I., Shcherbyna O., Zaliskyi M., Kozhokhina O., Odarchenko R. Tereshchenko L. Diagnostics Program Efficiency Analysis for Antenna System. *Advanced Trends in Radioelectronics, Telecommunication and Computer Engineering (TCSET)*: Proceedings of IEEE 15th International Conference, Lviv-Slavske, 25 – 29 February 2020, L., 2020. P. 1–4.
158. Zalisky M., Odarchenko R., Gnatyuk S., Petrova Yu., Chaplits A. Method of Traffic Monitoring for DDoS Attacks Detection in e-Health Systems and Networks. *Informatics & Data-Driven Medicine (IDDM 2018)*: Proceedings of 1st International Workshop, Lviv, 28 – 30 November 2018, L., 2018. P. 193–204.
159. Zaliskyi M., Petrova Yu., Asanov M., Bekirov E. Statistical data processing during wind generators operation. *International Journal of Electrical and Electronic Engineering & Telecommunications*. 2019. Vol. 8. No. 1. P. 33–38.
160. Zaliskyi M., Solomentsev O. Method of Sequential Estimation of Statistical Distribution Parameters. *Methods and Systems of Navigation and Motion Control*: Proceedings of IEEE Third International Conference, Kyiv, 14 – 17 October 2014, K., 2014. P. 135–138.
161. Zaliskyi M., Solomentsev O., Kozhokhina O., Herasymenko T. Statistical Data Processing for Condition-based Maintenance. *Signal Processing Symposium 2019 (SPSymo 2019)*: Proceedings, Krakow (Poland), 17 – 19 September 2019. P 1–4.
162. Zaliskyi M., Solomentsev O., Yashanov I. Analysis and optimization of diagnostic procedures for aviation radioelectronic equipment. *Cases on Modern Computer Systems in Aviation*: Chapter in the book, IGI Global, Pennsylvania, USA, 2019, P. 249–273.

163. Zaliskyi M.Yu. Reliability parameters estimation in case of aviation radio electronic devices technical state deterioration. *Electronics and Control Systems*. 2015. № 3 (45). P. 18–22.

164. Zheng J.-F., Hu C.-H., Zhang Q., Zhang Z.-X. A real-time remaining useful life estimation method based on changepoint detection. *Chinese Automation Congress. Proceedings*. Wuhan, China, 27-29 November 2015. P. 957–962.

165. Zou C., Yin G., Feng L., Wang Z. Nonparametric maximum likelihood approach to multiple change-point problems. *Annals of Statistics*. 2014. Volume 42(3). P. 970–1002.

166. А. с. 47959 від 21.02.3013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Послідовне оцінювання параметру зсуву рівномірно розподіленої випадкової величини» / О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, М.М. Асанов. Опубл. 3.05.2013, Бюл. № 30. 5 с.

167. А. с. 50904 від 23.08.3013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Послідовне оцінювання параметру масштабу рівномірно розподіленої випадкової величини» / О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, Д.О. Соловйов. Опубл. 2.09.2013, Бюл. № 31. 8 с.

168. А. с. 50905 від 23.08.3013 р. Україна. Комп'ютерна програма «Побудова тригонометричного многочлена для інтерполяції з підвищеною точністю» / В.П. Денисюк, О.В. Соломенцев, Л.В. Рибачук, М.Ю. Заліський. Опубл. 2.09.2013, Бюл. № 31. 5 с.

169. А. с. 55979 від 08.08.2014 р. Україна. Комп'ютерна програма «Процедура статистичної класифікації з бінарно-квантованим перетворенням вихідної статистики» / Ю.М. Хмелько, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, М.С. Бідний. Опубл. 1.09.2014, Бюл. № 34. 9 с.

170. А. с. 57945 від 30.12.2014 р. Україна. Комп'ютерна програма «Усічена процедура послідовної статистичної класифікації з бінарно-квантованим перетворенням вихідної статистики» / Ю.М. Хмелько, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський, Т.С. Герасименко. Опубл. 30.01.2015, Бюл. № 35. 10 с.

171. А. с. 58596 від 12.02.2015 р. Україна. Комп'ютерна програма «Процедура оцінки ефективності процесів технічного обслуговування засобів радіотехнічного

забезпечення польотів» / О.В. Зуєв, О.В. Соломенцев, М.Ю. Заліський. Опубл. 30.04.2015, Бюл. № 36. 10 с.

172. Авіаційні правила України «Обслуговування/управління аеронавігаційною інформацією» [Електронний ресурс]: Наказ Державної авіаційної служби України від 11.04.2016 р. № 258, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 06 травня 2016 р. за № 687/28817. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z0687-16> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

173. Архирейский А.А., Рассоха Е.Н. Статистическая обработка данных о надежности. Оренбург: ГОУ ОГУ, 2004. 35 с.

174. Байхельт Ф., Франкен П. Надежность и математическое обслуживание. Математический подход. Москва: Радио и связь, 1988. 392 с.

175. Барзилович Е.Ю., Воскобоев В.Ф. Эксплуатация авиационных систем по состоянию. Москва: Транспорт, 1981. 197 с.

176. Барзилович Е.Ю., Савенков М.В. Статистические методы оценки состояния авиационной техники. Москва: Транспорт, 1987. 240 с.

177. Барлоу Р., Прошан Ф. Статистическая теория надежности и испытания на безотказность. Москва: Наука, 1984. 328 с.

178. Башаринов А.Е., Флейшман Б.С. Методы статистического последовательного анализа и их приложения. Москва: Сов. Радио, 1962. 352 с.

179. Беляев Ю.К., Богатырев В.А., Болотин В.В. Надежность технических систем: Справочник / Под ред. И.А. Ушакова. Москва: Радио и связь, 1985. 608 с.

180. Бессмертный И.А. Искусственный интеллект. Санкт-Петербург: СПбГУ ИТМО, 2010. 132 с.

181. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов: Прогноз и управление. Москва: Мир, 1974. 406 с.

182. Боровков А.А. Математическая статистика. Оценка параметров. Проверка гипотез. Москва: Наука, 1984. 472 с.

183. Вальд А. Последовательный анализ. Москва: Физматиздат, 1960. 328 с.

184. Вентцель Е.С. Исследование операций. Задачи, принципы, методология. Москва: Наука, 1988. 208 с.
185. Вентцель Е.С. Исследование операций. Москва: Знание, 1976. 64 с.
186. Вентцель Е.С. Теория вероятностей. Москва: Наука, 1969. 576 с.
187. Вероятность и математическая статистика: Энциклопедия / Гл. ред. Ю.В.Прохоров. Москва: Большая российская энциклопедия, 1999. 910 с.
188. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьёв Л.Д. Математические методы в теории надёжности. – Москва: Наука, 1965. 524 с.
189. Голинкевич Т.А. Прикладная теория надёжности. Москва: Высшая школа, 1985. 168 с.
190. Горский Л.К. Статистические алгоритмы исследования надёжности. Москва: Наука, 1970. 400 с.
191. Далецкий С.В., Деркач О.Я., Петров А.Н. Эффективность технической эксплуатации самолетов гражданской авиации. Москва: Воздушный транспорт, 2002. 216 с.
192. Далецкий С.В., Кулешов А.А., Камзолов С.К. Оценка эффективности режимов технического обслуживания и ремонта воздушных судов в эксплуатации. *Научный вестник Московского государственного технического университета гражданской авиации*. 2012. № 179. С. 72–75.
193. Державне підприємство обслуговування повітряного руху України [Електронний ресурс]: Сайт підприємства. Режим доступу: <http://uksatse.ua/index.php?act=Part&CODE=232> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.
194. Джонстон Дж. Эконометрические методы. Москва: Статистика, 1980. 444 с.
195. Доугерти К. Введение в эконометрику. Москва: ИНФРА-М, 1997. 402 с.
196. ДСТУ 2862-94. Методи розрахунку показників надійності. Загальні вимоги; чинний від 8 грудня 1994 р. Держстандарт України, 1994. 36 с.
197. ДСТУ 3433-96 (ГОСТ 27.005-97) Надійність техніки. Моделі відмов. Основні положення; чинний від 5 грудня 1997 р. Держстандарт України, 1998. 94 с.

198. ДСТУ ISO 9000:2015 Системи управління якістю. Основні положення та словник термінів (ISO 9000:2015, IDT). Вид. офіц. Київ: ДП «УкрНДНЦ», 2016. 45 с.

199. ДСТУ ISO 9001: 2015 Системи управління якістю. Вимоги (ISO 9001:2015, IDT). Вид. офіц. Київ: ДП «УкрНДНЦ», 2016. 22 с.

200. Жиглявский А.А., Красковский А.Е. Обнаружение разладки случайных процессов в задачах радиотехники. Ленинград: Издательство ЛУ, 1988. 224 с.

201. Закс Л. Статистическое оценивание. Москва: Статистика, 1976. 598 с.

202. Заліський М.Ю. Виявлення погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 3 (51). С. 45–50.

203. Заліський М.Ю. Моніторинг процесів експлуатації засобів радіотехнічного забезпечення польотів. *Наукоємні технології*. 2015. № 3 (27). С. 257–260.

204. Заліський М.Ю., Сапіцький О.І., Таран В.І. Оцінювання показників надійності радіотехнічних засобів. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM*: тези доповідей Науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 листопада 2016 р., К., 2016. С. 63.

205. Інструкція з обліку та звітності при технічній експлуатації наземних засобів радіотехнічного забезпечення польотів і авіаційного електрозв'язку цивільної авіації України [Електронний ресурс]: Наказ Міністерства транспорту України від 11.11.2003 р. № 874. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z1264-03/ed20031230> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

206. Інструкція з організації та здійснення об'єктивного контролю при обслуговуванні повітряного руху та виробничій діяльності цивільної авіації України [Електронний ресурс]: Наказ Міністерства транспорту України від 11.11.2003 р. № 872, зареєстрований в Міністерстві юстиції України від 02.12.2003 р. за № 1103/8424. Режим доступу:

<https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z1103-03> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

207. Інструкція про порядок продовження терміну служби (ресурсу) наземних засобів РТЗ польотів і авіаційного електрозв'язку ЦА України [Електронний ресурс]: Наказ Мінтрансу України від 11.11.2003 р. № 871, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 02.12.2003 р. за №1102/8423. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z1102-03> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

208. Капур К., Ламберсон Л. Надежность и проектирование систем. Пер. с англ. Москва: Мир, 1980. 604 с.

209. Катренко А.В., Пасічник В.В., Пасько В.П. Теорія прийняття рішень. Підручник. Київ: ВНУ, 2009. 448 с.

210. Кашковский Д.В., Конев В.В. О последовательных оценках параметров авторегрессии со случайными коэффициентами. *Автометрия*. 2008, Т. 44. С. 70–81.

211. Каштанов В.А., Медведев В.И. Теория надежности сложных систем. Москва: Европейский центр по качеству, 2002. 470 с.

212. Конин В.В., Харченко В.П. Системы спутниковой радионавигации. Київ: Холтех, 2010. 520 с.

213. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю. Статистичний аналіз даних з використанням двосегментної параболічної регресії. *Наукоємні технології*. 2018. № 2 (Том 38). С. 173–177.

214. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю., Климчук В.П. Побудова математичних моделей з використанням полісегментної регресії. *Наукоємні технології*. 2020. № 1 (Том 45). С. 11–18.

215. Кузьмин В.М., Заліський М.Ю., Рудий С.В. Статистичний аналіз експлуатаційних даних вітрогенераторної установки. *Вісник Інженерної академії України*. 2018. № 2. С. 254–258.

216. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Использование многосегментной регрессии для оценки долговечности конструктивных

элементов систем. *Проблеми інформатизації та управління*. 2016. № 1 (53). С. 42–45.

217. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Методичний підхід для тестування статистичних даних на лінійність. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 4 (52). С. 63–67.

218. Кузьмин В.М., Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Процедура статистичної обробки даних щодо напрацювань на відмову в системі експлуатації радіотехнічних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2013. № 4 (44). С. 82–85.

219. Кузьмин В.Н. Построение кривых обеспеченности гидрологических величин с помощью полигональной регрессии. *Водне господарство України*. 2012. № 5 (101). С. 39–42.

220. Левин Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. Москва: Радио и связь, 1989. 656 с.

221. Левин Б.Р. Теория надёжности радиотехнических систем. Москва: Советское радио, 1978. 274 с.

222. Львович Я.Е., Фролов В.И. Теоретические основы конструирования, технологии и надежности РЭА: Учеб. пособие для вузов. Москва: Радио и связь, 1986. 192с.

223. Магнус Я. Р., Катышев П. К., Пересецкий А. А. Эконометрика. Москва: Дело, 2004. 576 с.

224. Матвеевский В.Р. Надежность технических систем. Учебное пособие. Москва: Московский государственный институт электроники и математики, 2002. 113 с.

225. Международные стандарты и рекомендуемая практика. Авиационная электросвязь. Приложение 10 к Конвенции о международной гражданской авиации. Том 1. Радионавигационные средства. Шестое издание. Монреаль: ИКАО, 2006. 608 с.

226. Международные стандарты и рекомендуемая практика. Авиационная электросвязь. Приложение 10 к Конвенции о международной гражданской

авиации. Том 2. Правила связи, включая правила, имеющие статус PANS. Монреаль: ИКАО, 2001. 105 с.

227. Международные стандарты и рекомендуемая практика. Авиационная электросвязь. Приложение 10 к Конвенции о международной гражданской авиации. Том 4. Системы обзорной радиолокации и предупреждения столкновений. Пятое издание. Монреаль: ИКАО, 2014. 232 с.

228. Международные стандарты и рекомендуемая практика. Обслуживание воздушного движения. Диспетчерское обслуживание воздушного движения, полётно-информационное обслуживание, служба аварийного оповещения. Приложение 11 к Конвенции о международной гражданской авиации. Тринадцатое издание. Монреаль: ИКАО, 2014. 106 с.

229. Надежность технических систем: Справочник / Под ред. И. А. Ушакова. Москва: Радио и связь, 1985. 608 с.

230. Надійність електроенергетичних систем і електричних мереж: підручник / А. В. Журахівський, С. В. Казанський, Ю. П. Матеєнко, О. Р. Пастух. Київ: КПІ ім. Ігоря Сікорського, Вид-во «Політехніка», 2017. 456 с.

231. Національна транспортна стратегія України на період до 2030 року [Електронний ресурс]: Розпорядження Кабінету Міністрів України від 30 травня 2018 р. № 430-р. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/430-2018-p> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

232. Никифоров И.В. Последовательное обнаружение изменения свойств временных рядов. Москва: Наука, 1983. 200 с.

233. Новиков В.С. Техническая эксплуатация авиационного радиоэлектронного оборудования: Учебник для вузов. Москва: Транспорт, 1987. 260 с.

234. Основы технической эксплуатации радиотехнических систем специального назначения: учебник / В. Н. Ратушняк [и др.]; под ред. К. А. Малыкова. Красноярск : Сиб. федер. ун-т, 2015. 334 с.

235. Петрашевський О.Л. Проблеми і результати науково-прикладних досліджень в логістичній галузі предметної діяльності. *Проблеми транспорту: Зб. наук. пр.* 2007. № 4. С. 3 – 9.

236. Пирогов Г.Г., Федоровский Ю.П. Проблемы структурного оценивания в эконометрике. Москва: Статистика, 1979. 328 с.

237. Півняк Г., Шкрабець Ф., Нойбергер Н., Ципленков Д. Основи вітроенергетики: підручник. Дніпропетровськ: НГУ, 2015. 335 с.

238. Повітряний кодекс України. Чинний від 19.05.2011 р. № 3393-VI. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/ru/3393-17>.

239. Положення про використання повітряного простору України [Електронний ресурс]: Постанова Кабінету Міністрів України від 6 грудня 2017 р. № 954. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/954-2017-п> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

240. Положення про Державну авіаційну службу України [Електронний ресурс]: Постанова Кабінету Міністрів України від 8 жовтня 2014 р. № 520. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/520-2014-п> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

241. Положення про нагляд за безпекою польотів у системі організації повітряного руху [Електронний ресурс]: Наказ Міністерства транспорту та зв'язку України від 31.05.2010 р. № 320. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/ru/z0446-10/ed20100716> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

242. Положення про систему управління безпекою польотів на авіаційному транспорті [Електронний ресурс]: Наказ Державної служби України з нагляду за забезпеченням безпеки авіації від 25 листопада 2005 р. № 895, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 14 грудня 2005 р. за № 1503/11783. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z1503-05> (дата звернення: 05.05.2020). Назва з екрану.

243. Правила авіаційного електрозв'язку в цивільній авіації України [Електронний ресурс]: Наказ Міністерства транспорту України від 23.09.2003 р. № 736. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z1001-03> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

244. Правила організації і проведення наземних та льотних перевірок наземних засобів радіотехнічного забезпечення польотів, авіаційного електрозв'язку та світлосигнального обладнання аеродромів цивільної авіації України [Електронний ресурс]: Наказ Державної служби України з нагляду за забезпеченням безпеки авіації 23.03.2005 р. № 210, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 7.04.2005 р. за № 374/10654. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z0374-05> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

245. Правила сертифікації наземних засобів радіотехнічного забезпечення в цивільній авіації України [Електронний ресурс]: Наказ Міністерства інфраструктури України від 25.05.2011 р. № 121, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 14.06.2011 р. за № 701/19439. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z0701-11> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

246. Правила технічної експлуатації наземних засобів радіотехнічного забезпечення в цивільній авіації України [Електронний ресурс]: Наказ Міністерства транспорту та зв'язку України від 08.05.2007 р. № 381. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z0705-07> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

247. Прокопенко І.Г. Статистична обробка сигналів. Київ: НАУ, 2012. 220 с.

248. Радиотехническое обеспечение полетов воздушных судов и авиационная электросвязь. Часть 1: Учебное пособие / С.А. Кудряков, В.К. Кульчицкий, Н.В. Поваренкин, В.В. Пономарев, Е.А. Рубцов, Е.В. Соколов; под ред. С.А. Кудрякова. Санкт-Петербург: Свое Издательство, 2016. 70 с.

249. Роїк О.М. Контроль і діагностика радіоелектронної апаратури на етапах її виробництва. Вінниця : УНІВЕРСУМ, 2000. 170 с.

250. Сертифікаційні вимоги до наземних засобів радіотехнічного забезпечення в цивільній авіації України [Електронний ресурс]: Наказ Міністерства інфраструктури України від 25.05.2011 р. № 122, зареєстрований в Міністерстві юстиції України 14.06.2011 р. за № 702/19440. Режим доступу:

<https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/z0702-11> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

251. Смирнов Н.Н., Ицкович А.А. Обслуживание и ремонт авиационной техники по состоянию. Москва: Транспорт, 1987. 272 с.

252. Соломенцев А.В. Проектирование систем эксплуатации радиоэлектронного оборудования предприятий гражданской авиации. Киев: Общество знания, 1987. 20 с.

253. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Аналіз процесів погіршення технічного стану авіаційних радіоелектронних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій*: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 21 – 23 вересня 2016 р., Запоріжжя, 2016, С. 77–78.

254. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Послідовний підхід до оцінювання коефіцієнта готовності авіаційних радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій*: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 19 – 21 вересня 2012 р., Запоріжжя, 2012. С. 288–289.

255. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю. Спосіб послідовного визначення середнього напрацювання на відмову технічних засобів: пат. 94852 Україна, МПК G01N 21/21 (2006.01), №201404039; заявл. 15.04.2014; опубл. 10.12.14, Бюл. № 23.

256. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С. Аналіз ефективності процедури виявлення розладнання в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації. *Наукоємні технології*. 2018. № 3 (Том 39). С. 376–382.

257. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С. Аналіз процесу погіршення технічного стану радіотехнічних засобів. *Проблеми інформатизації та управління*. 2015. № 1 (49). С. 96–102.

258. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С., Мусієнко А.О. Процедура аналізу нестационарних процесів в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації. *Новітні технології*. 2018. № 2 (6). С. 69–78.

259. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Герасименко Т.С., Мусієнко А.О. Процедура виявлення нестационарностей під час визначення технічного стану радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій*: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 3 – 5 жовтня 2018 р., Запоріжжя, 2018. С. 67–68.

260. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Зуєв О.В. Статистичні моделі показників надійності. *ABIA-2013*: тези доповідей XI Міжнародної науково-технічної конференції, Київ, 21 – 23 травня 2013 р., К., 2013, Т. II. С. 10.42–10.45.

261. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Зуєв О.В., Соловйов Д.О. Статистичні моделі ймовірності безвідмовної роботи засобів зв'язку. *Захист інформації в інформаційно-комунікаційних системах*: тези доповідей Науково-практичної конференції, Київ, 3 – 6 червня 2013 р., К., 2013. С. 74–76.

262. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Камінський Є.О. Послідовна процедура аналізування розладнання під час обробки експлуатаційних даних. *Новітні технології*. 2019. № 3 (10). С. 43–51.

263. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Кузьмин В.М. Побудова кривих забезпеченості експоненціального розподілу за допомогою полігональної регресії. *Проблеми розвитку глобальної системи зв'язку, навігації, спостереження та організації повітряного руху CNS/ATM*: тези доповідей Науково-методичної конференції, Київ, 28 – 30 листопада 2012 р., К., 2012. С. 84.

264. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Луньов В.В. Послідовний метод оцінювання показника надійності наземних засобів аеронавігації. *Електроніка та системи управління*. 2012. № 3 (33). С. 28–34.

265. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Мусієнко А.О. Вдосконалення структур обробки даних у системах експлуатації засобів аеронавігації. *Проблеми транспорту*: збірник наукових праць. 2012. Вип. 9. С. 146–154.

266. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Соловйов Д.О. Обробка даних у системах експлуатації радіоелектронних засобів. *Статистичні методи обробки*

сигналів та даних: тези доповідей Міжнародної наукової конференції, Київ, 16 – 17 жовтня 2013 р., К., 2013. С. 144–149.

267. Соломенцев О.В., Заліський М.Ю., Соловійов Д.О. Операторна схема обробки даних у системах експлуатації радіотехнічних засобів. *Сучасні проблеми і досягнення в галузі радіотехніки, телекомунікацій та інформаційних технологій*: тези доповідей Міжнародної науково-практичної конференції, Запоріжжя, 17 – 19 вересня 2014 р., Запоріжжя, 2014. С. 305–307.

268. Соломенцев О.В., Зуєв О.В., Заліський М.Ю., Рудий С.В. Системи експлуатації авіаційних радіоелектронних систем та комплексів. Конспект лекцій. Кривий Ріг: КК НАУ, 2017. 62 с.

269. Соломенцев О.В., Мелкумян В.Г., Заліський М.Ю. Системи експлуатації радіоелектронних засобів. *Вісник Інженерної академії України*. 2015. № 3. С. 149–154.

270. Соломенцев О.В., Хмелько Ю.М., Жаров І.К., Німич В.В. Основи теорії надійності, експлуатації та ремонту радіоелектронної апаратури: Конспект лекцій. Київ: НАУ, 2007. 108 с.

271. Сосулин Ю.Г., Фишман М.М. Теория последовательных решений и её применение. Москва: Радио и связь, 1985. 272 с.

272. Стрельников В.П. Новая технология исследования надёжности. *Математические машины и системы*. 1997. № 2. С. 78–83.

273. Тартаковский А.Г. Последовательные методы в теории информационных систем. Москва: Радио и связь, 1991. 280 с.

274. Тимчасовий порядок використання повітряного простору України [Електронний ресурс]: прийнято Державною авіаційною службою України від 31.05.2018 р. Режим доступу: <https://zakon.rada.gov.ua/rada/show/n0001763-18> (дата звернення: 01.05.2020). Назва з екрану.

275. Уланский В.В., Мачалин И.О. Математическая модель процесса эксплуатации легкозаменяемых блоков систем авионики. *Авиационно-космическая техника и технология*. 2006. № 6. С. 74–80.

276. Уланський В.В., Мачалін І.О. Аналіз і оцінка показників ефективності експлуатації станційного обладнання телекомунікаційних систем. *Захист інформації*. 2012. Вип. 4 (57). С. 55–59.

277. Фу К. Последовательные методы в распознавании образов и обучении машин. – Москва: Наука, 1971. 256 с.

278. Четыркин Е.М. Статистические методы прогнозирования. Москва: Статистика, 1977. 200 с.

279. Ширяев А.Н. Статистический последовательный анализ. Москва: Наука, 1976. 272 с.

280. Ширяев А.Н. Стохастические задачи о разладке. Москва: МЦНМО, 2016. 392 с.

281. Якість, надійність радіоелектронної апаратури. Елементи теорії і методи забезпечення: монографія / Ю.Я. Бобало, Л.А. Недоступ, М.Д. Кіселичник; за ред. Л.А. Недоступа. Львів: Видавництво Львівської політехніки, 2013. 196 с.

Додаток А.
Доведення теореми

Теорема.

У разі нормальної, вейбулівської, релєєвської та логарифмічно-нормальної ЩРІ напрацювань між відмовами існує така періодичність проведення превентивного ТО, яка забезпечує мінімальне значення показника ефективності (2.13).

Доведення.

Представимо показник ефективності у вигляді

$$m_1(\Pi_{\text{эф}}) = \frac{C_{\text{ПТО}} m_1(n_{\text{ПТО}}) + C_p m_1(n_p)}{t_{\text{ПТО}} m_1(n_{\text{ПТО}}) + \Theta_{\text{ПТО}} m_1(n_{\text{ПТО}}) + t_p m_1(n_p) + m_1(t) m_1(n_p)}$$

де $m_1(n_{\text{ПТО}})$ – кількість процедур превентивного ТО, $m_1(n_p)$ – кількість процедур ремонту, $\Theta_{\text{ПТО}}$ – періодичність проведення ТО, $m_1(t)$ – математичне сподівання напрацювань між відмовами на інтервалі від 0 до $\Theta_{\text{ПТО}}$.

1. Нехай напрацювання між відмовами описується нормальним законом розподілу:

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}},$$

де m – математичне сподівання, σ – середньоквадратичне відхилення.

Кількість процедур превентивного ТО та ремонту визначаємо із співвідношень

$$m_1(n_{\text{ПТО}}) = n_{\Sigma} p(t > \Theta_{\text{ПТО}}) = n_{\Sigma} \int_{\Theta_{\text{ПТО}}}^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt = n_{\Sigma} \left(1 - \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) \right);$$

$$m_1(n_p) = n_{\Sigma} p(t < \Theta_{\text{ПТО}}) = n_{\Sigma} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} f(t) dt = n_{\Sigma} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt = n_{\Sigma} \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right),$$

де n_{Σ} – сумарна кількість подій (процедур ТО та ремонту) на інтервалі спостереження.

Математичне сподівання напрацювань між відмовами розраховуємо з урахуванням періодичності проведення ТО, тобто

$$m_1(t) = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} tf(t)dt,$$

де c – константа нормування

$$c = \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} f(t)dt = \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right)$$

$$\begin{aligned} m_1(t) &= \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} tf(t)dt = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} t \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} (t-m) \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt + \\ &+ \frac{m}{c} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} dt = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} \frac{1}{2\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} d(t-m)^2 + \frac{m}{c} \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) = \\ &= -\frac{\sigma}{c\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-m)^2}{2\sigma^2}} \Big|_0^{\Theta_{\text{ПТО}}} + \frac{m}{c} \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) = \\ &= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right)} e^{-\frac{m^2}{2\sigma^2}} + m - \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right)} e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}}. \end{aligned}$$

Підставивши отримані співвідношення у формулу для показника ефективності, отримаємо:

$$m_1(\Pi_{\text{эф}}) = \frac{C_{\text{ПТО}} + (C_p - C_{\text{ПТО}})\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right)}{(t_{\text{ПТО}} + \Theta_{\text{ПТО}})\left(1 - \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right)\right) + (t_p + m)\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{m^2}{2\sigma^2}} - \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}}}.$$

Дослідимо отримане рівняння на екстремуми. Для цього представимо його у вигляді

$$m_1(\Pi_{\text{эф}}) = \frac{\varphi_1(\Theta_{\text{ПТО}})}{\varphi_2(\Theta_{\text{ПТО}})},$$

де

$$\varphi_1(\Theta_{\text{ПТО}}) = C_{\text{ПТО}} + (C_p - C_{\text{ПТО}})\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right),$$

$$\begin{aligned} \varphi_2(\Theta_{\text{пто}}) &= (t_{\text{пто}} + \Theta_{\text{пто}}) \left(1 - \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) \right) + \\ &+ (t_p + m) \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{m^2}{2\sigma^2}} - \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}}. \end{aligned}$$

Тоді

$$\frac{\partial m_1(\Pi_{\text{эф}})}{\partial \Theta_{\text{пто}}} = \frac{\varphi_1'(\Theta_{\text{пто}})\varphi_2(\Theta_{\text{пто}}) - \varphi_1(\Theta_{\text{пто}})\varphi_2'(\Theta_{\text{пто}})}{\varphi_2^2(\Theta_{\text{пто}})} = \frac{\varphi_3(\Theta_{\text{пто}})}{\varphi_2^2(\Theta_{\text{пто}})}.$$

Мінімум цієї функції знаходимо з умови

$$\begin{aligned} \varphi_3(\Theta_{\text{пто}}) &= \varphi_1'(\Theta_{\text{пто}})\varphi_2(\Theta_{\text{пто}}) - \varphi_1(\Theta_{\text{пто}})\varphi_2'(\Theta_{\text{пто}}) = 0, \\ \varphi_2(\Theta_{\text{пто}}) &\neq 0. \end{aligned}$$

Знайдемо $\varphi_3(\Theta_{\text{пто}})$. Напишемо похідні від функцій у вигляді

$$\begin{aligned} \varphi_1'(\Theta_{\text{пто}}) &= \frac{C_p - C_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}}, \\ \varphi_2'(\Theta_{\text{пто}}) &= 1 - \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) - \frac{t_{\text{пто}} + \Theta_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} + \frac{t_p}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} + \\ &+ \frac{m}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma^2} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} = \\ &= 1 - \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) + \frac{t_p + m - t_{\text{пто}} - \Theta_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} + \frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} = \\ &= 1 - \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) + \frac{t_p - t_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \varphi_3(\Theta_{\text{пто}}) &= \varphi_1'(\Theta_{\text{пто}})\varphi_2(\Theta_{\text{пто}}) - \varphi_1(\Theta_{\text{пто}})\varphi_2'(\Theta_{\text{пто}}) = \\ &= \frac{C_p - C_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} (t_{\text{пто}} + \Theta_{\text{пто}}) - \frac{C_p - C_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} (t_{\text{пто}} + \Theta_{\text{пто}}) \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) + \\ &+ \frac{C_p - C_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{2\sigma^2}} (t_p + m) \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) + \frac{C_p - C_{\text{пто}}}{2\pi} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2 + m^2}{2\sigma^2}} - \frac{C_p - C_{\text{пто}}}{2\pi} e^{-\frac{(\Theta_{\text{пто}} - m)^2}{\sigma^2}} - \\ &- C_{\text{пто}} - (C_p - C_{\text{пто}}) \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) + C_{\text{пто}} \Phi \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) + (C_p - C_{\text{пто}}) \Phi^2 \left(\frac{\Theta_{\text{пто}} - m}{\sigma} \right) - \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -C_{\text{ПТО}} \frac{t_{\text{P}} - t_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}} - (C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}) \frac{t_{\text{PR}} - t_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}} \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) = \\
& = (C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}) \Phi^2\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) - C_{\text{ПТО}} + \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{2\pi} \left(e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2 + m^2}{2\sigma^2}} - e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{\sigma^2}} \right) + \\
& + \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}} (m - \Theta_{\text{ПТО}}) \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) - (C_{\text{P}} - 2C_{\text{ПТО}}) \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}} - m}{\sigma}\right) + \\
& + \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}} (C_{\text{P}} t_{\text{ПТО}} + C_{\text{P}} m - C_{\text{ПТО}} m - C_{\text{ПТО}} t_{\text{P}}).
\end{aligned}$$

Розглянемо отримане рівняння. Знайдемо значення $\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}})$ у декількох точках:

а) $\Theta_{\text{ПТО}} = 0 \leq m - 3\sigma$, тоді

$$\begin{aligned}
\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}} = 0) & = (C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}) \Phi^2(-3) - C_{\text{ПТО}} + \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{2\pi} \left(e^{-4.5 \frac{m^2}{2\sigma^2}} - 1 \right) + \\
& + m \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-4.5} \Phi(-3) - (C_{\text{P}} - 2C_{\text{ПТО}}) \Phi(-3) + \\
& + \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-4.5} (C_{\text{P}} t_{\text{ПТО}} + C_{\text{P}} m - C_{\text{ПТО}} m - C_{\text{ПТО}} t_{\text{P}}).
\end{aligned}$$

Оскільки $\Phi(-3) \approx 0$ та $e^{-4.5} \approx 0$, отримаємо

$$\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}} = 0) \approx -C_{\text{ПТО}}.$$

б) $\Theta_{\text{ПТО}} = m$, тоді

$$\begin{aligned}
\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}} = m) & = (C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}) \Phi^2(0) - C_{\text{ПТО}} + \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{2\pi} \left(e^{\frac{m^2}{2\sigma^2}} - 1 \right) + \\
& + \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} (m - m) \Phi(0) - (C_{\text{P}} - 2C_{\text{ПТО}}) \Phi(0) + \\
& + \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} (C_{\text{P}} t_{\text{ПТО}} + C_{\text{P}} m - C_{\text{ПТО}} m - C_{\text{ПТО}} t_{\text{P}}) = \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{4} - C_{\text{ПТО}} + \frac{C_{\text{P}} - C_{\text{ПТО}}}{2\pi} \left(e^{\frac{m^2}{2\sigma^2}} - 1 \right) - \\
& - \frac{C_{\text{P}} - 2C_{\text{ПТО}}}{2} + \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} (C_{\text{P}} t_{\text{ПТО}} + C_{\text{P}} m - C_{\text{ПТО}} m - C_{\text{ПТО}} t_{\text{P}}).
\end{aligned}$$

Оскільки користуємось умовою $m - 3\sigma \geq 0$, то найгіршому варіанту відповідатиме $m = 3\sigma$, тоді

$$\begin{aligned} \varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}} = m) &\approx -\frac{C_p + C_{\text{ПТО}}}{4} + \frac{C_p - C_{\text{ПТО}}}{2\pi} + \frac{3}{\sqrt{2\pi}}(C_p - C_{\text{ПТО}}) + \\ &+ \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}(C_p t_{\text{ПТО}} - C_{\text{ПТО}} t_p) = \left(\frac{6\sqrt{2\pi} + 2 - \pi}{4\pi} + \frac{t_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} \right) C_p - \left(\frac{6\sqrt{2\pi} + 2 + \pi}{4\pi} + \frac{t_p}{\sigma\sqrt{2\pi}} \right) C_{\text{ПТО}}. \end{aligned}$$

Отже, в цьому випадку можливе додатне значення функції у випадку виконання умови

$$\frac{C_p}{C_{\text{ПТО}}} > \frac{\frac{6\sqrt{2\pi} + 2 + \pi}{4\pi} + \frac{t_p}{\sigma\sqrt{2\pi}}}{\frac{6\sqrt{2\pi} + 2 - \pi}{4\pi} + \frac{t_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}}}. \quad (\text{Д.А1})$$

в) $\Theta_{\text{ПТО}} \rightarrow \infty > m + 3\sigma$, тоді

$$\begin{aligned} \varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}} \rightarrow \infty) &= (C_p - C_{\text{ПТО}})\Phi^2(\infty) - C_{\text{ПТО}} + \frac{C_p - C_{\text{ПТО}}}{2\pi} \lim_{\Theta_{\text{ПТО}} \rightarrow \infty} \left(e^{\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2 + m^2}{2\sigma^2}} - e^{\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{\sigma^2}} \right) + \\ &+ \lim_{\Theta_{\text{ПТО}} \rightarrow \infty} \left(\frac{C_p - C_{\text{ПТО}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}} (m - \Theta_{\text{ПТО}})\Phi(\infty) \right) - (C_p - 2C_{\text{ПТО}})\Phi(\infty) + \\ &+ \lim_{\Theta_{\text{ПТО}} \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\frac{(\Theta_{\text{ПТО}} - m)^2}{2\sigma^2}} (C_p t_{\text{ПТО}} + C_p m - C_{\text{ПТО}} m - C_{\text{ПТО}} t_p) \right) = \\ &= C_p - C_{\text{ПТО}} - C_{\text{ПТО}} + C_p + 2C_{\text{ПТО}} = 0. \end{aligned}$$

Оскільки функція $\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}})$ є неперервною, для якої $\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}} = 0) \approx -C_{\text{ПТО}}$, а $\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}} = m) > 0$ у випадку виконання умови (Д.А1), то робимо висновок, що оптимум функції питомих експлуатаційних витрат існує і знаходиться в межах від нуля до математичного сподівання нормального розподілу напрацювань між відмовами.

2. Нехай напрацювання між відмовами описується релеєвським законом розподілу:

$$f(t) = \frac{t}{\sigma^2} e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}}.$$

Кількість процедур превентивного ТО та ремонту визначаємо із співвідношень

Кількість процедур превентивного ТО та ремонту визначаємо із співвідношень

$$m_1(n_{\text{пто}}) = n_{\Sigma} p(t > \Theta_{\text{пто}}) = n_{\Sigma} \int_{\Theta_{\text{пто}}}^{\infty} f(t) dt = n_{\Sigma} \int_{\Theta_{\text{пто}}}^{\infty} \frac{t}{\sigma^2} e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}} dt = n_{\Sigma} e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}};$$

$$m_1(n_p) = n_{\Sigma} p(t < \Theta_{\text{пто}}) = n_{\Sigma} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} f(t) dt = n_{\Sigma} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} \frac{t}{\sigma^2} e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}} dt = n_{\Sigma} \left(1 - e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}} \right).$$

Математичне сподівання напрацювань між відмовами розраховуємо з урахуванням періодичності проведення ТО, тобто

$$m_1(t) = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} t f(t) dt,$$

$$c = \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} f(t) dt = 1 - e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}}.$$

Тоді

$$\begin{aligned} m_1(t) &= \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} t f(t) dt = \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} t \frac{t}{\sigma^2} e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}} dt = -\frac{1}{c} t e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}} \Big|_0^{\Theta_{\text{пто}}} + \frac{1}{c} \int_0^{\Theta_{\text{пто}}} e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}} dt = \\ &= -\frac{1}{c} \Theta_{\text{пто}} e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}} + \frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{c} \left(\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{пто}}}{\sigma}\right) - 0.5 \right). \end{aligned}$$

Підставивши отримані співвідношення у формулу для показника ефективності, отримаємо:

$$m_1(\Pi_{\text{еф}}) = \frac{C_p + (C_{\text{пто}} - C_p) e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}}}{\left(t_{\text{пто}} + \Theta_{\text{пто}} \right) e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}} + t_p - t_p e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}} - \Theta_{\text{пто}} e^{-\frac{\Theta_{\text{пто}}^2}{2\sigma^2}} + \sigma\sqrt{2\pi} \left(\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{пто}}}{\sigma}\right) - 0.5 \right)}.$$

Дослідимо отримане рівняння на екстремуми. Для цього представимо його у вигляді

$$m_1(\Pi_{\text{эф}}) = \frac{\varphi_1(\Theta_{\text{ПТО}})}{\varphi_2(\Theta_{\text{ПТО}})},$$

де

$$\begin{aligned} \varphi_1(\Theta_{\text{ПТО}}) &= C_P + (C_{\text{ПТО}} - C_P)e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}}, \\ \varphi_2(\Theta_{\text{ПТО}}) &= (t_{\text{ПТО}} + \Theta_{\text{ПТО}})e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} + t_P - t_P e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} - \Theta_{\text{ПТО}} e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} + \sigma\sqrt{2\pi} \left(\Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}}}{\sigma}\right) - 0.5 \right). \end{aligned}$$

Тоді

$$\frac{\partial m_1(\Pi_{\text{эф}})}{\partial \Theta_{\text{ПТО}}} = \frac{\varphi_1'(\Theta_{\text{ПТО}})\varphi_2(\Theta_{\text{ПТО}}) - \varphi_1(\Theta_{\text{ПТО}})\varphi_2'(\Theta_{\text{ПТО}})}{\varphi_2^2(\Theta_{\text{ПТО}})} = \frac{\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}})}{\varphi_2^2(\Theta_{\text{ПТО}})}.$$

Мінімум цієї функції знаходимо з умови

$$\begin{aligned} \varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}}) &= \varphi_1'(\Theta_{\text{ПТО}})\varphi_2(\Theta_{\text{ПТО}}) - \varphi_1(\Theta_{\text{ПТО}})\varphi_2'(\Theta_{\text{ПТО}}) = 0, \\ \varphi_2(\Theta_{\text{ПТО}}) &\neq 0. \end{aligned}$$

Знайдемо $\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}})$. Напишемо похідні від функцій у вигляді

$$\begin{aligned} \varphi_1'(\Theta_{\text{ПТО}}) &= \frac{C_P - C_{\text{ПТО}}}{\sigma^2} \Theta_{\text{ПТО}} e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}}, \\ \varphi_2'(\Theta_{\text{ПТО}}) &= -\frac{t_{\text{ПТО}} - t_P}{\sigma^2} \Theta_{\text{ПТО}} e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} + e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} = \left(1 + \frac{t_P - t_{\text{ПТО}}}{\sigma^2} \Theta_{\text{ПТО}} \right) e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}}, \\ \varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}}) &= \varphi_1'(\Theta_{\text{ПТО}})\varphi_2(\Theta_{\text{ПТО}}) - \varphi_1(\Theta_{\text{ПТО}})\varphi_2'(\Theta_{\text{ПТО}}) = \\ &= \frac{C_P - C_{\text{ПТО}}}{\sigma^2} \Theta_{\text{ПТО}} \left(t_P - \frac{\sigma\sqrt{2\pi}}{2} \right) + \frac{C_P - C_{\text{ПТО}}}{\sigma^2} (t_{\text{ПТО}} - t_P) \Theta_{\text{ПТО}} e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} + \\ &+ \frac{C_P - C_{\text{ПТО}}}{\sigma} \sqrt{2\pi} \Theta_{\text{ПТО}} \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}}}{\sigma}\right) - C_P - \frac{t_P - t_{\text{ПТО}}}{\sigma^2} C_P \Theta_{\text{ПТО}} + (C_P - C_{\text{ПТО}}) e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} + \\ &+ \frac{C_P - C_{\text{ПТО}}}{\sigma^2} (t_P - t_{\text{ПТО}}) \Theta_{\text{ПТО}} e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} = -C_P + (C_P - C_{\text{ПТО}}) e^{-\frac{\Theta_{\text{ПТО}}^2}{2\sigma^2}} + \\ &+ \frac{C_P - C_{\text{ПТО}}}{\sigma} \sqrt{2\pi} \Theta_{\text{ПТО}} \Phi\left(\frac{\Theta_{\text{ПТО}}}{\sigma}\right) + \Theta_{\text{ПТО}} \left(\frac{C_{\text{ПТО}} \sqrt{2\pi}}{2\sigma} - \frac{C_{\text{ПТО}} t_P}{\sigma^2} - \frac{C_P \sqrt{2\pi}}{2\sigma} + \frac{C_P t_{\text{ПТО}}}{\sigma^2} \right). \end{aligned}$$

Розглянемо отримане рівняння. Знайдемо значення $\varphi_3(\Theta_{\text{ПТО}})$ у декількох точках:

а) $\Theta_{\text{пто}} = 0$, тоді

$$\varphi_3(\Theta_{\text{пто}} = 0) = -C_p + C_p - C_{\text{пто}} = -C_{\text{пто}}.$$

б) $\Theta_{\text{пто}} = \frac{20\sigma}{\sqrt{2\pi}}$, тоді

$$\begin{aligned} \varphi_3\left(\Theta_{\text{пто}} = \frac{20\sigma}{\sqrt{2\pi}}\right) &= -C_p + (C_p - C_{\text{пто}})e^{-\frac{100}{\pi}} + \\ &+ 20(C_p - C_{\text{пто}})\Phi\left(\frac{20}{\sqrt{2\pi}}\right) + \frac{20\sigma}{\sqrt{2\pi}}\left(\frac{C_{\text{пто}}\sqrt{2\pi}}{2\sigma} - \frac{C_{\text{пто}}t_p}{\sigma^2} - \frac{C_p\sqrt{2\pi}}{2\sigma} + \frac{C_p t_{\text{пто}}}{\sigma^2}\right). \end{aligned}$$

Оскільки $\Phi\left(\frac{20}{\sqrt{2\pi}}\right) = 1$, а $e^{-\frac{100}{\pi}} = 0$, тоді

$$\begin{aligned} \varphi_3\left(\Theta_{\text{пто}} = \frac{20\sigma}{\sqrt{2\pi}}\right) &= -C_p + 20(C_p - C_{\text{пто}}) + \frac{20\sigma}{\sqrt{2\pi}}\left(\frac{C_{\text{пто}}\sqrt{2\pi}}{2\sigma} - \frac{C_{\text{пто}}t_p}{\sigma^2} - \frac{C_p\sqrt{2\pi}}{2\sigma} + \frac{C_p t_{\text{пто}}}{\sigma^2}\right) = \\ &= 9C_p - 10C_{\text{пто}} + \frac{20C_p t_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}} - \frac{20C_{\text{пто}} t_p}{\sigma\sqrt{2\pi}} = \left(9 + \frac{20t_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)C_p - \left(10 + \frac{20t_p}{\sigma\sqrt{2\pi}}\right)C_{\text{пто}}. \end{aligned}$$

Отже, в цьому випадку можливе додатне значення функції у випадку виконання умови

$$\frac{C_p}{C_{\text{пто}}} > \frac{9 + \frac{20t_{\text{пто}}}{\sigma\sqrt{2\pi}}}{10 + \frac{20t_p}{\sigma\sqrt{2\pi}}}. \quad (\text{Д.А2})$$

Оскільки функція $\varphi_3(\Theta_{\text{пто}})$ є неперервною, для якої $\varphi_3(\Theta_{\text{пто}} = 0) \approx -C_{\text{пто}}$, а $\varphi_3(\Theta_{\text{пто}} = m) > 0$ у випадку виконання умови (Д.А2), то робимо висновок, що оптимум функції питомих експлуатаційних витрат існує.

Звідси робимо висновок, що показник ефективності має мінімум для розглянутих розподілів, а отже, *теорему доведено*.

Додаток Б.

Патент та авторські свідоцтва



УКРАЇНА


 ДЕРЖАВНА СЛУЖБА ВЛАСНОСТІ УКРАЇНИ
 ІНТЕЛЕКТУАЛЬНОЇ

СВІДОЦТВО
про реєстрацію авторського права на твір

№ 58596

Комп'ютерна програма "Процедура оцінки ефективності процесів технічного обслуговування засобів радіотехнічного забезпечення польотів"

(вид, назва службового твору)

Автор(и) **Зуєв Олексій Володимирович, Соломенцев Олександр Васильович, Заліський Максим Юрійович**

(повне ім'я, псевдонім (за наявності))

Авторські майнові права належать **Національний авіаційний університет, пр-т Космонавта Комарова, 1, м. Київ, 03680**

(повне ім'я фізичної та/або повне офіційне найменування юридичної особи, адреса)

Дата реєстрації 12.02.2015

Голова Державної служби
 інтелектуальної
 власності України
А.Г.Жарінова





УКРАЇНА



ДЕРЖАВНА СЛУЖБА ВЛАСНОСТІ УКРАЇНИ
ІНТЕЛЕКТУАЛЬНОЇ

СВІДОЦТВО

про реєстрацію авторського права на твір

№ 55979

Комп'ютерна програма "Процедура статистичної класифікації з бінарно-квантованим перетворенням вихідної статистики"

(вид, назва службового твору)

Автор(и) Хмелько Юрій Михайлович, Соломенцев Олександр Васильович, Заліський Максим Юрійович, Бідний Микола Семенович

(повне ім'я, псевдонім (за наявності))

Авторські майнові права належать Національний авіаційний університет, пр-т Космонавта Комарова, 1, м. Київ, 03680

(повне ім'я фізичної та/або повне офіційне найменування юридичної особи, адреса)

Дата реєстрації 08.08.2014

Голова Державної служби інтелектуальної власності України
М.В. Ковіня



M. V. Kovina

УКРАЇНА



ДЕРЖАВНА СЛУЖБА
ІНТЕЛЕКТУАЛЬНОЇ
ВЛАСНОСТІ УКРАЇНИ

СВІДОЦТВО

про реєстрацію авторського права на твір

№ 50905

Комп'ютерна програма "Побудова тригонометричного многочлена для інтерполяції з підвищеною точністю"

(вид, назва службового твору)

Автор(и) **Денисюк Володимир Петрович, Соломенцев Олександр Васильович, Рибачук Людмила Віталіївна, Заліський Максим Юрійович**

(повне ім'я, псевдонім (за наявності))

Авторські майнові права належать **Національний авіаційний університет, пр-т Космонавта Комарова, 1, м. Київ, 03680**

(повне ім'я фізичної та/або повне офіційне найменування юридичної особи, адреса)

Дата реєстрації 23.08.2013



Голова Державної служби
інтелектуальної
власності України
М.В. Ковіня

M. Kovina

УКРАЇНА



ДЕРЖАВНА СЛУЖБА ІНТЕЛЕКТУАЛЬНОЇ ВЛАСНОСТІ УКРАЇНИ

СВІДОЦТВО

про реєстрацію авторського права на твір

№ 47959

Комп'ютерна програма "Послідовне оцінювання параметру звуку рівномірно розподіленої випадкової величини"

(вид, назва службового твору)

Автор(и) Соломенцев Олександр Васильович, Заліський Максим Юрійович, Асанов Марлен Мустафайович

(повне ім'я, псевдонім (за наявності))

Авторські майнові права належать Національний авіаційний університет, пр-т Космонавта Комарова, 1, м. Київ, 03680

(повне ім'я фізичної та/або повне офіційне найменування юридичної особи, адреса)

Дата реєстрації 21.02.2013

Голова Державної служби інтелектуальної власності України
М.В. Ковіня



УКРАЇНА



ДЕРЖАВНА СЛУЖБА ІНТЕЛЕКТУАЛЬНОЇ ВЛАСНОСТІ УКРАЇНИ

СВІДОЦТВО
про реєстрацію авторського права на твір

№ 50904

Комп'ютерна програма "Послідовне оцінювання параметру масштабу
рівномірно розподіленої випадкової величини"
(вид, назва службового твору)

Автор(и) **Соломенцев Олександр Васильович, Заліський Максим Юрійович,
Соловіїв Дмитро Олександрович**
(повне ім'я, псевдонім (за наявності))

Авторські майнові права належать **Національний авіаційний університет, пр-т
Космонавта Комарова, 1, м. Київ, 03680**
(повне ім'я фізичної та/або повне офіційне найменування юридичної особи, адреса)

Дата реєстрації 23.08.2013

Голова Державної служби
інтелектуальної
власності України
М.В. Ковія





Додаток В.
Акти впровадження


Про впровадження результатів дисертаційної роботи
Заліського Максима Юрійовича «Методологія оброблення даних у системах
експлуатації наземних засобів аеронавігації»

Ми, що підписалися нижче, начальник відділу радіообладнання Самойлик Є.О.,
начальник сектору проектування і розробки обчислювальних систем навігаційних
комплексів літака Маснюк А.В., склали цей акт про те, що результати дисертаційної
роботи доцента кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем Національного
авіаційного університету, к.т.н., доц. Заліського Максима Юрійовича «Методологія
оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації»
використовуються в Державному підприємстві «Антонов».

№	Що впроваджено	Форма впровадження	Ефект від впровадження
1	Алгоритми оброблення статистичних даних під час експлуатації радіотехнічних засобів повітряних суден	Методика оброблення статистичних даних щодо пошкоджень та напрацювань на відмову радіотехнічних засобів повітряних суден	Сприяння прийняттю своєчасних та вірних рішень щодо підтримки належного технічного стану радіотехнічних засобів повітряних суден
2	Методи побудови моделей надійності радіотехнічних засобів повітряних суден з використанням елементів регресійного аналізу	Методика побудови моделей надійності радіотехнічних засобів повітряних суден	Підвищення точності оцінки показників надійності на інтервалах, віддалених від математичних сподівань напрацювань на відмову

Заступник Головного конструктора  О.В. Філічев

Начальник відділу радіообладнання  Є.О. Самойлик

Начальник сектору проектування
і розробки обчислювальних
систем навігаційних комплексів літака  А.В. Маснюк



АКТ
впровадження результатів дисертаційної роботи
Заліського Максима Юрійовича
«Методологія оброблення даних у системах експлуатації
наземних засобів аеронавігації»

Ми, що підписалися нижче, начальник науково-дослідного відділу надійності та стандартизації Державного підприємства «Науково-дослідний інститут «Квант», к.т.н., с.н.с. Костановський В.В., начальник сектору надійності науково-дослідного відділу надійності та стандартизації ДП «НДІ «Квант» Козачук О.Д., склали цей акт про те, що результати дисертаційної роботи доцента кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем Національного авіаційного університету, к.т.н., доц. Заліського Максима Юрійовича «Методологія оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації» використовуються в Державному підприємстві «Науково-дослідний інститут «Квант».

№	Що впроваджено	Форма впровадження	Ефект від впровадження
1	Методи побудови моделей надійності радіоелектронного обладнання з використанням елементів регресійного аналізу	Методика побудови моделей надійності радіоелектронного обладнання	Підвищення точності оцінки показників надійності на інтервалах, віддалених від математичних сподівань напрацювань на відмову
2	Методи розрахунку показників надійності радіоелектронного обладнання під час виявлення погіршення його технічного стану	Методика оцінювання значень показників надійності радіоелектронного обладнання для різних моделей погіршення технічного стану	Формування адекватних моделей надійності у випадку погіршення технічного стану обладнання

Начальник науково-дослідного відділу надійності та стандартизації ДП «НДІ «Квант», к.т.н., с.н.с.

В.В. Костановський

Начальник сектору надійності науково-дослідного відділу надійності та стандартизації ДП «НДІ «Квант»

О.Д. Козачук

Підписи начальника науково-дослідного відділу надійності та стандартизації ДП «НДІ «Квант», к.т.н., с.н.с. Костановського В.В. та начальника сектору надійності науково-дослідного відділу надійності та стандартизації ДП «НДІ «Квант» Козачук О.Д. затверджую

Вчений секретар ДП «НДІ «Квант»,
головний науковий співробітник, к.т.н.

І.М. Русняк





Комунальне підприємство Міжнародний аеропорт “Київ” (Жуляни)

Україна, 03036, м. Київ, Повітрофлотський пр. 79, Аеропорт “Київ” (Жуляни), телефон – (380 44) 339-29-44, факс – 243-15-96,
E-Mail: ukkk@airport.kiev.ua, IBAN: UA58300465000000260043011721 в АТ «Державний ощадний банк України»
м. Києва, МФО – 300465, ППН – 011315126653, номер свідоцтва – 200028163, код ЄДРПОУ – 01131514

АКТ

впровадження результатів дослідження Заліського Максима Юрійовича, що виконані у рамках дисертаційної роботи на тему «Методологія оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації»

Цей акт складено на підтвердження того, що результати дисертаційних досліджень щодо використання процедур статистичної обробки даних під час експлуатації радіоелектронних засобів впроваджено в діяльність Комунального підприємства Міжнародний аеропорт “Київ” (Жуляни).

Під час аеронавігаційного обслуговування повітряних суден використовуються наземні засоби радіотехнічного забезпечення польотів. У процесі експлуатації технічний стан цих засобів може погіршуватися. Тому для підтримання заданого рівня надійності функціонування цих засобів необхідно вдосконалювати систему їх експлуатації. Одним із ефективних шляхів модернізації системи експлуатації є використання алгоритмів оброблення статистичних даних під час експлуатації засобів радіотехнічного забезпечення польотів. Впровадження запропонованих у дослідженні Заліського М.Ю. алгоритмів статистичного оброблення даних буде сприяти прийняттю своєчасних та вірних рішень щодо виявлення погіршення технічного стану засобів радіотехнічного забезпечення польотів.

Важливим напрямком удосконалення систем експлуатації засобів радіотехнічного забезпечення польотів також є раціональне використання матеріальних ресурсів під час проведення технічного обслуговування, поточного ремонту, контрольно-вимірювальних операцій. Запропоновані у дослідженні Заліського М.Ю. алгоритми оброблення статистичних даних сприяють модернізації стратегії технічного обслуговування за станом засобів радіотехнічного забезпечення польотів шляхом визначення оптимального значення превентивного порогу визначальних параметрів з метою мінімізації експлуатаційних витрат.

Виконані дослідження і впровадження виконані на безоплатній основі, без будь-яких фінансових зобов'язань.

Технічний директор
КП МА «Київ» (Жуляни)
д.т.н., проф.



А. В. Міщенко

ПОГОДЖЕНО
Проректор з навчальної роботи
А.Г. Гудманян
« » 2020 р.

ЗАТВЕРДЖУЮ
Проректор з наукової роботи
В.С. Харченко
« » 2020 р.



АКТ

впровадження результатів дисертаційної роботи
Заліського Максима Юрійовича «Методологія оброблення даних у системах експлуатації
наземних засобів аеронавігації»
в навчальний процес Національного авіаційного університету

Ми, що підписалися нижче, декан факультету аеронавігації, електроніки та телекомунікацій (ФАЕТ), д.т.н., проф. Мачалін І.О., завідувач кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем Факультету аеронавігації, електроніки та телекомунікацій, д.т.н., проф. Конахович Г.Ф., склали цей акт про те, що результати дисертаційної роботи доцента кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем, к.т.н., доц. Заліського Максима Юрійовича «Методологія оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації» використовуються в навчальному процесі факультету аеронавігації, електроніки та телекомунікацій кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем.

№	Що впроваджено	Форма впровадження	Ефект від впровадження
1	Методи виявлення погіршення технічного стану радіоелектронного обладнання	Постановка нової лабораторної роботи з дисципліни «Основи теорії надійності, експлуатації та ремонту РЕА»	Підвищення якості підготовки бакалаврів за спеціальністю 172 «Телекомунікації та радіотехніка»
2	Метод оптимізації значення порога для виконання превентивного технічного обслуговування радіоелектронного обладнання за станом з контролем визначальних параметрів	Постановка нової лабораторної роботи з дисципліни «Радіотехнічне забезпечення польотів»	Підвищення якості підготовки бакалаврів за спеціальністю 172 «Телекомунікації та радіотехніка»
3	Методологічний базис для проектування та вдосконалення систем експлуатації радіоелектронного обладнання	Розробка нового практичного заняття з дисципліни «Системи логістичного забезпечення життєвого циклу авіаційних радіоелектронних систем»	Підвищення якості підготовки магістрів за спеціальністю 172 «Телекомунікації та радіотехніка»

Декан ФАЕТ

Завідувач кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем

І.О. Мачалін

Г.Ф. Конахович



ПІДТВЕРДЖУЮ

Проректор з наукової роботи

В.П. Харченко

2020 р.

впровадження результатів дисертаційної роботи
Заліського Максима Юрійовича «Методологія оброблення даних у системах експлуатації
наземних засобів аеронавігації»
у науково-дослідну роботу

Ми, що підписалися нижче, декан Факультету аеронавігації, електроніки та телекомунікацій (ФАЕТ), д.т.н., проф. Мачалін І.О., завідувач кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем Факультету аеронавігації, електроніки та телекомунікацій, д.т.н., проф. Конахович Г.Ф., відповідальний виконавець НДР № 43/22.01.03 професор кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем, д.т.н., проф. Соломенцев О.В. та відповідальний виконавець НДР № 245 – ДБ19 с.н.с., к.т.н. Омельчук І.П., склали цей акт про те, що результати дисертаційної роботи доцента кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем, к.т.н., доц. Заліського Максима Юрійовича «Методологія оброблення даних у системах експлуатації наземних засобів аеронавігації» використовуються в НДР № 43/22.01.03 та НДР № 245 – ДБ19.

№	Що впроваджено	Форма впровадження	Ефект від впровадження
1	Метод аналізу експлуатаційних даних нестационарних процесів в системах експлуатації наземних засобів аеронавігації. Метод статистичної обробки даних щодо напрацювань на відмову в системі експлуатації радіотехнічних засобів	Розділ 6 науково-дослідної роботи № 43/22.01.03 – тема «Інформаційні технології в автоматизованих комплексах зв'язку, навігації, спостереження, авіаційної безпеки та системах їх експлуатації» (2015-2018 рр.)	Вдосконалення структур оброблення даних в системах експлуатації радіотехнічних засобів, підвищення ефективності функціонування як радіотехнічних засобів, так і систем експлуатації в цілому
2	Метод визначення гетероскедастичності визначальних параметрів електронного обладнання. Метод побудови моделей надійності електронного обладнання	Розділи 2.2, 2.3 та 2.4 науково-дослідної роботи 245 – ДБ19 (номер державної реєстрації № 01190100556) – тема «Робастні завадостійкі та завадозахищені методи і алгоритми обробки інформаційних процесів в умовах неповної апріорної інформації» (2019-2020 рр.)	Вдосконалення методів розрахунку надійності електронного обладнання з використанням підходів урахування гетероскедастичності та багатосегментного регресійного аналізу

Декан ФАЕТ

Завідувач кафедри телекомунікаційних та радіоелектронних систем

Відповідальний виконавець НДР № 43/22.01.03

Відповідальний виконавець НДР № 245 – ДБ19

І.О. Мачалін

Г.Ф. Конахович

О.В. Соломенцев

І.П. Омельчук