

НАЦІОНАЛЬНИЙ АВІАЦІЙНИЙ УНІВЕРСИТЕТ  
МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ

ДЕРЖАВНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІНФРАСТРУКТУРИ ТА ТЕХНОЛОГІЙ  
МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ

Кваліфікаційна наукова  
праця на правах рукопису

**Єгоров Сергій Вікторович**

УДК 004.942

ДИСЕРТАЦІЯ  
**КОМП'ЮТЕРИЗОВАНА СИСТЕМА ДІАГНОСТУВАННЯ ТА КОНТРОЛЮ  
ПАРАМЕТРІВ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ**

05.13.05 – комп'ютерні системи та компоненти

Подається на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук

Дисертація містить результати власних досліджень. Використання ідей, результатів і текстів інших авторів мають посилання на відповідне джерело \_\_\_\_\_ С.В. Єгоров

Науковий керівник  
Квасніков Володимир Павлович,  
Заслужений метролог України,  
доктор технічних наук, професор

Київ – 2019

## АНОТАЦІЯ

**Єгоров С.В. Комп'ютеризована система діагностування та контролю параметрів електронної апаратури. – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.**

Дисертація на здобуття наукового ступеня кандидата технічних наук за спеціальністю 05.13.05 «Комп'ютерні системи та компоненти». – Державний університет інфраструктури та технологій, Київ, 2019.

Як свідчить світовий досвід, дослідження електронної апаратури спрямоване на вирішення основних трьох задач: оцінка й прогнозування надійності; експериментальна оцінка показників надійності, прийняття заходів щодо досягнення і забезпечення заданого рівня надійності шляхом підвищення ефективності стратегії технічного обслуговування, резервування, об'єму запасних частин тощо.

Для підвищення надійності та завадостійкості електронних систем, які експлуатуються в космічній та авіаційній галузі необхідно проводити чисельні випробування із забезпеченням високої точності, що безперечно, робить його перспективним при застосуванні надійності в електронній апаратурі.

Для вирішення задач даного класу необхідне створення системи, що реалізує технологію прийняття рішень для визначення параметрів надійності, що вимагає розробки відповідних методів, моделей та програмно–апаратних засобів.

Вказані обставини, природно, потребують суттєвого вдосконалення існуючих методів і засобів розв'язування задач діагностування в електронних системах. У зв'язку з тим, що складні системи централізованого та розподіленого керування в яких цифрові пристрої та системи є невід'ємною частиною конструкції в сучасних авіаційних та космічних апаратах та містять електронні компоненти та модулі з високим рівнем надійності, потрібно оцінити значення параметрів надійності і обчислити похибку, яку ми робимо приймаючи той чи інший теоретичний розподіл. У зв'язку з цим необхідно розробити метод та контролю параметрів електронної апаратури для дослідження цієї проблеми.

Існуючі методи дослідження надійності електронної апаратури не в повній мірі відповідають вимогам практики й рівню технології виробництва, оскільки

інколи значення реальних показників надійності суттєво відрізняються від прогнозних оцінок, а у методах діагностики електронної апаратури не враховується ефект фігур Ліссажу та їх специфічні особливості, які мають важливе значення для розвитку теоретичних основ обробки та дослідження широкого класу сигналів. Врахування ефекту фігур Ліссажу під час діагностики та при випробуваннях підвищує надійність електронних систем.

У роботі розв'язано важливу наукову задачу – розроблена модель оцінки параметрів надійності на основі створення технології обробки статистичних даних відмов електронних систем. Під час розв'язання цієї задачі отримані такі нові наукові результати.

Вперше запропоновано комп'ютерну систему на засадах математичної моделі об'єкта контролю і діагностики з визначенням статистики відмов що дає можливість синтезувати оптимальну програму контролю їх елементів завдяки врахуванню множини операторів процесу переходу системи з одного стану в інший при дії дестабілізуючих факторів.

Набув подальшого розвитку комп'ютеризований метод імітації випробувань електронних систем та компонентів на основі методу Монте–Карло, який відрізняється від відомих функціональною декомпозицією процесу імітації на такі задачі: імітація статистики відмов електронних систем; перевірка правдоподібності гіпотез, що дає можливість покращення для імітації процесу проведення випробувань електронних систем та дає можливість підвищити точність визначення величини ІБР (імовірність безвідмовної роботи), завдяки використанню відновлення функціональних залежностей у випадку недостатності статистичних даних.

Подальший розвиток отримав комп'ютерний метод діагностування електронних систем та компонентів, який відрізняється від раніше відомих тим, що враховує кількість інформації і дає можливість визначати початок ентропії процесу деградації електронних компонентів.

Отримав подальший розвиток метод оцінювання надійності електронних систем та компонентів за експериментальними даними, який на відміну від існуючих відрізняється тим, що базується на перевірці правдоподібності гіпотез, а

діагностика за допомогою ефекту фігур Ліссажу та забезпечує зниження похибки другого роду та зменшує вартісні та часові витрати на її проведення.

Було досліджено прогнозування залишкового терміну служби системи (ПЗТСС). Це основа, яка пропонує повний набір інструментів для управління станом надійності системи за допомогою індивідуальних рішень. Показано що, ПЗТСС включає в себе безліч методів та методик і, отже, величезну кількість літератури. Ці області знаходяться на дуже різних етапах розвитку. Хоча такі області, як обробка сигналів і добування ознак, давно вивчені, прогноз системних збоїв, заснований на моніторингу стану, все ще знаходиться в зародковому стані. Деякі області вже широко вивчені задовго до появи концепції ПЗТСС. Методики, засновані на даних в ПЗТСС, тісно пов'язані з методиками в деяких інших основних напрямках досліджень, такими як статистичний контроль якості, інженерна надійність і проектування експериментів.

У процесі аналізу літературних джерел встановлено, що тема прогнозування та визначення параметрів надійності в сучасних літературних джерелах висвітлена досить добре, але вона потребує подальшого вдосконалення та доопрацювання. Це пов'язано насамперед с з одного боку інтенсивним розвитком науки і як наслідок появи нових технологій, з іншого сучасні електронні системи є високонадійними і для них не вистачає статистики відмов для якісної статистичної обробки даних.

У результаті проведеного аналізу існуючих досліджень встановлено, що на цей час з'явилися нові інтелектуальні технології прогнозування строку служби електронних систем. Але, як свідчить проведений аналіз літературних джерел, процес навчання таких систем залежить від власного досвіду та інтуїції людини, яка за це відповідає. І як наслідок можуть бути помилкові прогнози.

Показано, що у переважній більшості випадків моделі будуються на суто ймовірнісних концепціях. Це пов'язано з об'єктивною складністю фізичних процесів, які протікають під час роботи електронної системи.

Встановлено, що далеко не всі дослідники достатньо обґрунтовують вибір тієї чи іншої ймовірнісної моделі надійності. Часто взагалі без обґрунтування приймають у якості моделі певний розподіл. Такий підхід повністю суперечить

теорії ймовірностей та математичній статистиці. Показано, що процеси деградації деякої електронної системи краще всього описувати конкретною ймовірнісною моделлю, але виникає питання достатності зібраної статистики.

На основі результатів теоретичних досліджень розроблено алгоритм вибору моделі відмов, що використовується для оцінки параметрів надійності і який на відміну від відомих можливо використовувати для оцінки параметрів надійності при достатності зібраної статистики, так і в випадках коли інформації в зібраній статистиці не вистачає для вибору теоретичної моделі відмов. Це стає можливим завдяки використанню методів відновлення функціональних залежностей, що призвело до спрощення планування випробувань та зменшення похибок при визначенні параметрів надійності.

Виходячи з результатів дослідження моделі технічної системи обґрунтовано застосування методів теорії прийняття рішень в процесі діагностування електронних систем. Це дозволило покращити розпізнавання діагностичних станів досліджуваної системи завдяки використанню байєсовської теорії рішень для вибору оптимального розв'язку в проблемі контролю над технічним станом електронної системи, а також розробити алгоритм пошуку оптимального розв'язку в системі технічної діагностики.

Побудовано математичну модель, що описує процес планування й оцінки параметрів надійності електронних систем при визначальних та контрольних випробуваннях для тих випадків, коли зібрану статистику відмов можна апроксимувати DN-розподілом.

Обґрунтовано вибір теоретичної моделі розподілу відмов високонадійних елементів, зокрема виробів електронної техніки (інтегральних схем, напівпровідникових приладів, резисторів, конденсаторів).

На основі методів теорії прийняття рішень, було розроблено методику, яка дозволяє обирати таку стратегію сторони, що оперує, яка є оптимальною, тобто найбільш кращою (найбільш вигідною) в умовах природних невизначеностей.

Розроблено математичну модель прийняття рішень, на основі аналізу різних ступенів невизначеності відносно ймовірностей можливих станів природи, з

використанням критеріїв оптимальності, розроблена методика, що дозволяє ухвалювати рішення які є оптимальними під час обробки діагностичних ознак та визначення показників надійності.

Розроблена методика визначення параметрів надійності у випадку недостатньої статистики, яка на відміну від відомих відновлює функціональну залежність зібраної статистики відмов, що призводить до підвищення точності визначення ймовірності безвідмовної роботи, за рахунок більш точної апроксимації даних.

**Ключові слова:** підвищення надійності електронних систем, автоматизовані системи переробки інформації, математична статистика, ймовірність безвідмовної роботи, діагностика електронних систем, діагностика комп'ютерних систем та мереж.

## SUMMARY

**Yehorov S. Computerized system of diagnostics and control of parameters of electronic equipment. – Qualifying scientific work on the manuscript.**

Thesis for the engineering science candidate degree in specialty 05.13.05 "Computer systems and components" – State University of Infrastructure and Technologies, Kyiv, 2019.

As international experience shows, electronic equipment research aimed at solving three major problems: assessment and forecasting reliability; Experimental evaluation of reliability, the adoption of measures to achieve and ensure a specified level of reliability by improving the efficiency of maintenance strategy, backup and volume of spare parts and others.

To improve the reliability and noise immunity of electronic systems that operated in the aerospace and aviation industry should be carried out numerous tests to ensure high accuracy, which certainly makes it promising in the application of reliability in electronic equipment.

For solving this class need for a system that implements the technology decision-making to determine the parameters of reliability, which requires the development of appropriate methods, models and software and hardware.

This fact, of course, require substantial improvement of existing methods and means of solving diagnosis in electronic systems. Due to the fact that the complex system of centralized and distributed control in which digital devices and systems are an integral part of the design in modern aircraft and spacecraft and contain electronic components and modules with high reliability necessary to assess the reliability values and calculate error, which we do by taking a particular theoretical distribution. In this regard, the need to develop a method and parameters control electronics for the study of the problem.

Existing methods of reliability electronic equipment does not fully meet the requirements of practice and level of production technology, as sometimes mentioned real reliability indices differ significantly from the projections, and the diagnostic methods of electronic equipment is not considered the effect Lissajous curve and their specific features, which are important development of theoretical bases of process and study a wide

class of signals. Taking into account the effect of Lissajous figures during diagnosis and during testing increases the reliability of electronic systems.

The work solved an important scientific problem - the model of reliability evaluation parameters by creating statistical data processing technology failures of electronic systems. While solving this problem, the following new scientific results.

The first time the computer system based on a mathematical model of the object monitoring and diagnostics of failures defined statistics that makes it possible to synthesize optimal control of application elements through counting of the set of operators process of transition from one state to another under the action of destabilizing factors.

Was developed computerized method for simulation tests of electronic systems and components based on Monte Carlo method, which differs from the known functional decomposition process of simulating the following tasks: statistical simulation of failures of electronic systems; check the plausibility of the hypotheses that enables improved simulation process for testing electronic systems and makes it possible to improve the accuracy of the determination of the PU (probability uptime), thanks to the restoration of functional relationships in case of failure statistics.

Further development was computer method of diagnosing electronic systems and components, which differs from previously known that takes into account the amount of information and makes it possible to determine the beginning of the process of entropy degradation of electronic components.

Further developed a method for evaluating the reliability of electronic systems and components for the experimental data, which unlike existing characterized based on checking the plausibility of the hypotheses and diagnosis using the effect Lissajous curve and provides lower error of the second kind and reduces the cost and time spent on it carrying out.

It was investigated residual lifetime prediction system (IRLPS). This is the foundation that offers a complete set of tools to manage as system reliability through individual decisions. It is shown that IRLPS includes a variety of methods and techniques and therefore a huge amount of literature. These areas are at very different stages of development. Although areas such as signal processing and extraction of features, long

studied weather system failures based on condition monitoring, is still in its infancy. Some areas are already widely studied long before the concept IRLPS. Methods based on data in PZTSS closely related methods in some other key areas of research, such as statistical quality control, reliability engineering and design of experiments.

In an analysis of the literature found that the topic of forecasting and determining reliability parameters in modern literature covered pretty well, but it needs further improvement and refinement. This is primarily the one hand with the intensive development of science and as a result of new technologies and other modern electronic systems are highly reliable and they do not have statistics bounce quality of statistical data.

The analysis of existing research found that at this time, new intelligent technologies predicting the lifetime of electronic systems. However, as the analysis of literature, learning these systems depends on their experience and intuition of a man who is responsible for this. As a consequence be false forecasts.

It is shown that in most cases the models are based purely probabilistic concepts. This is the objective complexity of the physical processes that occur during the electronic system.

Established that not all researchers sufficiently justify the choice of a probabilistic model of reliability. Often without any justification accepted as a model distribution. This approach contradicts the theory of probability and mathematical statistics. It is shown that some degradation processes electronic system best describe specific probabilistic model, but question the adequacy of the collected statistics.

Based on the results of theoretical research algorithm model selection bounces used to estimate the parameters of reliability and that unlike the known can be used to estimate the parameters of reliability at the adequacy of the collected statistics, and in cases where the information in the collected statistics is not enough to choose the theoretical model of refusals . This is possible by using methods of restoring functional relationships, leading to simplification of the planning of tests and reduce errors in determining reliability parameters.

Based on the results of the study model of the technical system using methods grounded theory decision making process of diagnosing electronic systems. It is possible

to improve detection diagnostic states of the system through the use of Bayesian decision theory to select the optimal solution to the problem of control over the technical condition of the electronic system, and develop the optimal solution search algorithm in the system of technical diagnostics.

The mathematical model that describes the process of planning and evaluation of parameters of reliability of electronic systems in determining and monitoring tests for those cases where the collected statistics failures can be approximated DN-distribution.

The choice of theoretical models of distribution failures of highly reliable components, including electronic products (integrated circuits, semiconductor devices, resistors, capacitors).

Based on the methods of decision theory has been developed a technique that allows you to choose a strategy parties operate, which is optimal, that is the most best (most profitable) under natural uncertainties.

The mathematical model of decision making by analyzing different degrees of uncertainty about the probabilities of possible states of nature, using optimality criteria, developed a method that allows to make decisions that are best during treatment and diagnostic features determine reliability.

The method of determining the parameters of reliability in the event of insufficient statistics, which unlike the famous restores functional dependence collected statistics failures, which leads to increased accuracy of the probability of failure, due to more accurate approximation of data.

**Keywords:** increase of reliability of electronic systems, automated information processing systems, mathematical statistics, probability of failure-free operation, diagnostics of radio-electronic systems, diagnostics of computer systems and networks.

## Список публікацій здобувача за темою дисертації

1. Квасніков В.П. Визначення довірчих інтервалів і планування випробувань при використанні DN – розподілу / В.П. Квасніков, С.В. Єгоров // Вісник Інженерної академії України. – 2016. – випуск 2. – С. 72 – 75.
2. Egorov S.V. Research of the method for determining the reliability and diagnosis of computer-aided technical systems / S.V. Egorov, T.Yu. Shkvarnytska / Aviation in the XXI-st century. Safety in Aviation and Space Technologies: The seventh world congress , September 19–21, 2016: abstracts. К. 2016. – Р. 1.12.14–1.12.18.
3. Єгоров С.В. Якісні характеристики оцінної функції, що використовується для оцінки безвідмовності технічних систем / С.В. Єгоров, В.П. Квасніков // Вісник Інженерної академії України. – 2015. – вип. 3. – С. 116 – 119. Індексується в базах: *Google Sholar*.
4. Єгоров С.В. Метод визначення безвідмовності технічних систем у випадку гаусівського розподілу / С.В.Єгоров, Т.Ю. Шкварницька // Вісник Інженерної академії України. – 2015. – вип. 4 – С. 213 – 219.
5. Єгоров С.В. Дослідження метода визначення безвідмовності технічних систем з використанням моделювання випробувань / С.В. Єгоров, Т.Ю. Шкварницька // Технологічний аудит та резерви виробництва. – 2016. – №2/2(28). – С. 25–29. DOI: 10.15587/2312-8372.2016.66481 Індексується в базах: *Index Copernicus, Ulrich's Periodicals Directory, DRIVER, Bielefeld Academic Search Engine (BASE), Российский индекс научного цитирования (РИНЦ), ResearchBib, Directory of Open Access Journals (DOAJ), WorldCat, EBSCO, CrossRef*.
6. Квасніков В.П. Комп'ютеризований метод діагностування радіоелектронних систем / В.П. Квасніков, С.В.Єгоров // Вісник Інженерної академії України. – 2016.– випуск 3.– С. 190 – 195.
7. Єгоров С.В. Дослідження статистичних рядів, які складаються з випадкових чисел / С.В. Єгоров // Вісник Національного авіаційного університету. – 2010. – № 4. – С. 89–93. Індексується в базах: *Google Sholar*.
8. Егоров С.В. Исследование параметров функций распределений, которые используются для оценки вероятности безотказной работы / С.В Егоров // Труды II

Международ. науч.–практ. конф. «Информационные и телекоммуникационные технологии: образование, наука, практика» 3–4 декабря, 2015, Алматы. – Т.1. – С.171–174.

9. Егоров С.В. Исследование статистики, используемой при планировании испытаний оценки вероятности безотказной работы. / С.В. Егоров // АВИА–2007: VIII міжнар. наук.–технічна конф., 25–27 квітня 2007р.: тези доповіді. – К.: НАУ, 2007. – Т. 2. – С. 22.101– 22.104.

10. Егоров С.В. Дослідження властивостей статистики, використаної для оцінювання безвідмовності / С.В. Егоров // Вісник Національного авіаційного університету. – 2007. – № 3 – 4. – С. 33–35. Індексуються в базах: *Google Sholar*.

11. Yehorov S. Radio Electronic System Elements Diagnostics by Means of Lissajous Curves with the Extended Database / S. Yehorov // SCIT 2016. Recent Advances in Systems, Control and Information Technology: Proceedings of the International Conference, May 20–21, 2016: abstracts.– Warsaw – Springer International Publishing AG, 2017. – V. 543. – P. 546 – 555. Indexed in databases: *Scopus, Google Scholar*.

12. Yehorov S. The use of Lissajous figures and statistical methods to diagnose the components of radio electronic systems. / S. Yehorov // SCIT 2016. Recent Advances in Systems, Control and Information Technology: Proceedings of the International Conference, May 20–21, 2016: abstracts.– Warsaw , 2016 – P. 62. Indexed in databases: *Google Scholar*.

13. Егоров С.В. Аналіз теоретичних моделей відмов, що використовуються для планування випробувань і оцінки показників надійності радіоелектронних систем / С.В.Егоров // АВІА–2017. Матеріали XIII міжнар. наук.–технічної конф. 19–21 квітня, 2017, Київ. – С. 4.55–4.60.

14. Егоров С.В. Математичне моделювання випробувань на надійність радіоелектронних систем / С.В.Егоров // ПРТК–2017. Інтегровані інтелектуальні робототехнічні комплекси десята міжнар. наук.–практ. конф. 16–17 травня 2017, Київ. – С. 49 – 51.

15. Єгоров С.В. Відновлення функціональних залежностей у випадку недостатності даних / С.В.Єгоров // ПРТК-2018. Інтегровані інтелектуальні робототехнічні комплекси одинадцята міжнародна міжнар. наук.–практ. конф. 22-23 травня 2018, Київ. – С. 229 –231.

## ЗМІСТ

	стор.
<b>АНОТАЦІЯ</b> .....	2
<b>SUMMARY</b> .....	7
<b>ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ПОЗНАЧЕНЬ І СКОРОЧЕНЬ</b> .....	17
<b>ВСТУП</b> .....	18
<b>РОЗДІЛ 1. СУЧАСНИЙ СТАН РОЗРОБКИ КОМП'ЮТЕРИЗОВАНИХ СИСТЕМ ДЛЯ ОЦІНКИ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ</b> .....	26
1.1. Аналіз літературних джерел в галузі діагностування електронної апаратури .....	26
1.2. Діагностика електронної апаратури та класифікація відмов .....	37
1.3. Методи прогнозування надійності електронної апаратури .....	41
1.4. Постановка наукової задачі .....	48
Висновки до розділу 1 .....	49
Список використаних джерел до розділу 1 .....	51
<b>РОЗДІЛ 2. КОМП'ЮТЕРИЗОВАНА СИСТЕМА ОБРОБКИ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИПРОБУВАНЬ ДЛЯ ОЦІНКИ ПАРАМЕТРІВ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ</b> .....	59
2.1. Комп'ютерна система на засадах моделі об'єкту контролю та діагностики .....	59
2.2. Розподіл статистики контролю параметрів надійності електронної апаратури .....	64
2.3. Статистичні рішення в технічному діагностуванні електронної апаратури .....	68
2.4. Метод діагностування електронної апаратури, з врахуванням кількості інформації .....	81
2.5. Планування випробувань на надійність електронної апаратури .....	83

Висновки до розділу 2 .....	85
Список використаних джерел до розділу 2 .....	86
<b>РОЗДІЛ 3. РОЗРОБКА АРХІТЕКТУРИ ПРОГРАМНИХ ЗАСОБІВ ВИЗНАЧЕННЯ ПАРАМЕТРІВ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ .....</b>	<b>91</b>
3.1. Програмно-апаратні засоби комп'ютеризованої обробки параметрів стану електронних систем та їх компонентів .....	91
3.2. Визначення характеристик результативності функціонування, електронних систем з метою контролю параметрів надійності	101
3.3. Етапи, принципи організаційно - технологічного проектування системи керування експлуатаційною надійністю комп'ютеризованих систем .....	113
Висновки до розділу 3 .....	115
Список використаних джерел до розділу 3 .....	116
<b>РОЗДІЛ 4. ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ПРО ПРИДАТНІСТЬ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ .....</b>	<b>119</b>
4.1. Вибір оптимальної стратегії прийняття рішень .....	119
4.2. Прийняття рішень про придатність електронної апаратури .....	124
4.3. Відновлення функціональних залежностей у випадку недостатності статистичних даних .....	140
Висновки до розділу 4 .....	150
Список використаних джерел до розділу 4 .....	150
ВИСНОВКИ .....	154
<b>ДОДАТКИ .....</b>	<b>156</b>
Додаток А. Акти впровадження .....	156
Додаток Б. Моделі контрольно-вимірювальної апаратури .....	162
Додаток В. Результати експерименту .....	171
Додаток Д. Спостережувані значення $\chi^2$ та $\omega^2$ .....	174
Додаток Е. Відносні помилки .....	177



## ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ПОЗНАЧЕНЬ І СКОРОЧЕНЬ

АМВСС – алгоритм моніторингу використання строку служби

ВД – виробнича діяльність

ВЕТ – вироби електронної техніки

ЗПР – задача прийняття рішень

ІБР – імовірність безвідмовної роботи

ЛП – лінійне програмування

МП – математичне програмування

НСП – невизначене скоректоване прогнозування

ОПР – особа, що приймає рішення

ПЗТСС – прогнозування залишкового терміну служби системи

ПУН – прогнозування та управління надійністю

СМ – стани моніторингу

ТПР – теорія прийняття рішень

ПЧВ – перший час відмови

$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z \left( -\frac{x^2}{2} \right) dx$  – нормований нормальний розподіл

$V_0$  – довірча ймовірність

$\delta$  – відносна похибка

$A_0$  – очікуване значення показника надійності

$q$  – довірча ймовірність

$v$  – коефіцієнт варіації

$\sigma$  – середньоквадратичне відхилення

$S$  – вибіркове середнє значення

$R$  – число відмов необхідне для забезпечення точності.

## ВСТУП

**Актуальність теми.** Потреба в технологіях діагностики, контролю, прогнозу параметрів надійності електронних систем та компонентів суттєво збільшилася. При цьому підвищення точності визначення параметрів надійності електронних систем при мінімальній витраті коштів на проведення випробувань є одним з пріоритетних напрямків розвитку в галузі підтримки прийняття рішень.

Сучасний етап розвитку авіаційної та космічної галузей характеризується підвищенням рівня автоматизації управління літальних апаратів і як наслідок вимагає розробки сучасних комп'ютеризованих систем діагностування. Це підтверджується тим, що з одного боку необхідно підвищувати ефективність експлуатації літальних апаратів, і безпеки руху в умовах, які постійно змінюються; з іншого боку він визначається стрімким прогресом розвитку електроніки і, в першу чергу мікропроцесорної техніки.

Для підвищення надійності та завадостійкості електронних систем, які експлуатуються в космічній та авіаційній галузі необхідно проводити чисельні випробування із забезпеченням високої точності, що безперечно, робить його перспективним при застосуванні надійності в електронній апаратурі.

Для вирішення задач даного класу необхідне створення системи, що реалізує технологію прийняття рішень для визначення параметрів надійності, що вимагає розробки відповідних методів, моделей та програмно-апаратних засобів.

Вказані обставини, природно потребують суттєвого вдосконалення існуючих методів і засобів розв'язування задач імітації в інструментальному забезпеченні комп'ютерних систем. У зв'язку з тим, що складні системи централізованого та розподіленого керування в яких цифрові пристрої та системи є невід'ємною частиною конструкції в сучасних авіаційних та космічних апаратах та містять електронні компоненти та модулі з високим рівнем надійності, потрібно оцінити значення параметрів надійності і обчислити похибку, яку ми робимо приймаючи той чи інший теоретичний розподіл. У зв'язку з цим необхідно розробити метод імітації випробувань для дослідження цієї проблеми.

Як свідчить світовий досвід, дослідження електронної апаратури спрямоване на вирішення основних трьох задач: оцінка й прогнозування надійності; експериментальна оцінка показників надійності, прийняття заходів щодо досягнення і забезпечення заданого рівня надійності шляхом підвищення ефективності стратегії технічного обслуговування, резервування, об'єму запасних частин тощо.

Такими науковими задачами займалися вітчизняні та зарубіжні вчені, зокрема: Богородицький М.П., Готтштайн Г., Брендон Д., Маллер Р., Фріке К., Болотін В.В., Гнеденко Б.В., Баронс П.П., Барлоу Р., Прошан Ф., Дружинін Г.В., Єфімов І.Є., Карташов Г.Д., Заренін Ю.Г., Стоянова І.І., Шор Я.Б., Вінарський М.С., Коппола А, Зелен М., Шишмарьов В.Ю. та ін.

Швидкий темп розвитку науки і техніки вимагає удосконалення існуючих та створення нових методів діагностики електронної апаратури комп'ютерних систем та компонентів.

Для забезпечення вимог до швидкодії, точності, достовірності, надійності електронних систем, необхідно постійно вдосконалювати існуючі та розробляти нові методи обчислення параметрів функціональних процесів та відповідних чутливих елементів.

Існуючі методи дослідження надійності комп'ютерних систем та компонентів не в повній мірі відповідають вимогам практики й рівню технології виробництва, оскільки інколи значення реальних показників надійності суттєво відрізняються від прогнозних оцінок, а у методах діагностики електронної апаратури не враховується ефект фігур Ліссажу та їх специфічні особливості, які мають важливе значення для розвитку теоретичних основ обробки та дослідження широкого класу сигналів. Врахування ефекту фігур Ліссажу під час діагностики та при випробуваннях підвищує надійність електронних систем.

Фігури Ліссажу використовуються при налаштуванні одного джерела сигналу під інше, але не використовуються під час проведення діагностики відмов. Апаратно-програмний комплекс, який використовує фігури Ліссажу дає можливість використовувати їх для забезпечення ефективності, надійності, контролю,

діагностики визначення параметрів, налагодження, високоефективних комп'ютерних систем та мереж, їх пристроїв та компонентів.

Таким чином, незважаючи на багато існуючих досліджень немає ефективного вирішення цілого класу проблем:

1. Відсутній метод імітації контрольно–вимірювальної апаратури, який використовує ефект фігур Ліссажу з метою діагностики відмов;

2. Невирішеними до цього часу залишаються питання вдосконалення моделей випробувань на надійність електронної апаратури, що використовуються в комп'ютеризованих системах та компонентах шляхом введення наступних інформативних параметрів:

- а) Похибка першого роду у випадку достатності отриманої (змодельованої) статистики;
- б) Середньоквадратичне відхилення у випадку якщо статистика не є достатньою і потрібно відновлювати функціональну залежність;
- в) Ефект фігур Ліссажу під час перевірки діагностичних ознак.

Таким чином, вирішення наукової задачі, сутність якої є розробка методу оцінки параметрів надійності на основі створення технології обробки статистичних даних роботи електронних систем є актуальною науковою задачею і визначає напрям досліджень роботи.

**Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами.** Дисертаційна робота виконувалася на кафедрі комп'ютеризованих електротехнічних систем та технологій відповідно до тематичних планів і науково–дослідних робіт Національного авіаційного університету, відповідно до постанови Кабінету Міністрів України № 3715–VI «Про пріоритетні напрями інноваційної діяльності в Україні», зокрема за напрямом «Розвиток сучасних інформаційних, комунікаційних технологій, робототехніки», а також відповідно до держбюджетної тематики Міністерства освіти і науки України в науково – дослідній роботі № 864–ДБ13 «Теорія та принципи побудови інтелектуальних вимірювальних систем для контролю геометричних параметрів високоточних деталей» (номер держ. реєстрації 0113U000083, 2014 р.) та «Методологія побудови сучасних дистанційних

інформаційно-вимірювальних систем» 125–ДБ17 (номер держ. реєстрації 0117U002367, 2017 р.), де автор був виконавцем.

**Мета і задачі дослідження.** Метою дисертаційної роботи є створення високоефективних комп'ютеризованих засобів діагностування електронної апаратури з використанням методу статистичного аналізу.

Для досягнення поставленої мети необхідно розв'язати такі задачі:

1. Провести аналіз існуючих методів прогнозування та розрахунку надійності при випробуванні електронних систем та компонентів та обґрунтувати переваги методу комп'ютеризованого методу проведення випробувань електронної апаратури;
2. Розробити метод проведення високоефективних випробувань електронних систем та компонентів з метою підвищення точності визначення величини безвідмовності;
3. Розробити комп'ютеризовану систему на засадах об'єкту контролю і діагностики, з метою покращення оцінки надійності електронних систем та компонентів;
4. Розробити метод оцінки параметрів надійності випробувань електронних систем та компонентів на основі методів статистичного аналізу та діагностики;
5. Вдосконалити існуюче програмне забезпечення для автоматизованої обробки параметрів випробувань електронних систем та компонентів з метою зменшення та спрощення діагностики електронних компонентів.

**Об'єкт дослідження** – процес діагностування та контролю параметрів електронної апаратури під час проведення випробувань на надійність.

**Предмет дослідження** – моделі, методи та засоби створення комп'ютеризованої системи визначення придатності електронної апаратури з використанням фігур Ліссажу та оцінки імовірності безвідмовної роботи.

**Методи дослідження** ґрунтуються на використанні теорій: ймовірностей для визначення середніх показників, математичної статистики для статистичної обробки результатів експериментів; надійності для визначення імовірності безвідмовної

роботи, планування випробувань для розробки плану проведення експерименту; а також метод статистичного аналізу для розробки моделей випробувань.

**Наукова новизна одержаних результатів.** У роботі розв'язано важливу наукову задачу – розроблений метод оцінки параметрів надійності на основі створення технології обробки статистичних даних відмов електронних систем. Під час розв'язання цієї задачі отримані такі нові наукові результати:

1. Вперше запропоновано комп'ютерну систему на засадах математичної моделі об'єкта контролю і діагностики з визначенням статистики відмов що дає можливість синтезувати оптимальну програму контролю їх елементів завдяки врахуванню множини операторів процесу переходу системи з одного стану в інший при дії дестабілізуючих факторів;

2. Набув подальшого розвитку комп'ютеризований метод імітації випробувань електронних систем та компонентів на основі методу Монте–Карло, який відрізняється від відомих функціональною декомпозицією процесу імітації випробувань на такі задачі: імітація статистики відмов електронних систем; перевірка правдоподібності гіпотез, що дає можливість покращення для імітації процесу проведення випробувань електронних систем та дає можливість підвищити точність визначення величини імовірності безвідмовної роботи (ІБР), завдяки використанню відновлення функціональних залежностей у випадку недостатності статистичних даних.

3. Подальший розвиток отримав комп'ютерний метод діагностування електронних систем та компонентів, який відрізняється від раніше відомих тим, що враховує кількість інформації і дає можливість визначати початок ентропії процесу деградації електронних компонентів;

4. Отримав подальший розвиток метод оцінювання надійності електронних систем та компонентів за експериментальними даними, який на відміну від існуючих відрізняється тим, що базується на перевірці правдоподібності гіпотез, а діагностика за допомогою ефекту фігур Ліссажу та забезпечує зниження похибки другого роду та зменшує вартісні та часові витрати на її проведення.

## **Практичне значення одержаних результатів**

1. Виконані теоретичні та експериментальні дослідження забезпечили перспективу розробки у вигляді алгоритмів та методу оцінки безвідмовності електронних систем та компонентів, що дає можливість зниження ризику прийняття рішення про придатність систем для експлуатації на основі статистичних даних, які були отримані при випробуваннях. Експериментальними дослідженнями і впровадженням підтверджені переваги розробленого методу.

2. У випадку використання перевірки правдоподібності гіпотез, планування випробувань електронних систем та компонентів зводиться до збору статистики відмов устаткування, яке перебуває в експлуатації, що призводить до значного спрощення метода імітації випробувань, зниження похибки першого роду.

3. Оцінювання характеристик підсистем за допомогою контрольно-вимірювальної апаратури із структурою й набором модулів, що забезпечують оперативну автоматизовану обробку параметрів стану електронних систем та їх компонентів на основі ефекту фігур Ліссажу, який на відміну від існуючих методів, використовує апаратне та програмне забезпечення з інтелектуальним інтерфейсом, в якості віртуального приладу, суттєво зменшує та спрощує діагностику електронних систем та їх компонентів при виробництві.

4. На основі байєсової теорії статистичного виводу було розроблено алгоритм пошуку оптимального розв'язку в системі технічної діагностики.

Результати досліджень впроваджені на державному підприємстві «Завод 410 цивільної авіації» та в навчальний процес Національного авіаційного університету у курсах лекцій з дисципліни «Фізичні основи сучасної метрології», «Основи наукових досліджень» та в процесі дипломного та курсового проектування «Інформаційні вимірювальні системи».

**Особистий внесок здобувача.** Всі винесені на захист положення та результати дисертаційної роботи автором отримано самостійно. У роботах написаних у співавторстві особистий внесок здобувача полягає у наступному: [1] – досліджено метод оцінки і модель для оцінки показника надійності типу «ймовірність безвідмовної роботи» за допомогою виключно ймовірно-фізичних

моделей розподілів; [2] – було розроблено комп'ютеризований метод та модель обчислення параметрів комп'ютерних систем та їх компонентів; [3] – показано, що статистика,  $\mathcal{J}=m/N$  яка використовується для оцінки показника надійності типу «імовірність безвідмовної роботи» є достатньою, спроможною, незміщеною, ефективною; [4] – за допомогою перевірки правдоподібності гіпотез було обґрунтовано, що запропоновані методика та модель оцінки ймовірності безвідмовної роботи є ефективними; [5] – був отриманий метод і модель для оцінки показника надійності типу "імовірність безвідмовної роботи", який призводить до зниження ризику прийняття хибного рішення, про якість технічної системи, під час обробки даних, які були отримані при випробуваннях, а також уточнює цей показник; [6] – була розроблена база даних для обробки результатів досліджень у разі використання комп'ютеризованого методу обчислення параметрів комп'ютерних систем та їх компонентів.

**Апробація результатів дисертації.** Результати дисертаційної роботи доповідалися та обговорювалися на міжнародних науково–технічних конференціях: VIII Міжнародній науково–технічній конференції «ABIA–2007», м. Київ, 2007 р.; на конференції Systems, Control and Information Technology (SCIT2016), м. Варшава, 2016 р.; II Международной научно–практической конференции «Информационные и телекоммуникационные технологии: образование, наука, практика» 2016 р. м.Алмати, на конференції The Seventh World Congress «AVIATION IN THE XXI–st CENTURY» – «Safety in Aviation and Space Technologies», м. Київ, 2016 р., Міжнародній науково–технічній конференції «ABIA–2017», 2017, м. Київ; X міжнародній науково–практичній конференції Інтегровані інтелектуальні робототехнічні комплекси «ІРТК–2017» 16–17 травня 2017, м. Київ; XI міжнародній науково–практичній конференції Інтегровані інтелектуальні робототехнічні комплекси «ІРТК-2018» 22-23 травня 2018, м. Київ.

**Публікації.** За темою дисертаційної роботи опубліковано 15 робіт, у тому числі 7 статей в спеціалізованих фахових наукових журналах із них шість включені до міжнародних наукометричних баз і 8 тез доповідей на міжнародних наукових конференціях.

**Структура та загальний обсяг дисертації.** Дисертаційна робота складається зі вступу, чотирьох розділів, висновків, списку використаних джерел, додатків. Загальний обсяг дисертації – 193 сторінки. Основний зміст викладено на 155 сторінках, який містить 20 рисунків та, 13 таблиць. Список використаних джерел по розділам становить: перший розділ 73 джерела, другий розділ 47 джерел, третій розділ 21 джерело, четвертий розділ 32 джерела.

## РОЗДІЛ 1

### СУЧАСНИЙ СТАН РОЗРОБКИ КОМП'ЮТЕРИЗОВАНИХ СИСТЕМ ДЛЯ ОЦІНКИ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ

Розділ присвячено вивченню проблемних аспектів експериментальної оцінки надійності електронних систем та компонентів, а також визначення основних шляхів їх подолання.

У зв'язку з тим, що забезпечення надійності функціонування електронних комп'ютеризованих систем, зокрема й таких, що використовуються комп'ютеризованих системах відбувається на таких етапах: дослідження та створення матеріалів для виготовлення компонентів (мікросхеми, конденсатори, транзистори й т. і.) для виготовлення електронних систем, пристроїв; розробка, проектування принципів електронних схем системи, пристрою; виготовлення електронної системи, пристрою; контроль процесу експлуатації, необхідно вивчити стан контролю надійності на всіх цих етапах.

Досліджується один з найперспективніших методів обробки статистичних даних об'єкту діагностики – мінімізація статистичних критеріїв якості системи, а саме імовірності помилок, часу прийняття рішення при заданих обмеженнях, що накладаються, що накладаються на комп'ютеризовану систему, або на діючі на неї сигнали.

Мета даного розділу – порівняльний аналіз моделей, які використовуються для імітації випробувань та обробки їх результатів.

#### **1.1. Аналіз літературних джерел в галузі діагностування електронної апаратури**

Бурхливий розвиток науково–технічного прогресу обумовив появу нових методів контролю визначення та прогнозування параметрів надійності. Дослідниками Гуанфан Зханг, Чіман Кван та Роджер Ху Ен в роботі [7] розглянуто розширений алгоритм прогнозування строку, який залишився до кінця

експлуатаційного ресурсу використання електронних систем та їх компонентів. Він заснований на алгоритмах фізики відмов і використовує як екологічні так і температурні виміри навантаження (наприклад, температури) та вимірів робочих параметрів об'єкту (наприклад, опору з'єднання). Для прогнозування строку експлуатації, що залишився використали алгоритм моніторингу терміну служби та прогнозування невизначеності. Слід зауважити, що цей алгоритм не є універсальним в зв'язку з тим, що відмови, у цьому випадку в більшій степені залежать від матеріалів, що використовуються при виготовленні компонентів, технологій їх виготовлення, фізичних принципів дії. Тому, заміна в системі хоч би одного компонента може потягнути за собою суттєву зміну методу прогнозування.

Автори в роботі [7] запропонували, два шляхи отримання прогнозування: алгоритму моніторингу використання строку служби (АМВСС) і алгоритму невизначеного скоригованого прогнозування (НСП). В цьому дослідженні проілюстровано що, алгоритм АМВСС краще працює у виявленні тих відмов, після яких працездатність електронних системи та їх характеристики відновлюються, а алгоритм НСП найкраще підходить у випадку, коли таке відновлення не відбувається. Поєднання цих методів прогнозування дає можливість краще визначати границі невизначеності результату прогнозування. Наприклад, якщо згідно ПЗТСС (прогнозування залишкового терміну служби системи) можна вважати, що значення перебувають у певному діапазоні із середніми значеннями А і В для підходу АМВСС і підходу НСП, відповідно [7]:

$$RUL_{LCM} = A \pm U_{LCM}$$

$$RUL_{UAP} = B \pm U_{UAP},$$

де  $U_{LCM}$  – межі зміни ПЗТСС згідно з підходом АМВСС,  $U_{UAP}$  – межі зміни ПЗТСС згідно з підходом НСП.

Потім використовується ваговий коефіцієнт, отриманий з оцінок невизначеності для злиття цих двох прогнозів [7]:

$$RUL_{Fused} = \frac{A/U_{LCM} + B/U_{UAP}}{1/U_{LCM} + 1/U_{UAP}}.$$

Модель випадкової відмови в дослідженні [7] заснована на розумінні реакції припою на поверхню, до якої він кріпиться на циклічне накопичення ушкоджень у результаті зсуву через невідповідності теплового розширення між компонентами й друкованою платою [7]:

$$N_f = \frac{1}{2} \left( \frac{\Delta\gamma_p}{2\varepsilon_f} \right), \quad (1.1)$$

де  $N_f$  – середнє число циклів до відмови;  $\Delta\gamma_p$  – діапазон непружних деформацій з урахуванням локальної й глобальної неузгодженості;  $\varepsilon_f$  – константа, що враховує особливості матеріалу. Для евтектичного припою  $\varepsilon_f = 0,325$  та

$$c = -0,442 - 0,0006T_{s_j} + \ln \left( 1 + \frac{360}{t_D} \right),$$

де  $T_{s_j}$  – циклічна середня температура припою, °C;  $t_D$  – час витримки у хвиликах при максимальній температурі.

Евтектичний припій використовується коли для повного складання вузла потрібно кілька послідовних процесів пайки рекомендовано застосування припою з мінімальною температурою плавлення. Після процесу пайки такий припій завжди має більш високу температуру плавлення, ніж первинний (евтектичний) припій. Зважаючи на це кожна наступна пайка може проводитися тим же самим припоєм, і при цьому попередні пайки не будуть пошкоджені.

Для перевірки нової методики прогнозування, був проведений експеримент [7]. Для цього був використаний вузол електроніки, який містить дванадцять компонентів поверхневого монтажу (2 з 6 різних типів корпусів), спаяних на підкладенці FR-4, з використанням евтектичного олов'яно-свинцевого припою. Компоненти являють собою електронні пристрої (табл. 1.1), але зі спеціальними випробними кремнієвими кристалами, кожний з яких незалежний і призначений для забезпечення безперервності й контролю опору під час тестування. Шлейфове з'єднання являє собою провідну доріжку, яка з'єднує кілька контактів компонента. У цьому експерименті відмова будь-якого послідовного кола вказує на відмову компонента.

Мікросхеми, які містить плата, що перевіряється

Тип компонента	Кількість контрольованих кіл у кожному компоненті	Загальна кількість кіл, що контролюють
BGA 169	4	8
BGA 225	4	8
BGA 352	4	7
QFP 208	1	2
QFP 256	1	2
QFP 100	1	0

Електронна випробувальна плата була піддана поза граничним умовам, призначеному для імітації польових умов, подібних до тих, які були спричинені випадковим використанням. Цей профіль був сформований в програмованій печі, такий, що кожен послідовний профіль мав різну пікову температуру, швидкість пропускнуї здатності та тривалість зупинки. Приклад температурного профілю на перші двадцять днів наведено на рис. 1.1.

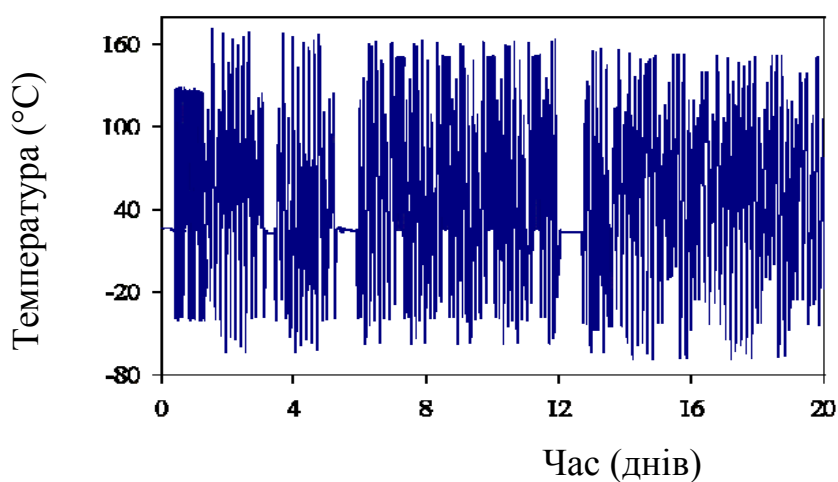


Рис. 1.1. Виміряна температура на електронній платі за перші двадцять днів

Дані температури були використані для оцінки пошкодження паяних з'єднань компонентів електроніки з використанням підходу ПТЗСС для оцінки відмов.

Грунтуючись на процедурі моніторингу надійності, прогнози часу до відмови були дані для різних рівнів прогнозу; точність наведено в табл. 1.2.

Таблиця 1.2

Порівняння рівнів прогнозу

Компонент	Фактична перша відмова (дні)	Період часу до першої відмови (днів)			
		20	15	10	5
BGA 169	59	11,3 (-8,7)	6,5 (-8,5)	2,4 (-7,6)	відмова
QFP 256	67	14,6 (-5,4)	11 (-5)	5,6 (-4,4)	1 (-4)
BGA 352	68	10,6 (-9,4)	6 (-9)	1 (-9)	відмова
QFP 208	74	2 (-18)	відмова	відмова	відмова
BGA 225	87	4,6 (-15,4)	1 (-14)	відмова	відмова

Використовуючи вимірювання опорів послідовного кола, був також реалізований алгоритм НСП в діагностиці даного електронного модуля. За допомогою цього алгоритму був спрогнозований залишковий строк служби компонента. Результат прогностичного алгоритму містить розвиток деградації з розподілом і інформацією про залишковий строк служби з розподілом (рис. 2).

В процесі експлуатації електронної техніки дійсно, велика частка відмов пов'язана з порушенням паяних з'єднань. Це має місце під час дії температур плавлення припою, граничних, або недопустимих температур для відповідного електронного компонента наприклад, в наслідок дії великих недопустимих, або граничних струмів для електронних компонентів, що вказані в документації на електронний компонент під час інтенсивних навантажень на схему. Але крім недопустимих температур в самій електронній схемі присутня велика кількість інших дуже складних процесів, що можуть привести до відмови. І тип цих процесів залежить від матеріалів, що використовувались при виготовленні електронних компонентів схеми та самої друкованої плати, технологій їх виготовлення. Але в (1.1) фігурує тільки припій. Це суттєво впливає на точність прогнозу, який робиться,

та свідчить про об'єктивну складність імовірно-фізичних моделей і як наслідок сильну обмеженість їх використання.

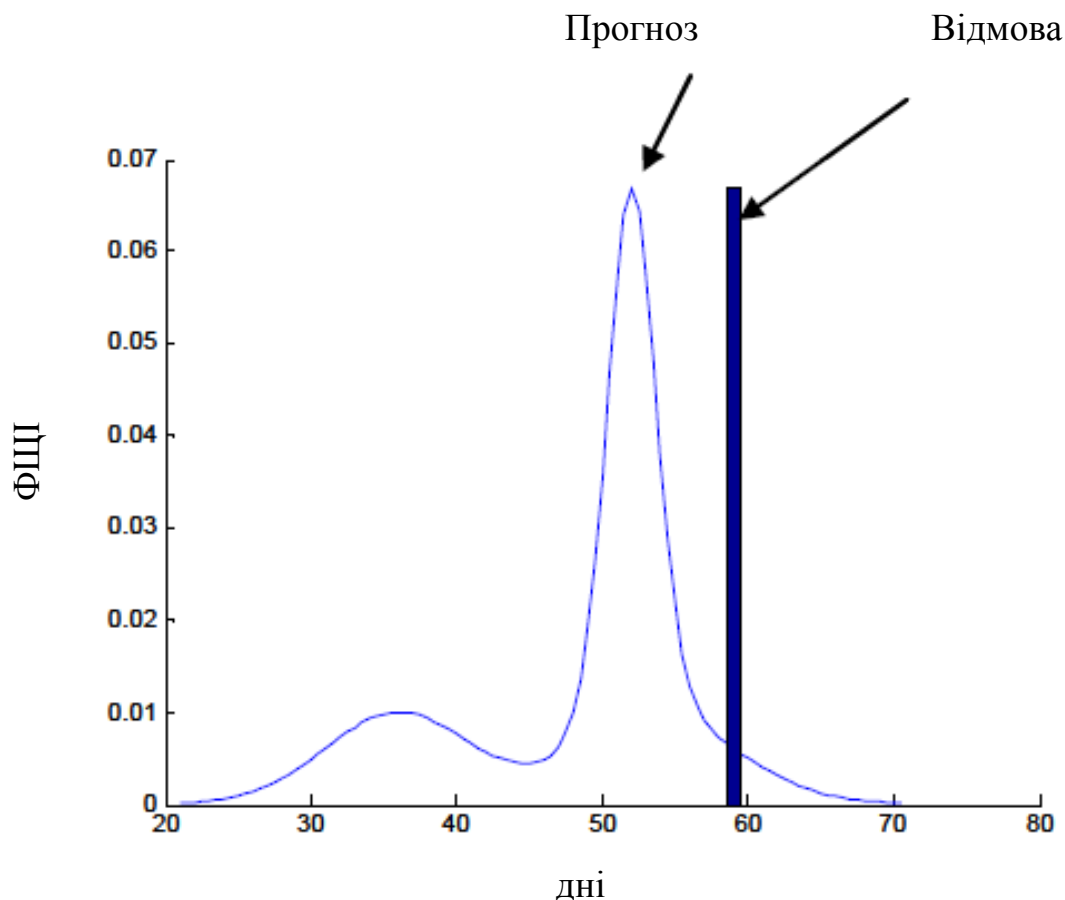


Рис. 1.2. Приклад результату прогнозу

Група дослідників в роботі [8] для оцінки параметрів надійності електронних систем, що використовуються в космічній техніці була використана методика навчаючого експерименту. При цьому також було відмічено, що об'єм даних, які необхідно отримати з експерименту залежить від досвіду та інтуїції експериментатора. Для вдосконалення методики проведення навчаючого експерименту краще за все визначати достатність отриманої статистики за допомогою критеріїв згоди. Це дозволить підвищити якість навчання завдяки тому, що в отриманій статистиці буде наявна вся інформація для визначення необхідного параметра надійності. Також в дослідженні [8] був проведений аналіз ефективності прогнозних моделей. За результатами навчання були побудовані прогнозні моделі надійності мікросхем методами регресійних і дискримінантних функцій.

Перед проведенням випробувань електронної техніки систем необхідно визначитись з параметрами, які необхідно контролювати. Групою науковців у дослідженні [9] рекомендовано використовувати кореляційний аналіз.

Доцільність проведення дослідження з урахуванням числа спостережень  $n$  і кількості факторів  $m$  визначається наступним відношенням [9]:

$$(n + m) < (n - m)^2.$$

Проте методика яка викладена в [9] має суттєвий недолік: параметри що контролюються, повинні мати нормальний розподіл. Це суттєво обмежує область використання цієї методики тому, що закон може бути далеко не завжди нормальним і використання цієї методики може бути ризикованим та економічно недоцільним. Це пов'язано насамперед с тим, що необхідно набрати достатню статистику за допомогою перевірки правдоподібності гіпотез. Після отримання декілька сотень спостережень зусилля можуть опинитися марними, за рахунок того, що закон розподілу не підпорядковується нормальному розподілу.

У науковій роботі автора Шумских І. Ю. [10] використовується навчаючий експеримент для побудови прогностичних моделей. Після цього використовується програмний комплекс, який був описаний в дослідженні [11] для побудови прогнозу. Але аналіз роботи [11] показує, що при цьому використовується логарифмічний закон та нормальний розподіл. Але ніяких доказів того, що зібрані дані під час навчаючого експерименту підпорядковуються нормальному розподілу алгоритм роботи програми не містить. Отже ступінь довіри до такого прогнозу незначна.

У роботі [12] була представлена структурна схема надійності інформаційних керуючих систем із урахуванням відмов у вигляді моделі індивідуального прогнозування. Було також зауважено, що такі моделі є найперспективнішими. Але повна відсутність математичного апарату робить цю модель вельми не переконливою.

Одним з найважливіших елементів в електронній техніці є система автономного живлення. Вчені Шенгджин Танг та Чуанкианг Ю в своїй роботі [13]

використовують Вінеровські процеси для прогнозування тривалості роботи літій-іонних батарей. Вінеровський процес є моделлю броунівського руху. Згідно з [13] функція розподілу ймовірності, середнє значення й дисперсія часу наробітку до відмови можуть бути отримані в такий спосіб:

$$f_T(t) = \frac{w}{\sqrt{2\pi t^3 \sigma^2}} \exp\left(-\frac{(w - \lambda t)^2}{2\sigma^2}\right),$$

$$E(t) = \frac{w}{\lambda}, \text{var}(T) = \frac{w\sigma^2}{\lambda^3}$$

де  $\lambda$  – параметр дрейфу;  $\sigma_B^2$  – середньоквадратичне відхилення параметру дифузії,  $w$  – поріг відмови.

При цьому похибки вимірювання (ПВ) група дослідників Shengjin Tang, Chuanqiang Yu, Xue Wang, Xiaosong Guo, Xiaosheng Si визначає таким чином [13]:

$$f(Z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\Phi(\mu/\sigma)} \exp\left(-\frac{(z - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

$$E(Z) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}\Phi(\mu/\sigma)} \exp\left(\frac{-\mu^2}{2\sigma^2}\right) + \mu,$$

де  $\mu$  – математичне очкування,  $\sigma$  – дисперсія,  $\sigma^2$  – середньоквадратичне відхилення,  $\Phi$  – нормований нормальний розподіл.

Прогнозування реального строку служби з урахуванням помилки виміру (ПВ) у роботі [13] зводиться до теореми.

Про те методика, яка була викладена в дослідженні [13] має один недолік. Не обчислена похибка, яка буде отримана при заміні реального процесу Вінеровським процесом.

В дослідженні Кузьміна В. І. [14] для прогнозування надійності пропонується використовувати модель обмеженого зростання Гомперца:

$$f(x) = Ae^{-kx},$$

де  $A$  – верхня асимптота,  $k$  – параметр зростання.

Також прогнозування надійності представлено у вигляді логістичної моделі:

$$f(y) = k(y_\infty - y),$$

де  $y_{\infty}$  – границя зростання, що визначає асиметричну криву.

Для ідентифікації типу функції розподілу й визначення її параметрів емпіричні дані будувалися в таких координатах, які дають лінійну залежність між функцією щільності розподілу й аргументом. При цьому результати вимірювань, відповідні до даної функції розподілу, представлялися лінійними залежностями.

Після математичних перетворень модель Гомперца прийняла вигляд [14]:

$$\frac{1}{y} \frac{dy}{dx} = k(\ln y_{\infty} - \ln y).$$

Але відсутність порівняння цього метода з іншими методами апроксимації робить цей метод не достатньо переконливим.

Серед багатьох методів підвищення надійності є резервування системи. Багатоверсність – один з методів резервування під якою мається на увазі застосування в різних системах (або в межах однієї системи в різних каналах) різних засобів або аналогічних засобів, заснованих на різних принципах дії й спрямованих на здійснення заданої функції. Основна мета реалізації багатоверсності – захист від відмов по загальній причині [15].

Група науковців у роботі [16] розробили структурну схему таких систем (рис.1.3). Але слід зауважити, що при належному проектуванні системи використання мультиверсних систем не має сенсу. Необхідного ефекту можна досягти за допомогою звичайного резервування. Рекомендація, що до обчислення ймовірності безвідмовної роботи за допомогою експоненційного розподілу в дослідженні [16] без визначення достатності статистики за допомогою перевірки правдоподібності гіпотез може призвести до суттєвих похибок при прогнозуванні та обчисленні параметрів надійності. Якщо статистика виявиться не достатньою, необхідно або продовжувати збір статистики відмов, або відновлювати функцію методами апроксимації.

Ще одним з методів резервування – мультидиверсні системи [17–20].

Мультидиверсною називають таку двоверсну систему  $W$  [16] у якій версії  $v_1$ ,  $v_2$  отримано з використанням декількох видів версної надмірності, таких, що усунення одного із цих видів надмірності не робить версії тотожними (рис. 1.4).

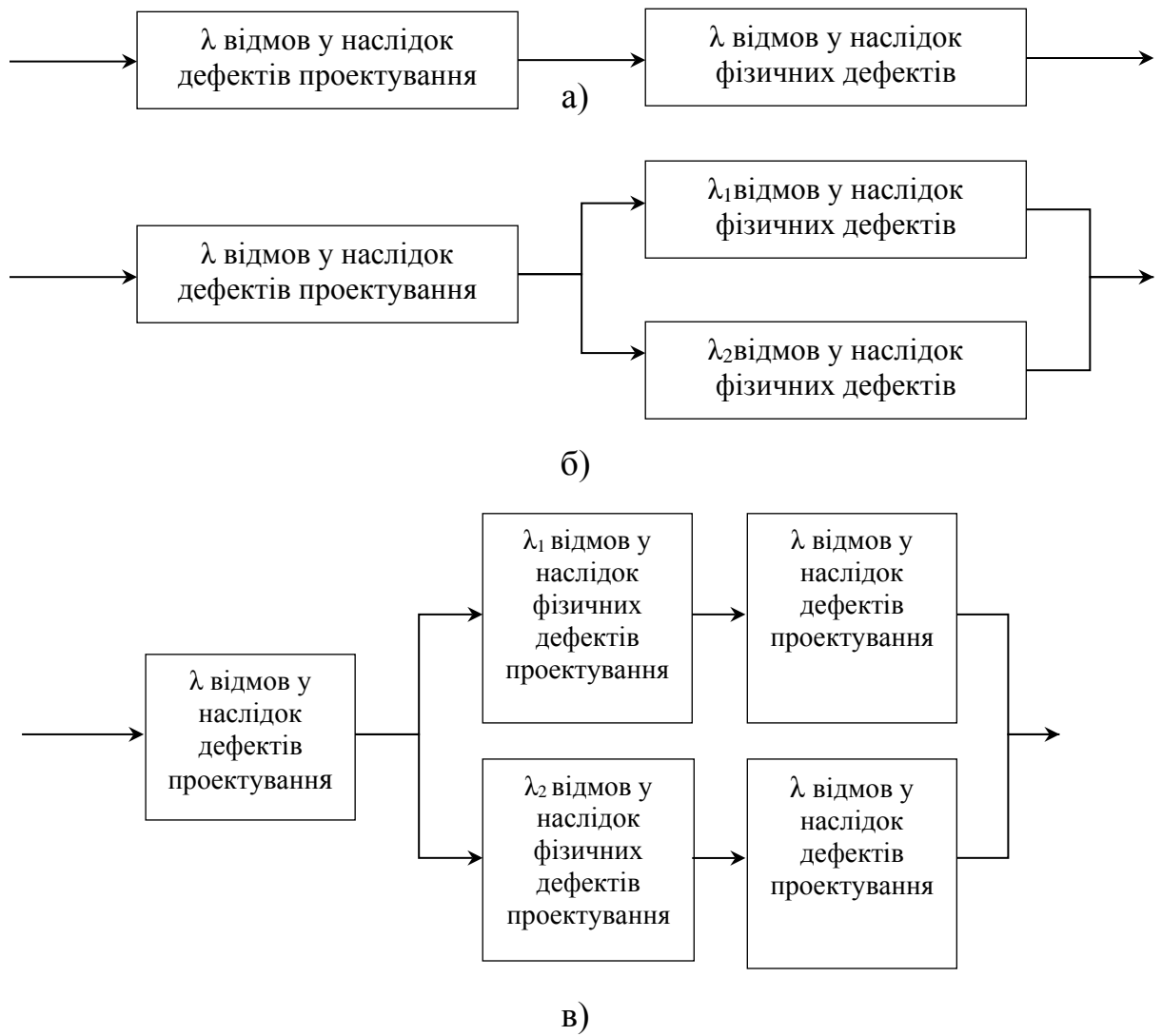


Рис. 1.3. Структурні схеми надійності електронних систем із урахуванням відмов через фізичні дефекти й дефектів проектування: а) – одноканальна одноверсна система; б) – двоканальна одноверсна система; в) – двоканальна двоверсна система

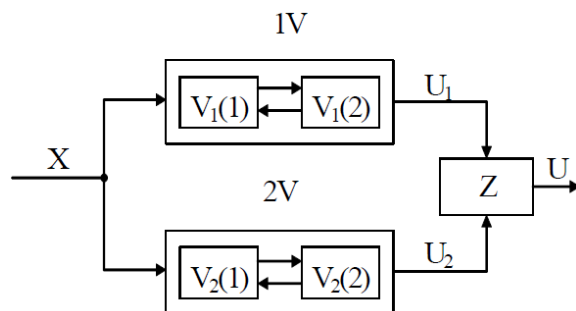


Рис. 1.4. Структура мультидиверсної системи із двома видами версної надлишковості

Мультиверсні та мультидиверсні системи можуть виявитися занадто коштовними, що необхідно враховувати при експлуатації та виготовленні. Єдина

перевага таких систем полягає в тому, що вони дозволяють компенсувати недоліки технологій виготовлення.

В роботі [21] було розроблено моделі надійності мультидиверсних систем, в якій прийнято припущення про експоненційний закон розподілу часу до відмови. Але статистика, яка буде зібрана в майбутньому не обов'язково буде підпорядковуватись експоненційному розподілу. Тому на практиці цю модель використовувати доцільно тоді, коли буде доведено, що зібрану статистику вирівнює експоненційний розподіл.

Автори дослідження [22] для визначення того, як проходить деградація параметрів транзисторів використовували технологію прискорених випробувань. В основу прискорених випробувань покладено наступне. Відомо [23], що для фізичної імітації деградації функціонального параметра виробів електронної техніки можна використовувати прискорені випробування, які проводяться по типових методиках і дозволяють для кожного електронного виробу одержати зміну функціонального параметра експериментально протягом часу  $t_k$ .

Прискорення випробувань може бути досягнуте зміною умов роботи виробів електронної техніки [23, 24]. Основними видами прискорених впливів при випробуваннях виробів електронної техніки є теплове й електричне навантаження. Більшість відмов виробів електронної техніки (ВЕТ), пов'язано з погіршенням електричних параметрів або пробоем, відбувається саме при цих впливах і не враховуються зовнішні дестабілізуючі впливи.

Випробування ВЕТ, які проводяться при підвищених температурних навантаженнях спричиняють порушення автономності процесів функціонування і це є причиною деградації параметрів і відмови. Це означає, що можуть викликатися причинами, які при номінальній температурі  $T_n$  взагалі не будуть виникати.

Максимальна температура, при якій ще виконується умова автономності, знаходиться методами, описаними в [25].

Для вибору режиму та умов проведення прискорених випробувань використані відомі підходи [23-26], сутність яких полягає у наступному.

В роботі [27] Веллікок Л.Ф. і Дегтяренко Л.В. показали вплив електричного навантаження (потужності, що розсіюється на колекторі) на деградацію й відмови біполярних транзисторів може розглядатися як дія деякої еквівалентної температури, природа якої пов'язана з нагріванням кристала при роботі в певному електричному режимі. Різниця  $\Delta t$  між температурами кристала  $T_k$  і навколишнього середовища  $T$ , що забезпечує таку ж дію, як і електричне навантаження (потужність, що розсіюється на колекторі), визначається по формулі

$$\Delta T = R_T K_H P_{\max},$$

де  $R_T$  – тепловий опір ділянки «кристал–оточуюче середовище»,  $K_H = P/P_{\max}$  – коефіцієнт електричного навантаження,  $P$  – потужність у робочому режимі,  $P_{\max}$  – максимально допустима потужність, що розсіюється колектором (стоком) транзистора при температурі, яка дорівнює значенню температури навколишнього середовища  $T$ .

У якості нормального (номінального) режиму роботи транзисторів, щодо якого визначався коефіцієнт прискорення випробувань  $K_y$ , обрані умови, що забезпечують стабільне функціонування й достатній рівень надійності (щодо гранично припустимих режимів) транзисторів при їхній роботі в складі електронних пристроїв [28].

В роботі [22] дослідники роблять висновок, що нормальний закон не задовільно описує деградацію для великих наробітків. Але методика вибору закону розподілу не розроблена в цьому дослідженні, а тому надійність виробу, що випробувався, не визначена.

## **1.2 Діагностика електронної апаратури та класифікація відмов**

У загальному випадку типові робочі процеси збору, обробки та передачі інформації можуть бути концептуально проілюстровані, як показано на рис. 1.5.

У схемі можна виділити три основні задачі: діагностика несправностей, прогнозування й технічне обслуговування на основі умов.

Першим завданням є діагностика й виявлення основних причин збоїв системи. Певні корінні причини можуть надати корисну інформацію для моделей

прогнозування, а також зворотний зв'язок для поліпшення дизайну та конструкції системи.



Рис. 1.5. Схема типових потоків систем

Друга задача приймає оброблені дані й існуючі системні моделі або аналіз режиму відмови як вхідних даних і використовує розроблену бібліотеку алгоритмів прогнозування для модифікації в реальному режимі часу моделей деградації й прогнозування збою системи. Третя задача приймає результати прогнозу (наприклад, розподіл залишкового строку, який залишився до кінця експлуатаційного ресурсу використання) і враховує вартість і переваги для різних дій по технічному обслуговуванню, щоб визначити, коли і як буде проводитися профілактичне обслуговування для досягнення мінімальних експлуатаційних витрат і ризиків. Усі ці три задачі повинні виконуватися динамічно й у режимі реального часу.

У сучасному середовищі, насиченому даними, величезні їх обсяги часто автоматично збираються за короткий проміжок часу. На відміну від проблеми, коли дуже обмежені дані були доступні кілька десятиліть назад, ці великі об'єми даних створюють нові проблеми в керуванні, аналізі й інтерпретації даних. Отже, процедури попередньої обробки даних і процедури добування даних стають стандартними в багатьох складних системах, щоб поліпшити якість даних, зменшити надлишковість даних і підвищити ефективність аналізу. Багато дослідників вивчали цю проблему в літературі, і це було узагальнено в деяких статтях в різних областях застосування (наприклад, [29–31]).

Ці методи можна грубо класифікувати як статистичні методи й методи, засновані на технічних знаннях. У першій категорії дані можуть бути перетворені для оптимізації певних визначених критеріїв без вводу знань про об'єкт. Наприклад, аналіз основних компонентів і незалежний аналіз компонентів широко використовуються для зменшення розмірів даних. Подібно аналізу дисперсії (ANOVA), метод оцінки відстані, що був розглянутий дослідниками Lei Y., He Z., Zi Y. [32] також задовільний, і його різноманітні варіанти застосовуються, наприклад, вибір двопозиційної ознаки й метод зважування за допомогою методу оцінки евклідової дистанції [33], модифікована версія ANOVA, яка враховує як різницю між дисперсіями в кожній групі, так і максимальну в порівнянні з мінімальними відмінностями між середніми для кожної групи. Однак деяка корисна інформація не може бути збережена при роботі із сильно нелінійними даними, як показано науковцями Wang W., Jones P., Partridge D. В роботі [34]. Інші методи включають метод взаємної інформації [35] карту, що самостійно організовується [36] та методи на основі щільності [37]. Ці методи добре працюють на нелінійних даних і, отже, широко використовуються в багатьох додатках.

З іншого боку, методи в другій категорії використовують деякі знання про об'єкт в процесі визначення діагностичних ознак. Грунтуючись на процедурі відносного обслуговування, тип даних можна узагальнити на групи значень (наприклад, температура, тиск, вологість і т.д.), тип форми хвилі (наприклад, дані

вібрації) і багатомірний тип (наприклад, дані зображення, рентгенівські знімки і т.д.) [38].

Для синтезу оптимальної програми контролю за параметрами надійності необхідно проводити діагностику несправностей для ефективної й точної ідентифікації основної причини збоїв. Ефективна діагностика може не тільки скоротити час простою й ремонту, але й надати корисну інформацію для прогнозування, щоб підвищити її точність. Виявлення несправностей визначається як завдання визначення того, чи зазнає система проблем. Таким чином, діагностика несправностей – це задача виявлення джерела несправності після його появи. Через свою важливість дослідники з різних областей широко досліджували проблему діагностики несправностей, наприклад, у виробничих процесах [39, 40], системах дискретних подій [41, 42], системах і мережах зв'язку [43, 44].

У цілому, методи діагностики несправностей можна розділити на дві категорії: підходи засновані на моделі й вільні підходи до імітації. У категорії, заснованої на моделі, пропонуються деякі форми базових моделей, що зв'язують режими відмови й спостереження. Ці моделі часто будуються відповідно до певних принципів і фізичних механізмів. Грунтуючись на структурі й параметрах моделі, спостереження можуть бути використані для визначення справжніх причин або режимів відмови з використанням різних алгоритмів. Методи імітації часто не припускають знання базових процесів. Хоча в багатьох випадках у діагностиці несправностей використовуються неявні або статистичні штучні моделі. Підходи в цій категорії засновані винятково на даних без додаткових припущень про механізми роботи систем.

Мета діагностики несправностей – визначення часу появи відмови, його місця пошкодження і його впливу на систему. Тому діагностика складається із трьох аспектів:

1. Виявлення аномалій, оскільки спочатку визначається будь-яке потенційне відхилення продуктивності від нормальної роботи;
2. Локалізація помилок, яка виявляє проблему для конкретного компонента або підсистеми;

3. Класифікація несправностей, яка виділяє відомі й невідомі несправності й ідентифікує тип несправності, якщо вона відома раніше [45].

У цьому контексті застосовуються багато популярних методів машинного навчання й штучного інтелекту, такі як підтримка машинного вектора [61], найближчих сусідів [33, 47] і дерев розв'язків [48]. Серед них штучна нейронна мережа була обрана багатьма науковцями й інженерами та широко застосовувалася для діагностики несправностей різних електронних систем [36, 49]. Були реалізовані автоматизовані алгоритми машинного навчання, такі як нечіткі множини й самоорганізація карт [50–52]. Слід урахувати, що чутливість до помилки часто залежить від умов експлуатації й характеру аномалії. Тому умови навколишнього середовища вимагають ретельного розгляду. Наприклад мапи, що самостійно організуються, використовуються для регіоналізації умов експлуатації системи [45].

### **1.3. Методи прогнозування надійності електронної апаратури**

Відомо, що алгоритми прогнозування працездатності електронної апаратури передбачають майбутній технічний стан електронної апаратури, враховуючи зібрану поточну й минулу інформацію про надійність. Завдяки постійному контролю спостережувана інформація про технічний стан часто згадується як дані станів моніторингу (СМ) [50–52]. Дані СМ можуть бути прямо або побічно пов'язані з технічним станом системи й, отже, можуть розглядатися як індикатори стану системи. Прикладами даних СМ є кількість зношування електричних контактів, хімічна концентрація, розмір тріщини, вихідна потужність підсилювача й інтенсивність світла світлодіоду. Оскільки система руйнується в процесі експлуатації, її технічний стан погіршується й проявляється через спостережувані дані СМ (наприклад, інтенсивність світла зменшується в міру зниження рівня світлодіоду). Отже, СМ звичайно розглядається як сигнал деградації системи. Відмови часто визначаються як деградація, що досягає заданого порога, установленого експертами. Таким чином, розглядаючи розвиток деградації й обчислюючи час, коли вона вперше досягає порогу відмови, ми зможемо

передбачити залишковий термін служби системи (ПЗТСС). Через випадковість в шляхах розвитку деградації розрахунковий ПЗТСС буде мати вигляд деякого розподілу ймовірності. Два чудові оглядові документи в дослідженнях ПЗТСС можна знайти в роботах [53 – 55]. У Науковій роботі авторів Kwok L. Tsui, Nan Chen, Qiang Zhou, Yizhen Hai, Wenbin Wang [55] показаний процес підходу, заснованого на даних, пов'язаного з прогнозуванням та управлінням надійністю (ПУН), розглядається три мети ПУН (діагностика несправностей, прогнозування й умовне обслуговування), а також обговорюються додаткові підходи прогнозування, розроблені в інших областях науки і відносин між різними підходами. З іншого боку, дослідники X.–S. Si, W. Wang, C.–H. Hu, D.–H. Zhou в роботі [53] зосереджені головним чином на різних моделях підходів до прогнозування й не вирішують завдання ПУН. Дослідниками Sikorska J. Z., Hodkiewicz M., Ma L. в роботі [54] було проведено значну кількість досліджень з розробки прогностичних моделей, які можуть бути використані для прогнозування залишкового строку корисної експлуатації електронної апаратури.

Відомо, що стохастичні моделі процесів (табл.1.3) складаються із двох основних компонентів: (1) стохастичний процес  $\{X(t), t \in T, X \in \chi\}$  з початковим значенням  $X(0) = x_0$ , де  $t$  – часовий простір, а  $\chi$  – простір станів процесу, (2) гранична множина  $B$ , де  $B \subset \chi$ . Якщо обрати  $X(0) = x_0$  поза граничною множиною  $B$  тоді в перший час відмови (ПЧВ) є випадковою величиною  $T$ , обумовленої як  $T = \inf\{t: X(t) \in B\}$ . У більшості випадків  $B$  зменшує границю  $x^*$ , а ПЧВ – це перший раз, коли  $X(t)$  досягає  $x^*$ .

У моделі стохастичного процесу передбачається, що сигнал деградації  $\{X(t), t \in T, X \in \chi\}$  має стаціонарне незалежне збільшення, це означає, що для будь-якого часу  $t$  і  $\Delta t > 0$  збільшення  $\Delta X(t) = X(t + \Delta t) - X(t)$  залежить тільки від  $\Delta t$  і деяких інших параметрів, позначуваних як  $\varphi$ . Звичайно  $\Delta X(t)$  відповідає розподілу, що має властивість адитивності. Наприклад, якщо  $\Delta X(t)$  відповідає нормальному розподілу  $N(\mu\Delta t, \sigma^2, \Delta t)$  і  $X(0) = 0$ , то  $X(t)$  буде відповідати нормальному розподілу  $N(\mu t, \sigma^2, t)$  і  $\{X(t)\}$  є вінерівський процес. Іншим типовим вибором розподілу  $\Delta X(t)$  є

гамма розподіл і зворотний розподіл Гауса, у яких  $\{X(t)\}$  будемо відповідно називати гамма–процесами й зворотними гаусовськими процесами.

Таблиця 1.3

Короткий огляд трьох стохастичних процесів

Моделі	Розподіли ПЧВ	Параметри моделі	Форми функцій
Вінеровський процес	Зворотний розподіл Гауса	Дрейф $\nu$ і дисперсія $\sigma^2$	Перевернена трапеція
Гамма–процес	Апроксимовані зворотні гаусовські або В–S–розподіли (Бірнбаума – Сондерса)	Форма $\alpha$ і масштаб $\beta$	Перевернена трапеція
Зворотний гаусовський процес	Апроксимований розподіл В–S (Бірнбаума – Сондерса)	Середнє $\mu$ і форма $\lambda$	Перевернена трапеція

Вінеровський процес  $\{X(t), t \geq 0\}$  може бути представлений як  $X(t) = \lambda t + \sigma B(t)$ , де  $\lambda$  – параметр дрейфу,  $\sigma > 0$  – коефіцієнт дифузії, а  $B(t)$  – стандартний Броунівський рух. Функція щільності імовірності (ФЩІ) першого часу відмови  $T$  є зворотним гаусовським розподілом

$$IG((x^* - x_0)/\lambda, (x^* - x_0)^2/\sigma^2) = \left(2\pi((x^* - x_0)^2/\sigma^2)x^3\right)^{-1/2} \exp\left\{-\frac{x^* - ((x^* - x_0)^2/\sigma^2)}{2((x^* - x_0)^2/\lambda)((x^* - x_0)^2/\sigma^2)x^*}\right\}.$$

Процес змінюється двонаправлено в порівнянні з гаусовськими. Він використовує тільки інформацію, що міститься у поточному стані деградації. Для одержання додаткової інформації див. [56]. Останнім часом у цій області є кілька нових досліджень де використовується інформація про попередні відмови. Ці моделі обновляють параметри рекурсивно, тому прогноз залежить від історії відмов [57].

Одним з недоліків вінеровського процесу є те, що він не відрізняється від броунівського руху. Для імітації монотонно зростаючих або зменшуваних сигналів деградації краще обирати гамма-процес [40].

Тут збільшення  $\Delta X(t) = X(t + \Delta t) - X(t)$  для заданого інтервалу часу  $\Delta t$  має гамма-розподіл  $Ga(\alpha\Delta t, \sigma)$  з параметром форми  $\alpha\Delta t > 0$  і масштабним параметром  $\sigma > 0$ . Гамма-процес має монотонні шляхи вибірки й може розглядатися як межа складного пуассонівського процесу, швидкість якого переходить у нескінченність, а розмір переходу прагне до нуля пропорційно. Перший час відмови має зворотний гамма-розподіл, обумовлений тотожністю  $P(T > t) = P(X(t) < x^*)$ . У роботах вчених Singpurwalla N. D. [58], Lawless J., Crowder M. [59] і Ye Z. S., Xie M., Tang L. C., Chen N. [60] деталі деградаційної моделі з гамма-процесом наведені, а питання, пов'язані з технічним обслуговуванням, розглядаються J. M. van Noortwijk [61].

Зворотний гаусовський процес  $\{X(t), t \geq 0\}$  із середньою функцією  $v(t)$  і параметром масштабу  $\eta$  має наступні властивості. Збільшення  $\Delta X(t)$  має зворотний гаусовський розподіл  $IG(\Delta t, \eta(\Delta t)^2)$ . Подібно Гама процесу, зворотний гаусовський процес також носить монотонний характер, а розподіл часу до відмови апроксимує розподіл типу Бірнбаума – Сондерса (B–S розподіл), який має чудові властивості для майбутніх обчислень. Зворотній гаусовський процес є відносно новим і не був широко застосований у розрахунку деградації, навіть незважаючи на те, що він більш гнучкий у використанні випадкових ефектів і коваріацій. Дослідниками Wang X., Xu D. [62] було введено включення випадкових ефектів. Випадкова дрейфова модель, випадкова модель тренду, випадкова модель тренду дрейфу й включення коваріатів докладно вивчені Ye Z. S., Chen N. [63].

Інший набір методів побудований на основі марковських процесів. Хоча процес Маркова як і раніше належить до стохастичних процесів, ці методи відрізняються від раніше згаданих моделей у тому розумінні, що вони припускають кінцевий стан деградації й фокусуються на ймовірності переходу між цими станами. Методи в цій категорії мають наступні основні варіації.

У загальному випадку в марківській ланцюговій моделі передбачається, що процес деградації  $\{X_n, n \geq 0\}$  розвивається в просторі кінцевого стану  $E = \{0, 1, \dots, N\}$ ,

причому 0 відповідає ідеальному справному стану, а  $N$  представляє стан відмови контрольованої системи. ПЗТСС у момент часу  $n$  можна визначити як

$$T = \inf\{t: X_{n+t} = N | X_n \neq N\}.$$

Ймовірнісна матриця переходу й число станів можуть бути оцінені за попередніми даними. Розділивши стан працездатності на дискретні стани, такі як «Відмінно», «Добре», «Незначні дефекти», «Необхідне обслуговування» і «Несправність», цей метод може дати непогані результати, які легше зрозуміти фахівцям.

Напівмарківський процес  $\{X(t), t \geq 0\}$  розширює модель ланцюга Маркова шляхом включення випадкового часу, протягом якого процес перебуває в кожному стані. Хоча властивість Маркова, як правило, губиться завдяки цьому розширенню, модель представляє більшу практичну цінність. У напівмарковській моделі перший час відмови являє собою час, протягом якого процес перебуває в початковому й наступних станах, перш ніж він уперше ввійде в одне зі станів, які визначають множину  $B$ .

Прихована марковська модель (ПММ) складається із двох стохастичних процесів, прихованого ланцюга Маркова  $\{Z_n, n \geq 0\}$ , яка не спостережується і являє собою реальний стан деградації й процесу, що відслідковується  $\{Y_n, n \geq 0\}$ , який є спостережуваним сигналом від моніторингу. Подібно марковським моделям, передбачається, що процес деградації розбудовується відповідно до ланцюга Маркова в просторі кінцевого стану. Як правило, умовна ймовірнісна міра  $P(Y_n | Z_n = i)$ , ПЗТСС у момент часу  $n$  може бути визначена як  $T = \inf\{t: Z_{n+t} = N | Z_n \neq N, Y_j, 0 \leq j \leq n\}$ . Моделі надається перевага, коли доступні тільки непрямі спостереження [64].

Як і ПММ модель фільтрації Калмана не використовує СМ безпосередньо як істинний сигнал деградації. Він припускає, що реальний стан деградації не спостерігається, але пов'язаний з даними СМ. Модель фільтрації Калмана розглядає умову  $x_t$  і спостережувані дані  $y_t$  СМ як такі, що  $x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t$  і  $y_t = \beta x_t + \eta_t$ , де  $\varepsilon_t$  і  $\eta_t$  – гаусовські шуми а  $\alpha$  та  $\beta$  – параметри стану моделі. Модель фільтрації Калмана використовує всі попередні дані, на відміну від багатьох інших методів, які залежать

тільки від найновішого стану СМ. Але гіпотеза про лінійне припущення і шум Гауса обмежує її застосування. В дослідженнях [65, 66] намагаються подолати ці проблеми.

Методи цієї категорії в основному пов'язані з побудовою параметричного шляху розвитку (лінійного або нелінійного) даних СМ з випадковими ефектами. Більшість існуючих методів в оцінці ПЗТСС припускають, що електронні системи того ж типу або з однієї партії мають точно такі ж імовірнісні характеристики відмови. У той час коли поведінка процесу може дати деякі передумови, вони не можуть точно відображати розвиток деградації для кожного окремого елемента, оскільки окремі системи часто мають різні шаблони використання, краще середовище або навіть іншу якість через варіації процесу деградації. Отже, вкрай важливо адаптуватися до розвитку процесу деградації кожного окремого продукту, а не сприймати середні показники групи для кращого прогнозування надійності. В останні роки були запропоновані деякі методи для включення інформації про деградацію зі спостереженнями з окремих пунктів, щоб отримати більш точну оцінку ПЗТСС.

Meeker W. Q., Escobar L.A. [67] наводять приклад лінійної деградації з логарифмічним нормуванням:

$$X(t) = \beta_0 + \beta_1 t, \quad (1.2)$$

де  $\beta_0$  фіксоване,  $\beta_1 \sim \text{LOGNOR}(\mu, \sigma)$ .

Таким чином, розподіл часу відмови буде

$$\begin{aligned} F(t, \beta_0, \mu, \sigma) &= P(\beta_0 + \beta_1 t > D) = P\left(\beta_1 > \frac{D - \beta_0}{t}\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{\log\left(t - [\log(D - \beta_0) - \mu]\right)}{\sigma}\right), \quad t > 0, \end{aligned} \quad (1.3)$$

де  $D$  – заданий поріг,  $\sigma$  – коефіцієнт дифузії,  $\mu$  – математичне сподівання.

Lu C.J., Meeker W. Q. [68] запропонували кілька моделей випадкових коефіцієнтів для опису індивідуальної деградації терміну служби, враховуючи як

тенденцію деградації, так і індивідуальні характеристики системи через фіксовані і випадкові ефекти відповідно:

$$y_{ij} = f(t_j; \varphi, \theta_i) + \varepsilon_{ij}, \quad (1.4)$$

де  $y_{ij}$  – сигнал деградації елемента  $i$  в момент часу  $t_j$ ;  $\varphi$  – параметри фіксованих ефектів, а  $\theta_i$  – параметри випадкових ефектів для елемента  $i$   $\varepsilon$  – множина елементів. На підставі (4) розподіл часу відмови, що визначається  $T = \inf\{t: f(t; \varphi, \theta_i) + \varepsilon_{ij} > D\}$ , де  $D$  – заданий поріг, може бути обчислений аналітично або чисельно. В роботі [69] була поширена ця ідея і використана як дані про час безвідмовної роботи, так і інформацію про деградацію, щоб поліпшити оцінку моделі. Є також й інші роботи, що використовуються в різних галузях, наприклад Yang K., Jeang A. [70]. Хоча в цих результатах індивідуальна варіація розглядалася з використанням випадкових ефектів, дані з окремого елемента використовуються тільки для оцінки мінливості серед інших досліджуваних систем і відповідають розподілу випадкових величин  $G_\theta$ . Прогнозування часу простою все ще популярно, хоча воно враховує мінливість серед досліджуваних систем. У певному сенсі інтервал прогнозування накопичується для покриття різних шляхів деградації.

Chakraborty S. та його колеги [71] замість цього розробили Байєсовську структуру для імітації сигналів деградації і прогнозування залишкового ресурсу. На відміну від попередніх робіт, прогнозування залишкового ресурсу «налаштовується» на основі даних від кожного деградаційного процесу. Наприклад, сигнал деградації можна імітувати за допомогою

$$L(t_i) = \theta + \beta \cdot t_i + \varepsilon(t_i), \quad (1.5)$$

де  $\theta$  і  $\beta$  – випадкові величини, що відповідають певному розподілу, а  $\varepsilon$  – похибка вимірювання (незалежне нормальний або броунівський рух),  $t$  – множина моментів часу. З попередніх даних розподіл  $P(\theta, \beta)$ , можна оцінити як попередні знання щодо кількісних характеристик деградації. Для кожного нового використання сигнали збираються і використовуються для поновлення моделі деградації з використанням байєсівського методу:

$$P\{\theta, \beta \mid L(t_1), L(t_2), \dots, L(t_k)\} \propto P\{L(t_1), L(t_2), \dots, L(t_k) \mid \theta, \beta\} \cdot P(\theta, \beta), \quad (1.6)$$

де ліва частина (6) являє собою подальший розподіл параметрів моделі деградації (5) з урахуванням спостережень до часу  $t_k$ ; перший член у правій частині відповідає функції правдоподібності спостережуваних даних, маються на увазі (5) з фіксованими  $\theta$  і  $\beta$ ; і останній член  $\epsilon$  (оціненим) попереднім розподілом параметрів моделі серед процесів деградації. Іншими словами, модель деградації для кожного процесу  $\epsilon$  така, що самооновлюється при наявності нових спостережень. Очікується, що прогнозований час відмови, заснований на цій моделі деградації, буде більш точним.

Завдяки своїй простоті і природній інтеграції байєсівська структура безперервно вивчалася в літературі, щоб забезпечити більш точна імітація деградації і характеристики прогнозування строку служби. Наприклад, Xu Z., Zhou D. [72] вивчали імітацію та прогнозування з використанням загальних нелінійних шляхів деградації, де були представлені байєсівська модель оцінки і прогноз часу відмови методом імітації Монте–Карло. Chen N., Tsui K. L. [73] поширили це на двофазну модель, яка дозволяє використовувати точку зміни лінійної деградації.

#### **1.4. Постановка наукової задачі**

Результати проведеного аналізу методів забезпечення і оцінки надійності комп'ютерних систем та компонентів показали неповне вирішення проблем, що пов'язані з імітацією випробувань електронної апаратури.

Таким чином, незважаючи на багато існуючих досліджень немає ефективного вирішення цілого класу проблем:

1. Відсутній метод імітації контрольно–вимірювальної апаратури, який використовує ефект фігур Ліссажу з метою діагностики відмов.
2. Невирішеними до цього часу залишаються питання вдосконалення моделей випробувань на надійність комп'ютеризованих систем та компонентів, що використовуються в технічному діагностуванні шляхом введення наступних інформативних параметрів:
3. Похибка першого роду у випадку достатності зібраної (змодельованої) статистики;

4. Середньоквадратичне відхилення у випадку якщо статистика не є достатньою і потрібно відновлювати функціональну залежність;
5. Ефект фігур Ліссажу під час перевірки діагностичних ознак.

Таким чином, вирішення наукової проблеми сутність якої є створення високоефективних комп'ютеризованих засобів діагностування електронної апаратури з використанням методу статистичного аналізу є актуальною науковою задачею і визначає напрям досліджень роботи.

### **Висновки до розділу 1**

1. В даному розділі проведено аналіз літературних джерел присвячених розробці методів оцінки надійності електронної апаратури, та було досліджено програмно-технічні комплекси, технології та методики забезпечення працездатності електронної апаратури, яка призначена для автоматизації управлінських та виробничих процесів функціонування як всієї електронної системи, так і окремих її компонентів.
2. Досліджено прогнозування залишкового терміну служби системи (ПЗТСС). Ця технологія пропонує повний набір інструментів для управління станом надійності системи за допомогою індивідуальних рішень.
3. Показано, що ПЗТСС включає в себе методи, математичні моделі та алгоритми: АМВСС, НСП Відзначено, що методики, засновані на даних в ПЗТСС, тісно пов'язані із статистичним контролем якості, проектуванням експериментів.
4. У процесі аналізу літературних джерел встановлено, що тема прогнозування та визначення параметрів надійності висвітлена досить добре, але вона потребує подальшого вдосконалення та доопрацювання. Це пов'язано насамперед з одного боку інтенсивним розвитком науки і як наслідок появи нових технологій, з іншого сучасні електронні системи є високонадійними і для них не вистачає статистики відмов для якісної статистичної обробки даних. Тому необхідно розробити методику імітації випробувань електронних систем.

5. Встановлено, що сумісне використання алгоритмів прогнозування надійності АМВСС і НСП з використанням вагового коефіцієнту, отриманого з оцінок невизначеності для злиття цих двох прогнозів було не достатньо обґрунтовано у зв'язку з тим, що в якості моделі відмов використовувалась ймовірно фізична модель, яка враховувала тільки реакцію припою на підвищення температури. Між тим, на друкованій платі були присутні мікросхеми, а також їх кола керування.

6. Встановлено, що використання та розробка мультиверсних та мультидиверсних систем не є достатньо обґрунтованою. Аналіз наукових досліджень показав, що для обчислення надійності таких систем використовувався експоненційний розподіл. Доказів про те, що у цьому випадку потрібно використовувати цей розподіл не наведено. Єдина перевага таких систем в порівнянні зі звичайним методом резервування це компенсація недоліків технологій.

7. Встановлено, що область використання кореляційного аналізу, що використовується для вибору параметрів, для контролю надійності електронних елементів сильно обмежена. Це пов'язано у першу чергу з тим, що аналіз доцільності використання нормального розподілу у цьому дослідженні проведена не була.

8. У процесі аналізу літературних джерел встановлено, що під час діагностики несправностей електронних систем застосовуються багато популярних методів машинного навчання й штучного інтелекту, такі як підтримка машинного вектора, найближчих сусідів і дерев розв'язків. Серед них штучна нейронна мережа була обрана багатьма науковцями й інженерами та широко застосовувалася для діагностики несправностей різних електронних систем. Були реалізовані автоматизовані алгоритми машинного навчання, такі як нечіткі множини й самоорганізація карт. Але слід ураховувати, що чутливість до помилки часто залежить від умов експлуатації й характеру аномалії. Тому умови навколишнього середовища вимагають ретельного розгляду.

## Список використаних джерел до розділу 1

1. Квасніков В.П. Визначення довірчих інтервалів і планування випробувань при використанні DN – розподілу / В.П. Квасніков, С.В. Єгоров // Вісник Інженерної академії України. – 2016. – випуск 2. – С. 72 – 75.
2. Egorov S.V. Research of the method for determining the reliability and diagnosis of computer-aided technical systems / S.V. Egorov, T.Yu. Shkvarnytska, // The seventh world congress "aviation in the xxi-st century" "Safety in Aviation and Space Technologies". – Kyiv: 2016. – P. 1.12.14– 1.12.18.
3. Єгоров С.В. Якісні характеристики оцінної функції, що використовується для оцінки безвідмовності технічних систем / С.В. Єгоров, В.П. Квасніков // Вісник Інженерної академії України. – 2015. – випуск 3. – С. 116 – 119. Індукується в базах: *Google Sholar*.
4. Єгоров С.В. Метод визначення безвідмовності технічних систем у випадку гаусовського розподілу / С.В.Єгоров, Т.Ю. Шкварницька // Вісник Інженерної академії України – випуск 4. – 2015. – С. 213–219. Індукується в базах: *Google Sholar*.
5. Єгоров, С.В. Дослідження метода визначення безвідмовності технічних систем з використанням моделювання випробувань / С.В. Єгоров, Т.Ю.Шкварницька// Технологічний аудит та резерви виробництва. – 2016. – №2/2(28). – С. 25–29. DOI: 10.15587/2312-8372.2016.66481 Індукується в базах: *Index Copernicus, Ulrich's Periodicals Directory, DRIVER, Bielefeld Academic Search Engine (BASE), Російський индекс научного цитування (РИНЦ), ResearchBib, Directory of Open Access Journals (DOAJ), WorldCat, EBSCO, CrossRef*.
6. Квасніков В.П. Комп'ютеризований метод діагностування радіоелектронних систем / В.П. Квасніков, С.В.Єгоров // Вісник Інженерної академії України. – 2016.– випуск 3. – С. 190 – 195.
7. An Enhanced Prognostic Model for Intermittent Failures in Digital Electronics: Aerospace Conference, 3–10 March 2007 [electronic resource] / Guangfan Zhang, ChimanKwan, RogerXuAn // IEEE – 2007. – access mode: <http://ieeexplore.ieee.org/document/4161661/?part=1>

8. Тюлевин С. В. К проблеме прогнозирования показателей качества элементов космической аппаратуры [электронный ресурс]/ С. В. Тюлевин, М. Н. Пиганов, Е. С. Еранцева // Надежность и качество сложных систем. – 2016. – №1(5). – Режим доступа: <https://cyberleninka.ru/article/n/k-probleme-prognozirovaniya-pokazateley-kachestva-elementov-kosmicheskoy-apparatury>
9. Мишанов Р. О. Методика определения набора информативных параметров для проведения индивидуального прогнозирования показателей качества и надежности радиоэлектронных средств / Р. О. Мишанов, М. Н. Пиганов // Надежность и качество сложных систем. – 2017. – № 1 (17). – С. 93– 104.
10. Шумских И. Ю. Прогнозирование качества паяных соединений электронных узлов / И. Ю. Шумских // Вестник Самарского государственного аэрокосмического университета. – 2011. – № 7(31). – С. 139 – 148.
11. Пиганов М. Н. Прогнозирование надежности радиоэлектронных средств / М. Н. Пиганов, С. В. Тюлевин // Перспективы развития телекоммуникационных систем и информационные технологии: Труды междунар. конф. – СПб.: Изд-во Политехн. ун-та. – 2008. – С. 423–440.
12. Тюлевин С. В. Структурная модель индивидуального прогнозирования параметров космической радиоэлектронной аппаратуры / С. В. Тюлевин, М.Н.Пиганов // Вестник Самарского государственного аэрокосмического университета. –2008. – №1. – С. 92– 96.
13. Shengjin Tang. Remaining Useful Life Prediction of Lithium–Ion Batteries Based on the Wiener Process with Measurement Error / Shengjin Tang, Chuanqiang Yu, Xue Wang, Xiaosong Guo, Xiaosheng Si // Energies. –2014. – №7 – P. 520– 547.
14. Кузьмин В. И. Прогнозирование надежности технических систем на основе кривых ограниченного роста [электронный ресурс] / В.И. Кузьмин, О.В. Михеев, П.А. Габусу, Н. Н. Черленяк, О.В. Волков. – Режим доступа: <http://gigabaza.ru/doc/6726.html>
15. Avizienis A. Dependable Computing: From Concepts to Design Diversity/ A. Avizienis, J.–C. Lapri // Proceedings IEEE. – 1986. – Vol. 74, n. 5. – P. 8–21.

16. Скляр В.В. Метод разработки многоверсионных информационно управляющих систем на базе автоматов с программируемой логикой / В.В. Скляр, В.А. Головир, А.Д. Герасименко, С.А. Малохатко // *Радіоелектронні і комп'ютерні системи*. – 2008. – № 7 (34). – С. 70– 75.
17. Либман Ж. О ядерной безопасности / Ж. Либман. – Институт по ядерной и радиационной безопасности (Франция), 1997. – 690 с.
18. Avizienis A. Fundamental Concepts of Dependability. Research Report / A.Avizienis, J.Laprie, Randell B. // n 01145, LAAS–CNRS, 2001. – 25 p.
19. Preckshot G. Method for Performing Diversity and Defense–in–Depth Analysis of Reactor Protection Systems / G. Preckshot//. NUREG/CR–6303. – Livennore, USA: Lawrence Livennore National Laboratory. – 1994 – 35 p.
20. Харченко В.С. Модели безотказности и готовности встроенных мультидиверсных систем / В.С. Харченко, В.В. Скляр, А.А. Спора, Ю. А. Белый // *Авиационно–космическая техника и технология*. – 2008. – № 1. – С. 68–73.
21. Белый Ю.А. Модели отказов и оценка надежности мультидиверсных систем / Ю.А. Белый // *Радіоелектронні і комп'ютерні системи*. –2008. – № 5 (32) – С. 62– 66.
22. Боровиков С.М. Экспериментальное исследование деградации изделий электронной техники / С.М. Боровиков, Е.Н. Шнейдеров, В.И. Плебанович, А.И.Бересневич, И.А. Бурак // *Доклады БГУИР*. – 2017. – No. 2 (104) С. 45-52.
23. Боровиков С.М. Статистическое прогнозирование для отбраковки потенциально ненадежных изделий электронной техники / Боровиков С.М. – М.: Новое знание, 2013. – 343 с.
24. Bipolar Power Transistor. Data Book, 1998 – TEMIC Semiconductors GmbH. – 1997. – № 12. P. 35–42.
25. Livingston H. Guidelines for using plastic encapsulated microcircuits and semiconductors in military, aerospace and other ragged applications / H. Livingston // G–12 Solid State Device Committee of the Government Electronics & Information Technology Association Sanders, a Lockheed Martin Co, 2000. – P.10
26. Robinson L.E. Life expectancy in electronic components and 10th rule / L.E. Robinson // *Testing*. – 1998. – № 1. – P. 16.

27. Велликок Л.Ф. Модель температурной зависимости интенсивности отказов полупроводниковых приборов / Л.Ф.Велликок, Л.В. Дегтяренко // Электронная техника. Сер. 8. Управление качеством и стандартизация. – 1976. – Вып. 10(52). – С.65–69.
28. Улинич Р. Б. Практическое обеспечение надежности при проектировании / Улинич Р. Б. – М.: Радио и связь, 1985. – 112 с.
29. Gaber M. M. Mining data streams: a review / M. M. Gaber, A. Zaslavsky, S. Krishnaswamy // SIGMOD Record. – 2005. – vol. 34, no. 2 – P. 18–26.
30. Famili A. Data preprocessing and intelligent data analysis / A. Famili, W.–M. Shen, R. Weber, E. Simoudis // Intelligent Data Analysis. –1997. – vol. 1, no. 1. – P. 3–23.
31. Trier O. D. Feature extraction methods for character recognition—a survey / O.D.Trier, A. K. Jain, T. Taxt // Pattern Recognition. – 1996 – vol. 29, no. 4 – P. 641–662.
32. Lei Y. Application of an intelligent classification method to mechanical fault diagnosis / Y. Lei, Z. He, Y. Zi // Expert Systems with Applications. – 2009. – vol. 36, no. 6. – P. 9941–9948.
33. Lei Y. Gear crack level identification based on weighted K nearest neighbor classification algorithm / Y. Lei, M. J. Zuo // Mechanical Systems and Signal Processing. –2009. – vol. 23, no. 5 – P. 1535–1547.
34. Wang W. A comparative study of feature–salience ranking techniques / W.Wang, P. Jones, and D. Partridge // Neural Computation – 2001. – vol. 13, no. 7. – P. 1603–1623.
35. Battiti R. Using mutual information for selecting features in supervised neural net learning / R. Battiti // IEEE Transactions on Neural Networks. –1994. – vol. 5, no. 4. – P.537–550.
36. Wu S. Induction machine fault detection using SOM–based RBF neural networks / S. Wu, T. W. S. Chow // IEEE Transactions on Industrial Electronics. – 2004. – vol. 51, no. 1. – P. 183–194.
37. Mitra P. Density–based multiscale data condensation / P.Mitra, C. A.Murthy, S. K. Pal // IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence. – 2002. – vol. 24, no. 6. – P. 734–747.

38. Jardine A. K. S. A review on machinery diagnostics and prognostics implementing condition-based maintenance / A. K. S. Jardine, D. Lin, D. Banjevic // *Mechanical Systems and Signal Processing*. – 2006. vol. 20, no. 7. – P. 1483–1510.
39. Ding Y. Diagnosability analysis of multi-station manufacturing processes / Y. Ding, J. Shi, D. Ceglarek // *ASME Transactions Journal of Dynamic Systems Measurement and Control*. – 2002. – vol. 124, no. 1. – P. 1–13.
40. Zhou S. Diagnosability study of multistage manufacturing processes based on linear mixed effects models / S. Zhou, Y. Ding, Y. Chen, J. Shi // *Technometrics*. – 2003. – vol. 45, no. 4. – P. 312–325.
41. Sampath M. Failure diagnosis using discrete-event models / M. Sampath, R. Sengupta, S. Lafortune, K. Sinnamohideen, D. C. Teneketzis // *IEEE Transactions on Control Systems Technology*. – 1996. – vol. 4, no. 2. – P. 105–124.
42. Benveniste A. Diagnosis of asynchronous discrete-event systems: a net unfolding approach / A. Benveniste, E. Fabre, S. Haar, C. Jard // *IEEE Transactions on Automatic Control*. – 2003. – vol. 48, no. 5. – P. 714–727.
43. Steinder M. Probabilistic fault localization in communication systems using belief networks / M. Steinder A. S. Sethi // *IEEE/ACM Transactions on Networking*. – 2004. – vol. 12, no. 5. – P. 809–822.
44. Dawes N. Network diagnosis by reasoning in uncertain nested evidence spaces / N. Dawes, J. Altoft, B. Pagurek // *IEEE Transactions on Communications*. – 1995. vol. 43, no. 2. – P. 466–476.
45. Liu J. A divide and conquer approach to anomaly detection, localization and diagnosis / J. Liu, D. Djurdjanovic, K. A. Marko, J. Ni // *Mechanical Systems and Signal Processing*. – 2009. – vol. 23, no. 8. – P. 2488–2499.
46. Widodo A. Support vector machine in machine condition monitoring and fault diagnosis / A. Widodo, B. S. Yang // *Mechanical Systems and Signal Processing*. – 2007. – vol. 21, no. 6. – P. 2560–2574.
47. Casimir R. The use of features selection and nearest neighbors rule for faults diagnostic in induction motors / R. Casimir, E. Boutleux, G. Clerc, A. Yahoui // *Engineering Applications of Artificial Intelligence*. – 2006. – vol. 19, no. 2. – P. 169–177.

48. Tran V. T. Fault diagnosis of induction motor based on decision trees and adaptive neuro–fuzzy inference / V. T. Tran, B.–S. Yang, M.–S. Oh, A. C. C. Tan // *Expert Systems with Applications*. –2009. – vol. 36, no. 2. – P. 1840–1849.
49. Lei Y. A multidimensional hybrid intelligent method for gear fault diagnosis / Y.Lei, M. J. Zuo, Z. He, Y. Zi // *Expert Systems with Applications*. – 2010. – vol. 37, no. 2. – P. 1419–1430.
50. Qiu H. Robust performance degradation assessment methods for enhanced rolling element bearing prognostics / H. Qiu, J. Lee, J. Lin, G. Yu // *Advanced Engineering Informatics*. – 2003. – vol. 17, no. 3–4. – P. 127–140.
51. Wang D. Robust health evaluation of gearbox subject to tooth failure with wavelet decomposition / D. Wang, Q. Miao, R. Kang // *Journal of Sound and Vibration*. – 2009. – vol. 324, no. 3–5. – P. 1141–1157.
52. Pan Y. Bearing performance degradation assessment based on lifting wavelet packet decomposition and fuzzy c–means / Y. Pan, J. Chen, X. Li // *Mechanical Systems and Signal Processing*. – 2010. – vol. 24, no. 2. – P. 559–566.
53. Si X.–S. Remaining useful life estimation – a review on the statistical data driven approaches / X.–S. Si, W. Wang, C.–H. Hu, D.–H. Zhou // *European Journal of Operational Research*. – 2011. – vol. 213, no. 1. – P. 1–14.
54. Sikorska J. Z. Prognostic modelling options for remaining useful life estimation by industry / J. Z. Sikorska, M. Hodkiewicz, L. Ma // *Mechanical Systems and Signal Processing*. – 2011. – vol. 25, no. 5. – P. 1803–1836.
55. Kwok L. Tsui Prognostics and Health Management: A Review on Data Driven Approaches [electronic resource] / Kwok L. Tsui, Nan Chen, Qiang Zhou, Yizhen Hai, WenbinWang // *Mathematical Problems in Engineerin*, Volume 2015, 2014. – Access mode: <http://dx.doi.org/10.1155/2015/793161>
56. Wang Z. A case study of remaining storage life prediction using stochastic filtering with the influence of condition monitoring / Z.Wang, C. Hu,W.Wang, Z. Zhou, and X. Si // *Reliability Engineering and System*. – 2014. – vol. 132. – P. 186–195.
57. Si X.–S. A Wiener–process–based degradation model with a recursive filter algorithm for remaining useful life estimation / X.–S. Si,W.Wang, C.–H. Hu, M.–Y. Chen,

- D.-H. Zhou // *Mechanical Systems and Signal Processing*. – 2013. – vol. 35, no. 1–2. – P. 219–237.
58. Singpurwalla N. D. Survival in dynamic environments / N. D. Singpurwalla // *Statistical Science*. – 1995. – vol. 10. – P. 86–103.
59. Lawless J. Covariates and random effects in a gamma process model with application to degradation and failure / J. Lawless, M. Crowder // *Lifetime Data Analysis*. – 2004. – vol. 10, no. 3. – P. 213–227.
60. Ye Z. S. Semiparametric estimation of gamma processes for deteriorating products / Z. S. Ye, M. Xie, L. C. Tang, N. Chen // *Technometrics*. – 2014. – vol. 56, P. 504–513.
61. J. M. van Noortwijk A survey of the application of gamma processes in maintenance / J. M. van Noortwijk // *Reliability Engineering & System Safety*. – 2009. – vol. 94, no. 1. – P. 2–21.
62. Wang X. An inverse Gaussian process model for degradation data / X. Wang, D. Xu // *Technometrics*. – 2010. – vol. 52, no. 2. – P. 188–197.
63. Ye Z. S. The inverse Gaussian process as a degradation model / Z. S. Ye, N. Chen // *Technometrics*. – 2014. – vol. 56, no. 3. – P. 302–311.
64. Ghasemi A. Parameter estimation methods for condition-based maintenance with indirect observations / A. Ghasemi, S. Yacout, M.-S. Ouali // *IEEE Transactions on Reliability*. – 2010. – vol. 59, no. 2. – P. 426–439.
65. Wang W. Towards a general condition based maintenance model for a stochastic dynamic system / W. Wang, A. H. Christer // *Journal of the Operational Research Society*. – 2000. – vol. 51, no. 2. – P. 145–155.
66. Wang Z.-Q. An additive wiener process-based prognostic model for hybrid deteriorating systems // Z.-Q. Wang, C.-H. Hu, W. Wang, and X.-S. Si *IEEE Transactions on Reliability*. – 2014. – vol. 63, no. 1. – P. 208–222.
67. Meeker W. Q. Statistical Methods for Reliability Data / W. Q. Meeker, L.A. Escobar // Wiley, New York. – 1998. – vol. 78. – p 143–145.
68. Lu C. J. Using degradation measures to estimate a time-to-failure distribution / C.J.Lu, W. Q. Meeker // *Technometrics*. – 1993. – vol. 35, no. 2. – p. 161–174.

69. Yang K. Degradation reliability assessment using severe critical values / K. Yang, G. Yang // International Journal of Reliability, Quality and Safety Engineering. – 1998. – vol. 5, no. 1. – P. 85–95.
70. Yang K. Statistical surface roughness checking procedure based on a cutting tool wear model / K. Yang, A. Jeang // Journal of Manufacturing Systems. – 1994. – vol. 13, no. 1. –P. 1–8.
71. Chakraborty S. Residual life estimation for components with non-symmetric priors / S.Chakraborty, N.Gebraeel, M. Lawley, H.Wan // IIE Transactions. – 2009. – vol. 41, no. 4. – P. 372–387.
72. Xu Z. A degradation measurements based realtime reliability prediction method / Z. Xu, D. Zhou // in Proceedings of the 6th IFAC Symposium on Fault Detection, Supervision and Safety of Technical Processes (SAFEPROCESS '06). – 2006. – P. 950 – 955.
73. Chen N. Condition monitoring and remaining useful life prediction using degradation signals: Revisited / N. Chen, K. L. Tsui // IIE Transactions. – 2013. – vol. 45, no. 9. – P. 939–952.

## РОЗДІЛ 2

### КОМП'ЮТЕРИЗОВАНА СИСТЕМА ОБРОБКИ РЕЗУЛЬТАТІВ ВИПРОБУВАНЬ ДЛЯ ОЦІНКИ ПАРАМЕТРІВ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ

У цьому розділі розроблений алгоритм вибору моделі відмов на основі ймовірнісних методів, розроблена схема пошуку розв'язку в системі технічної діагностики.

На основі використання байєсової теорії статистичного виводу буде розроблено метод вибору контролю технічного стану електронної системи.

На основі ймовірно фізичних моделей відмов у цьому розділі буде розроблено метод планування визначальних та контрольних випробувань на надійність, а також обґрунтовано використання таких моделей.

На основі математичної моделі об'єкту контролю та діагностики, що буде розроблена в цьому розділі буде побудований комп'ютеризований метод діагностування електронної апаратури.

У цьому розділі буде розроблено метод діагностування електронної апаратури, з врахуванням кількості інформації та побудовано математичну модель, що описує процес планування й оцінки параметрів надійності електронних систем при визначальних та контрольних випробуваннях для тих випадків, коли зібрану статистику відмов можна апроксимувати DN-розподілом.

Основний зміст даного розділу відображено в наукових виданнях автора [1-4].

#### **2.1. Комп'ютерна система на засадах моделі об'єкту контролю та діагностики**

Аналіз функціонування систем діагностики, визначення стану та обміну даними в електронній системі при наявності значного обсягу інформації різних форматів визначає необхідність застосування системного підходу для розробки напрямків імітації стану систем та побудови фігур Ліссажу [3,4].

Блок-схема комп'ютеризованої системи визначення стану електронної

апаратури, якої зображена на рис. 3.1 дозволяє попередньо перевірити здатність каналів системи проводити сигнал.

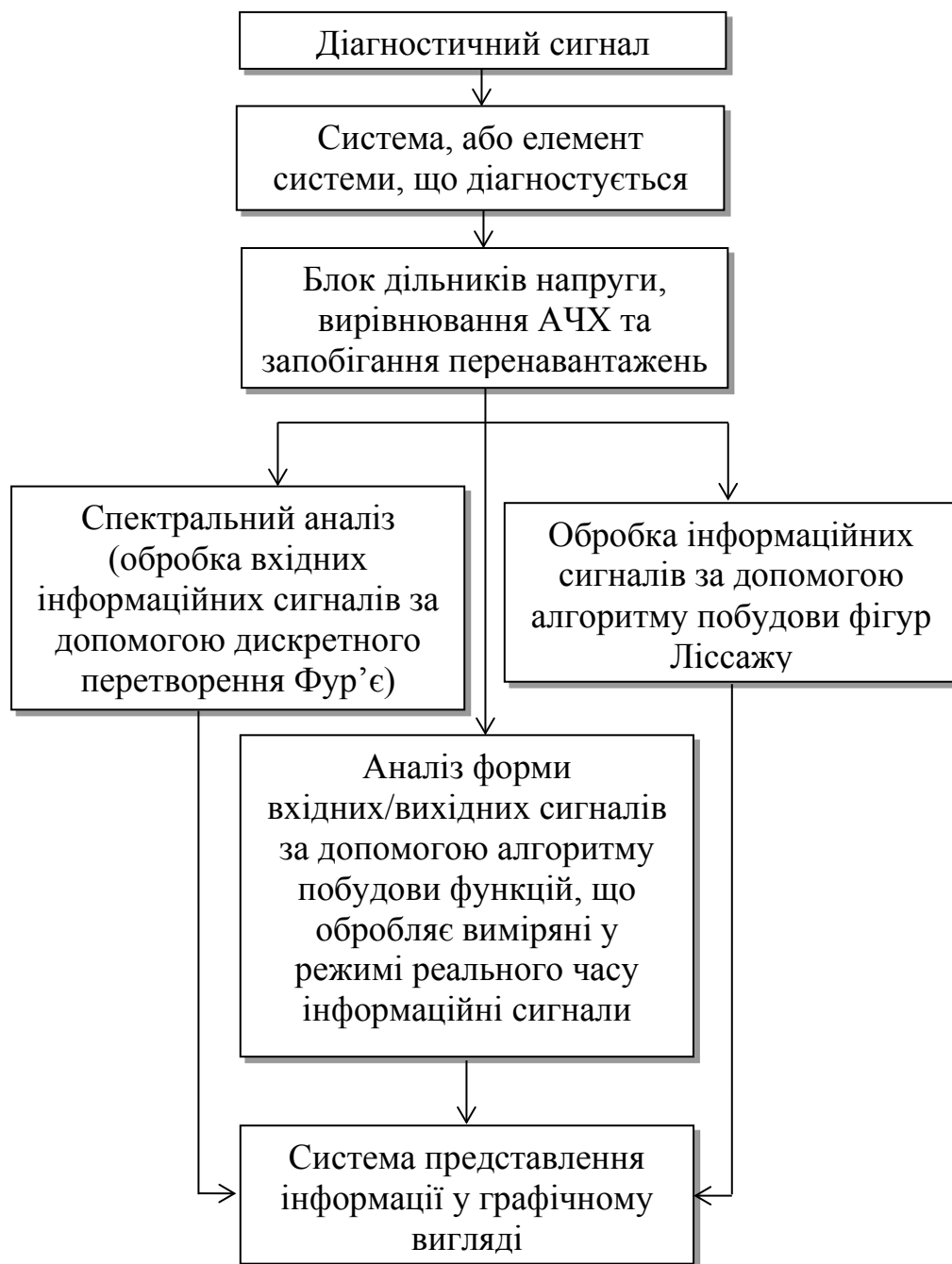


Рис. 2.1. Блок-схема комп'ютеризованої системи діагностування

Вирішення цього питання можливо за допомогою виділення діагностичних ознак та обробки діагностичних сигналів, що зчитуються датчиками з виходу системи, і оброблюються трьома алгоритмами: дискретного перетворення Фур'є для спектрального аналізу, алгоритму побудови фігур Ліссажу для попереднього аналізу справності системи, алгоритму побудови графіків для вхідних/вихідних сигналів за

вимірюваними у реальному часі значенням інформаційного сигналу (напруги) для контролю правильності форми сигналів.

Під об'єктом контролю й діагностики (ОКД) розуміється електронна система (РС), що є елементом системи діагностики (СД), яка метрологічно атестована. Отже, СД має технічний паспорт при працездатних усіх її елементах, у тому числі й РС. Тоді відмова будь-якого елемента системи або зміни його стану відразу ж позначається на показниках технічного паспорта СД. Таким чином, електронна система, включена в загальну конфігурацію СД, може забезпечити самодіагностику. Електронні технічні системи залежно від використання елементної бази діляться на три основні класи: аналогові, дискретні (цифрові) і гібридні (комбіновані) [5-7]. У зв'язку із цим, математичні моделі ОКД відповідно діляться на аналогові, цифрові й комбіновані, які, у свою чергу класифікуються на детерміновані, стохастичні й нечіткі (fuzzy) моделі [8]. При розробці алгоритмів технічного діагностування використовуються математичні моделі як справних станів ОКД, так і несправних їхніх станів. Тому математичні моделі електронних систем, як ОКД, по складності суттєво відрізняються від моделей РС у справному стані, тому що моделі ОКД багатопараметричні. В узагальненому виді математичну модель ОКД можна представити у вигляді кортежу

$$Model = \langle Struct, Points, Param, Defect, S_n, S_d, P_d, F, L \rangle,$$

де *Struct* – структура ОКД, яка визначається необхідною глибиною діагностики РС; *Points* – множина контрольних точок; *Param* – множина параметрів діагностування,  $Param = \{p_i | i = \overline{1, n}\}$ ; *Defect* =  $\{d_i | i = \overline{1, k}\}$  – число дефектів;  $S_n = \{s_j\}$  – підсистема множин працездатних станів електронних систем,  $s_j = \overline{r_{j1}, r_{ji}}$ ,  $r_{ji}$  – елементарні апріорні дискретні ознаки (реакції);  $S_d = \{s_j\}$  – підсистема множин несправних станів, породжувані дефектами  $d_i$ ,  $S_n \cap S_d \neq \emptyset$ ;  $P_d$  – апріорна статистика розподілу дефектів в ОКД;  $F$  – множина операторів процесу переходу системи з одного стану в інший при дії дестабілізуючих факторів з відображенням  $X \cdot (S_n \cup S_d) \rightarrow (S_n \cup S_d)$ ;  $L$  – оператор формування вихідного сигналу при дії дестабілізуючих факторів з

відображенням  $X \cdot (S_n \cup S_d) \rightarrow Y$ ,  $X$  – множина вхідних сигналів;  $Y$  – множина вихідних сигналів.

Процес вибору моделі випробувань комп'ютерних систем та компонентів вимагає чіткої взаємозалежності та координує зв'язок між рівнями системи [5]. Взаємодія між нижчими та вищими рівнями в дворівневій системі автоматизованого виконання функцій представлена на рис 2.2, на якому введені позначення:  $K_0$  – вища керуюча система,  $K_1, \dots, K_n$  – нижча керуюча система,  $d_1, \dots, d_n$  – керуючі сигнали,  $P$  – процес випробувань електронних систем  $z_1, \dots, z_n$  – сигнали зворотнього зв'язку,  $\xi$  – координуючий сигнал.

У зв'язку з тим, що обидві системи, нижча та вища, є такими, що виробляють рішення, то проблема, що вирішується нижчими системами елементами, залежить від дії вищої системи, (значень деякого визначального параметру) та навпаки. Ця проблема вирішується введенням пріоритету дій вищої системи. Проте, потрібно враховувати, що взаємодія систем різних рівнів ієрархії є динамічною.

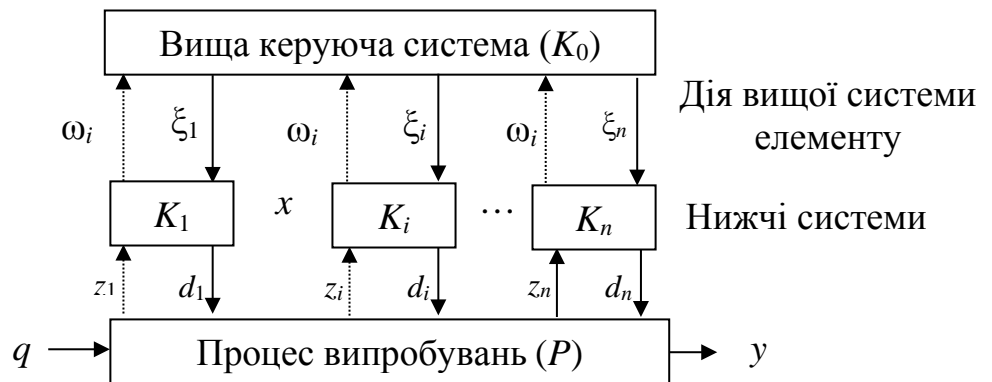


Рис. 2.2. Схема комп'ютеризованої системи випробувань

Процес  $P$  випробувань електронних систем, можна представити як деяку систему, яка керується, до якої надходять керуючі сигнали від систем керування нижнього рівня  $K_1, \dots, K_n$ . До процесу  $P$  надходять керуючі сигнали (керуючі входи)  $d_1, \dots, d_n$ ,  $d_i \in D$ , де  $D$  – множина керуючих сигналів та сигнали (входи);  $q \in Q$ , де  $Q$  – множина зовнішніх дій, що являють собою дії, які надходять із зовнішнього середовища. На рис. 2.2 символом  $y$  позначено вихід процесу, причому  $y_i \in Y$ , де  $Y$  – множина виходів процесу, позначено вихід процесу  $P$ .

Процес  $P$  представляється у вигляді відображення [9]

$$P : D \times Q \rightarrow Y.$$

Оскільки маємо  $n$  нижчих керуючих систем  $K_1, \dots, K_n$  представимо множину керуючих сигналів  $D$  для процесу  $P$  у вигляді декартового добутку  $n$  множин [9]

$$D = D_1 \times \dots \times D_n,$$

де  $i$ -та нижча керуюча система  $K_i$  має повноваження обирати  $i$ -ту компоненту  $d_i$  із множини керуючих сигналів  $D$ , здійснюючи відповідні дії на процес.

Системи  $K_1, \dots, K_n$  отримують вхідні сигнали: координуючий сигнал  $\xi_i \in \Xi$ , що надходить від вищої керуючої системи та інформаційні сигнали  $z_1, \dots, z_n$  (сигнали зворотнього зв'язку), що поступають від процесу  $P$ . Виходом  $K_i$  є керування  $d_i$ , що обирається із множини  $D_i$ . За допомогою розглянутої системи реалізується відображення [9]

$$K_i : \Xi \times \mathbb{Z}_i \rightarrow D_i,$$

де  $\mathbb{Z}_i$  – множина інформаційних сигналів (сигналів зворотнього зв'язку)  $z_i, z_i \in \mathbb{Z}_i$ .

Кожна нижча керуюча система може інтерпретувати координуючий сигнал  $\xi$  своїм особливим чином. Координуючі сигнали  $\xi_i$  з  $\Xi$  будемо вважати  $n$ -мірними векторами, так, що на перший вхід керуючої системи надходить тільки  $i$ -та компонента  $\xi_i$ .

Керуюча система  $K_0$  називається координатором, у зв'язку з тим, що її вихідні сигнали  $\xi_i \in \Xi$  є координуючими сигналами для систем  $K_1, \dots, K_n$ . Розглянемо тільки один вхід для системи  $K_0$  - інформацію  $\omega$ , одержувану за допомогою зворотнього зв'язку від нижчих керуючих систем і використовувану для формування координуючих сигналів  $\xi_i$ . У такому випадку керуюча система  $K_0$  здійснює відображення

$$K_0 : \Omega \rightarrow \Xi,$$

де  $\Omega$  – множина інформаційних сигналів  $\omega_i$ , за допомогою яких реалізується зворотний зв'язок.

Для завершення опису дворівневої системи, необхідно уточнити характер інформації, що надходить по каналам зворотнього зв'язку. Інформація, яка попадає на

вхід керуючої системи по сигналам зворотного зв'язку на вхід керуючої системи містить інформацію щодо поведінки процесу  $P$  випробування електронної апаратури. Вони пов'язані функціональною залежністю з керуючим сигналом  $d_i$ , зовнішнім збурюванням  $q$  і виходом  $y$  та описується відображенням

$$f_i : D \times \Omega \times Y \rightarrow \mathbb{Z}_i.$$

Інформаційний сигнал, що надходить по каналах зворотного зв'язку  $\omega_i$  направляється у вищу керуючу систему  $K_0$  і містить у собі інформацію щодо поведінки нижчих керуючих систем; тому він задається відображенням

$$f_0 : \Xi \times \mathbb{Z} \times D \rightarrow \Xi,$$

де  $\mathbb{Z} = \mathbb{Z}_1 \times \dots \times \mathbb{Z}_n$ ;  $\Xi$  - функція координуючого сигналу  $\xi_i$ , інформаційних сигналів зворотного зв'язку  $z = (z_1, \dots, z_n)$ , що одержуються нижчими керуючими системами, і їх керуючих сигналів  $d = (d_1, \dots, d_n)$ . На рис. 2.2 інформація, що надходить по каналах зворотного зв'язку, представлена сукупністю інформаційних сигналів  $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_n)$ , де  $\omega_i$  - інформаційний сигнал зворотному зв'язку, що надходить від керуючої системи  $K_i$ .

## **2.2. Розподіл статистики контролю параметрів надійності електронної апаратури**

На цей час прийнято розподіл відмов технічного обладнання на раптові і поступові. Це призводить до неоднозначного вибору ймовірнісних моделей відмов і як наслідок таке ділення відмов не є достатньо точними [11-13]. Незважаючи на те, що ділення відмов існує практично з початку розвитку теорії надійності електронних систем та компонентів. На інженерному рівні немає такого визначення, яке дозволяло б відрізнити їх один від одного. Звичайно відмова вважається раптовою, якщо не встановлена причина відмови електронної системи, відмова пов'язана із грубим порушенням експлуатаційного режиму або наявністю грубого дефекту у виробі. У всіх випадках мається на увазі, що відмова з'явилася в результаті миттєвої зміни спостережуваних параметрів, тобто заперечується існування будь яких фізичних деградаційних процесів – причин, що передують появі

відмови.

Гарні приклади перетворення раптової відмови в фізично обгрунтовану відмову приводиться в [14-32].

У зв'язку з об'єктивною складністю проведення аналізу процесів деградації в електронних системах, час виникнення відмови вважають випадковою величиною. Вичерпною характеристикою будь-якої випадкової величини, у тому числі розглянутої випадкової тривалості (наробіток до відмови, ресурс, час відновлення й ін.), є ймовірнісний розподіл цієї величини або функція розподілу [33,34]. Встановлення аналітичного виразу функції розподілу випадкових величин (наробітків, ресурсу й т.п.) дозволяє визначити необхідні показники надійності електронних систем (середнє значення або гамма-процентні показники, ймовірність безвідмовної роботи й т.п.) [35]. При цьому вибір тієї або іншої теоретичної моделі відмов обумовлює певну точність одержуваних кількісних показників надійності [35]. Методичні похибки оцінок показників надійності електронної системи, що властиві певним моделям, можуть мати досить істотні значення.

У всіх реальних матеріалах є елементарні дефекти, що чинять вплив на їхні мікроскопічні властивості й стан. Процеси виникнення відмов в елементах часто визначаються механізмом утворення й кінетикою елементарних структурних дефектів, тобто процесами їх переміщення й скупчення.

Наприклад, багато процесів у матеріалах пов'язані з дифузією [35] – процесом переміщення атомів речовини в об'ємі твердого тіла й по його поверхні. Дифузія в значній мірі визначає кінетику фізико-хімічних процесів, що обумовлюють виникнення відмов. Основні причини та типи відмов кремнієвих інтегральних мікросхем (ІМ) наведено на рис. 2.3.

Вибір моделі відмов, тобто визначення аналітичного виразу функції розподілу для оброблення інформації, проводять на основі аналізу статистичних даних [33, 34] наробітків до відмови (ресурсу або збережуваності) та фізичних процесів деградації, що приводять до відмови електронної системи (граничного стану) [35].



Рис. 2.3. Процеси деградації кремнієвих інтегральних мікросхем

Перший підхід встановлення закономірностей появи відмов електронних систем складається в залученні деяких розподілів випадкових величин, відомих у теорії надійності, як моделі відмов. При цьому час наробітку до відмови розглядається як випадкова подія, а моделі відмов називають строго ймовірнісними (статистичними) [34,35].

Другий підхід до встановлення закономірностей виникнення відмов здійснюється на підставі аналізу статистичних закономірностей протікання фізичних процесів, що приводять до відмов [35]. Даний підхід призводить до моделей відмов електронних систем, спеціально побудованим для опису досліджуваного явища. У цьому випадку параметри одержуваного розподілу мають конкретну фізичну інтерпретацію, а моделі відмов називають імовірнісно фізичними [35].

Функція розподілу, що використовується як модель відмов дозволяє вирішувати наступні основні задачі надійності [35]:

- розрахунок показників надійності не відновлюваних та відновлюваних електронних систем;
- розрахунок довговічності електронних систем;
- розрахунок норм запасних частин;
- планування визначальних і контрольних випробувань на надійність;
- обробка й одержання оцінок показників надійності за результатами випробувань або спостережень при експлуатації.

У разі наявності статистичних даних для вибору моделі відмов, з метою визначення надійності електронних систем керуються наступними рекомендаціями:

- Виходячи із загальних міркувань висувають декілька гіпотез про вид функції розподілу;
- Перевірку гіпотези відповідності кожного конкуруючого розподілу приводять з використанням критеріїв Колмогорова, Пірсона,  $\omega^2$ ;
- Якщо обчислені значення статистик критеріїв згоди не заперечують гіпотезу відповідності теоретичних функцій розподілів для прийнятого

рівня значущості, то вибір найбільш придатної функції розподілу здійснюється надалі з урахуванням порівняння теоретичних значень і вибіркової статистики: середнього, дисперсії (коефіцієнта варіації), коефіцієнта асиметрії, коефіцієнта ексцесу, квантиля малого рівня;

- Конкуруючу функцію, яка має менші спостережувані значення критеріїв згоди та найменші розбіжності з теоретичними оцінками математичного сподівання, дисперсії (коефіцієнта варіації), коефіцієнтів асиметрії та ексцесу, а також заданого квантиля за відповідними вибірковими статистиками, вважають найбільш придатною функцією розподілу для апроксимації статистичних даних;
- У разі відсутності статистики відмов для вибору моделі цих відмов здійснюється побудова функції розподілу відмов методами апроксимації.

Класифікація моделей дуже часто ґрунтується на класифікації математичних методів [38–42].

Під час проведення випробувань електронної апаратури та систем необхідно, згідно з регламентними роботами, проводити обслуговування, або ремонт. З метою виконання вищезгаданих робіт рекомендується використовувати комп'ютеризовану систему діагностування електронної апаратури [3,4], яка у якості виміривального пристрою використовує звукову карту комп'ютера.

### **2.3. Статистичні рішення в технічному діагностуванні електронної апаратури**

Звичайно стан електронної системи визначається в просторі багатьох параметрів і будується на теорії розпізнавання образів [43, 44]. В багатьох випадках завдання розпізнавання трактується як завдання теорії статистичних розв'язків. Саме таке трактування використане в цій роботі при побудові моделі технічного діагностування стану електронних систем.

Технічний стан електронної апаратури визначається сукупністю підданих змінам в процесі експлуатації властивостями якими характеризується ступінь її

придатності до використання по цільовому призначенню. Основним завданням контролю над технічним станом машини є одержання інформації для з'ясування, чи має контрольований об'єкт набір властивостей, що забезпечують придатність його до застосування, а якщо не має, то з якої причини.

Модель будь-якої електронної системи в загальному виді можна представити множиною [44]

$$\Delta = \langle T, X, Y, Z, F, L \rangle, \quad (2.1)$$

де  $T$  – множина моментів часу, у які спостерігається об'єкт;  $X, Y$  – множина відповідно вхідних і вихідних сигналів;  $Z$  – множина станів об'єкта;  $F$  – оператор переходів об'єкта з одного стану в інший під впливом внутрішніх і зовнішніх факторів;  $L$  – оператор виходів, що описує механізм формування вихідних сигналів як відгуку на вхідні й вихідні збурювання.

Імовірнісний характер моделі (2.1) обумовлений наступними двома причинами.

1. Кожний стан об'єкта  $Z$  характеризується в будь-який момент часу набором змінних  $t \in T$  і  $Z_r$ , де  $r=1, \dots, k$ , які змінюються під впливом збурювань, що мають імовірнісну природу;

2. З математичної точки зору визначення будь-якого стану електронної системи можливо тільки в тому випадку, якщо за результатами вихідних сигналів  $Y_j$ , де  $j=1, \dots, n$ , при відомих значеннях вхідних сигналів  $X_s$ , де  $s=1, \dots, l$  можна одержати оцінку кожної зі змінних стану  $Z_r$ . Однак процедура одержання такої оцінки носить характер статистичного виходу, який у більшості випадків не є досить строгим з логічної точки зору. У найкращому разі статистика встановлює такі правила, які дозволяють судити про ступінь надійності того або іншого конкретного виводу; при цьому рівень надійності оцінюється кількісно за допомогою імовірнісної міри.

Діагностування технічного стану електронної техніки пов'язане з вирішенням комплексу питань. Дослідження оцінок імовірностей знаходження досліджуваного об'єкта в тому, або іншому стані представляється дуже важливим з погляду ув'язування його із проблемою уточнення прогнозних оцінок у попиті на запасні блоки.

Нехай  $\epsilon$  множина заданих класів технічного стану електронної системи

$$E = \{e_i \mid i = \overline{1, m}\}. \quad (2.2)$$

Стан контрольованого об'єкта характеризується набором змінних  $y_j$ , де  $j=1, \dots, n$  отриманих у результаті вимірювання контрольованих ознак. Образ об'єкта можна записати у вигляді транспонованого вектора

$$Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T, \quad (2.3)$$

де  $T$  – позначка транспонованої матриці.

Завдання розпізнавання полягає в тому, щоб виходячи з відомого алфавіту класів (2.2), на основі вектора (2.3) прийняти рішення щодо приналежності розпізнаваного об'єкта одному із класів  $e_i$ , де  $i=1, 2, \dots, m$ . Слід зазначити, що перехід електронної системи з одного технічного стану  $e_i$  (працездатного) в інший  $e_k$ , де  $i \neq k, i, k = 1, \dots, m$  (непрацездатний) є подією не достовірною, а випадковою внаслідок випадкового характеру наробітків до відмов елементів електронної системи. Отже, усякий технічний стан  $e_i \in E$  є випадкова подія, ймовірність якої залежить від надійності елементів електронної системи.

Ця обставина впливає на вибір критерію подібності  $\alpha(y, E_i)$  між вектором стану об'єкта й кожним із класів алфавіту. Якщо, наприклад, ухвалюється рішення, що образ об'єкта належить  $i$ -му класу, то допускається похибка, яка спричиняє певні втрати. Для розрахунків цих втрат необхідно задати матрицю у вигляді

$$U = [U_{i,j}]; \quad i, j = \overline{1, m}. \quad (2.4)$$

Елементи матриці (2.4), крім діагональних, визначають ціну ризику помилкових розв'язків а діагональні елементи відповідають правильним розв'язкам при розпізнаванні.

Оскільки розпізнаваний стан може належати кожному із установлених  $m$  класів, то математичне сподівання втрат при віднесенні зразка електронної системи у до  $k$ -го класу можна визначити по формулі

$$R(e_k/y) = R_k(y) = \sum_{i=1}^m U_{ik} P(e_i/y), \quad k = \overline{1, m}.$$

Тоді ймовірність працездатного стану електронної системи при контрольній

ознаці у  $P(e_i/y)$  визначається по формулі [44]

$$P(e_i/y) = \frac{P(e_i)P(e_i/y)}{\sum_{f=1}^m P(e_f)P(e_f/y)}.$$

Образ електронної системи, що розпізнається належить до  $k$ -го класу, для якого очікувані втрати  $R_k$  будуть мінімальними.

Використання байєсової теорії статистичного виводу засноване на трьох основних допущеннях [39]:

1. Усі стани середовища, здійсненні в майбутньому, можна заздалегідь перелічити й визначити;
2. У передплановий період ОПР (особа, що приймає рішення) на основі наявної у неї інформації й прийнятого нею рішення може зв'язати це рішення з кожним станом середовища, який може здійснюватися протягом планового періоду, цілком певні ймовірність і витрати;
3. Вибір оптимальної дії ОПР ґрунтується на принципі мінімізації математичного сподівання витрат.

Застосування байєсової теорії рішень для вибору оптимального розв'язку в проблемі контролю над технічним станом електронної системи і наступних керуючих впливів на неї припускає, що встановлені наступні основні дані:

1. Множина можливих дій  $\{a\}$ , з яких ОПР повинна вибрати одну. Прикладом таких дій на майбутній плановий період можуть бути:  $a_1$  – не призначати електронну систему на ремонт;  $a_2$  – призначити на поточний ремонт;  $a_3$  – призначити на капітальний ремонт;
2. Простір станів об'єкта в майбутньому плановому періоді:  $e_1$  – працездатний стан системи;  $e_2$  – система перейшла в непрацездатний стан;  $e_3$  – система перейшла в граничний стан;
3. Множина експериментів, за допомогою яких ОПР одержує додаткову інформацію про правдоподібність технічних станів. До них належить;  $\pi_0$  – нульовий експеримент (відмова від виконання будь якого діагностичного обстеження);  $\pi_1$  – проведення діагностичного обстеження електронної апаратури;

4. Множина результатів експериментів. Результатом технічного діагностування може бути стан електронної системи: гарний  $\{y_1\}$ , задовільний  $\{y_2\}$  або незадовільний  $\{y_3\}$ . Встановлення даних, наведених у п.п. 1–4, еквівалентно побудові дерева (діаграми) рішень (рис. 2.4);

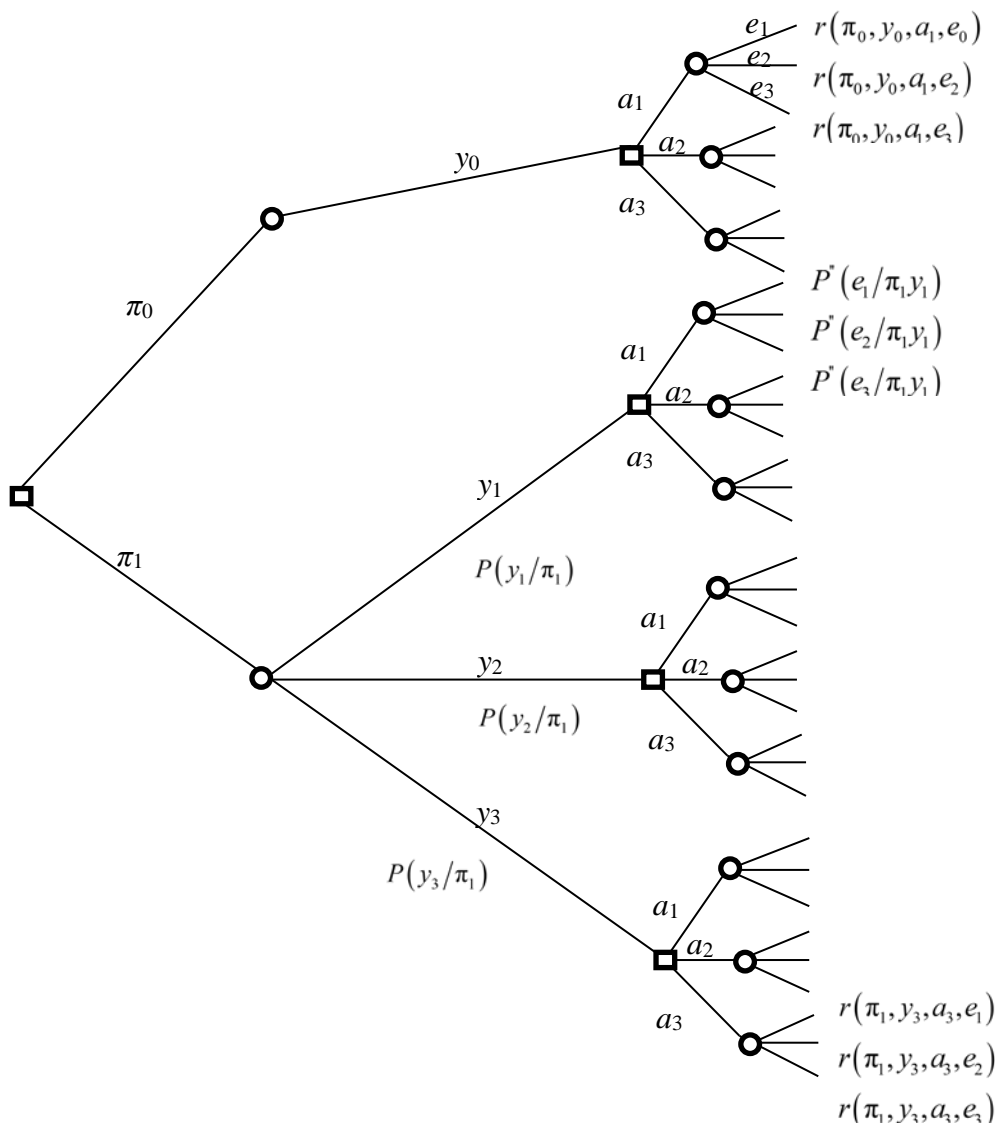


Рис. 2.4. Загальний вид дерева розв'язків у технічному діагностуванні системи:

□ – вершина – розв'язок; ○ – вершина – випадок

5. Оцінка ймовірностей станів електронної системи. Передбачається, що до проведення експерименту (діагностичного обстеження об'єкта) ОПР оцінює:  $P'(e)$  – апріорні ймовірності різних станів електронної системи в майбутній плановий період;  $P(y/e_i, \pi)$  – імовірність одержання результату  $y$ , якщо виконаний експеримент  $\pi$ , а змінна стану має значення  $e_i$ .

До проведення діагностичного обстеження ОПР звичайно має інформацію (наприклад, заснованої на минулому досвіді), відповідно до якої можна припустити, що один стан електронної системи більш імовірніший, ніж інший. На підставі цієї інформації ОПР має можливість оцінити апіорні ймовірності й діяти відповідно до цієї інформації. Інша можливість для ОПР – провести діагностичне обстеження об'єкта з метою уточнення ймовірності його стану в майбутньому плановому періоді. Однак за результатами обстеження неможливо встановлювати майбутні стани з абсолютною надійністю. Тому передбачається, що для кожного можливого експерименту ОПР може встановити, крім апіорних імовірностей, також і спільний розподіл ймовірностей  $P(y/e_i, \pi_j)$  (табл. 2.1).

Таблиця 2.1

Результати експерименту ймовірностей стану системи у майбутньому

Стан системи	Результати обстеження		
	$y_1$	$y_2$	$y_3$
$e_1$	$P(y_1/e_2, \pi_1)$	$P(y_3/e_1, \pi_1)$	$P(y_3/e_1, \pi_1)$
$e_2$	$P(y_1/e_1, \pi_1)$	$P(y_3/e_2, \pi_1)$	$P(y_3/e_2, \pi_1)$
$e_3$	$P(y_1/e_3, \pi_1)$	$P(y_3/e_3, \pi_1)$	$P(y_3/e_3, \pi_1)$

Інтерпретацію зазначених імовірностей розглянемо на прикладі двох значень:  $P(y_1/e_3, \pi_1)$  – імовірність того, що при гарному (за результатами діагностичного обстеження) стані системи в поточному році вона перейде із працездатного стану в граничний;  $P(y_3/e_1, \pi_1)$  – імовірність того, що при незадовільному (за результатами діагностичного обстеження) стані електронної системи в поточному році вона залишиться в працездатному стані.

Апостеріорні ймовірності стану об'єкта розраховують для кожної комбінації стан – експеримент – результат по формулі Байєса. Наприклад, для  $\pi=\pi_1$  і  $y=y_1$  для  $e_1$  по формулі:

$$P''(e_1/\pi_1, y_1) = \frac{P(e_1)P(e_1/\pi_1, y_1)}{P(e_1/\pi_1)}.$$

Знаменник формули Байєса являє собою ймовірність того, що за результатами обстеження електронна система виявиться в гарному, задовільному або незадовільному стані. Цю ймовірність обчислюють у такий спосіб:

$$P(y_1, \pi_1) = P'(e_1)P(y_1/e_1, \pi_1) + \dots + P'(e_3)P(y_1/e_3, \pi_1).$$

Ймовірності  $P(y_2/\pi_1)$  та  $P(y_3/\pi_4)$  розраховують аналогічним способом [44].

Слід мати у на увазі, що при відмові від виконання будь якого діагностичного обстеження значення апостеріорних ймовірностей збігаються з апіорними, тобто

$$\begin{aligned} P''(e_1/\pi_0, y_0) &= P'(e_1) \\ P''(e_2/\pi_0, y_0) &= P'(e_2) \\ P''(e_3/\pi_0, y_0) &= P'(e_3), \end{aligned}$$

де  $e_1$  – працездатний стан електронної системи,  $e_2$  – електронна система перейшла в непрацездатний стан,  $e_3$  – електронна система перейшла в граничний стан,  $\pi_0$  – відмова від виконання будь якого діагностичного обстеження,  $y$  – результат діагностування електронної системи;

б. Оцінка витрат. Будь-яка послідовність виду експеримент – результат – дія – стан являє собою деякий маршрут по дереву рішень, що завершується кінцевою точкою зі значенням витрат  $u(\pi, y, a, e)$ , що складаються з величин:  $u(\pi)$  – витрати на проведення експерименту (тобто на приладове обстеження й технічне діагностування системи);  $u(a, e)$  – витрати залежно від виду комбінації дія – стан (табл. 2.2).

Припустимо, ОПР ухвалює рішення а1 (не призначати електронну систему на ремонт). Тоді у випадку стану об'єкта  $e_1$  (система працездатна) він не несе ніяких витрат. При станах  $e_1$  і  $e_3$  збиток ОПР утворюється внаслідок раптових відмов системи (при  $e_2$ ) або раптового переходу її в стан, що вимагає заміни на нову (при  $e_3$ ).

Витрати та дії ОПР в залежності від виду комбінації дія ОПР – стан системи

Можливі дії ОПР	Можливі стани об'єкта		
	$e_1$	$e_2$	$e_3$
$a_1$	$u(a_1, e_1)$	$u(a_1, e_2)$	$u(a_1, e_3)$
$a_2$	$u(a_2, e_1)$	$u(a_2, e_2)$	$u(a_2, e_3)$
$a_3$	$u(a_3, e_1)$	$u(a_3, e_2)$	$u(a_3, e_3)$

Аналізуючи табл. 2.2 можна зробити наступні зауваження.

Якщо ОПР ухвалює рішення  $a_2$  (призначити електронну систему на поточний ремонт), а система, призначена на ремонт, виявляється працездатною, то збиток буде вимірятися витратами на залучення іншої системи для виконання тих же робіт. Призначення на ремонт непрацездатної системи зменшує цей збиток, але не усуває його повністю, оскільки переведення системи з непрацездатного стану в працездатний може бути здійснене за допомогою операцій відновлення.

Витрати та  $u(\pi, y, a, e)$  для будь-якої комбінації експеримент – результат – дія – стан обчислюють по формулі

$$u(\pi, y, a, e) = u(a, e) + u(\pi),$$

де  $u(\pi)$  – витрати на діагностичне обстеження об'єкта,  $u(a, e)$  – витрати залежно від виду комбінації дія – стан,  $y$  – стан електронної системи:  $y_1$  – гарний,  $y_2$  – задовільний,  $y_3$  – незадовільний;  $e_1$  – працездатний стан електронної системи,  $e_2$  – електронна система перейшла в непрацездатний стан,  $e_3$  – електронна система перейшла в граничний стан,  $a_1$  – не призначати електронну систему на ремонт на ремонт;  $a_2$  – призначити на поточний ремонт;  $a_3$  – призначити на капітальний ремонт.

Після обчислення апостеріорних імовірностей і встановлення витрат  $u(\pi, y, a, e)$  є всі вихідні дані для вибору дії, оптимальної в байєсовому сенсі, тобто такої дії, для якого байєсовий ризик виявляється мінімальним. Порядок знаходження такої дії полягає в наступному.

Спочатку матриця витрат (табл. 2.2) перетворюється в матрицю мінімізації витрат (табл. 2.3) відповідно за формулами:

$$\begin{aligned} r(a, e_1) &= u(a, e_1) - \min_e \{u(a_1, e_1), u(a_2, e_1), u(a_3, e_1)\} \\ r(a, e_2) &= u(a, e_2) - \min_e \{u(a_1, e_2), u(a_2, e_2), u(a_3, e_2)\} \\ r(a, e_3) &= u(a, e_3) - \min_e \{u(a_1, e_3), u(a_2, e_3), u(a_3, e_3)\}, \end{aligned}$$

де  $u(a, e)$  – витрати залежно від виду комбінації дія ОПР– стан системи,  $a_1$  – не призначати електронну систему на ремонт,  $a_2$  – призначити на поточний ремонт,  $a_3$  – призначити на капітальний ремонт,  $e_1$  – працездатний стан системи,  $e_2$  – система перейшла в непрацездатний стан,  $e_3$  – система перейшла в граничний стан.

Ризик, відповідний до імовірностей  $P(e_1), \dots, P(e_3)$  і дії  $a$ , визначається виразом

$$B[P(\bar{e}), a] = \sum_{i=1}^k P(e_i) r(a, e_i). \quad (2.5)$$

Дія  $a$ , якої відповідає найменше значення  $B$ , називають байєсовою дією, а ризик, відповідний до цієї дії, байєсовим ризиком [40]:

$$B[P(\bar{e})] = \min_a \{B[P(\bar{e}), a_1], \dots, B[P(\bar{e}), a_3]\}, \quad (2.6)$$

де  $a$  – множина можливих дій, з яких ОПР повинна вибрати одне:  $a_1$  – не призначати електронну систему на ремонт на ремонт;  $a_2$  – призначити на поточний ремонт,  $a_3$  – призначити на капітальний ремонт.

Процедура пошуку оптимальної дії при діагностуванні технічного стану системи має такий вигляд.

Таблиця 2.3

Таблиця мінімізації витрат

Можливі дії ОПР	Можливі стани об'єкта		
	$e_1$	$e_2$	$e_3$
$a_1$	$r(a_1, e_1)$	$r(a_1, e_2)$	$r(a_1, e_3)$
$a_2$	$r(a_2, e_1)$	$r(a_2, e_2)$	$r(a_2, e_3)$
$a_3$	$r(a_3, e_1)$	$r(a_3, e_2)$	$r(a_3, e_3)$

При встановлених попередньо ймовірностях  $P^n(e/\pi, y)$  обчислюємо значення

мінімізованих витрат, відповідно до комбінацій експеримент – результат – дія – стан. Після того як завдання буде описано в термінах дерева рішень, пошук оптимальної дії здійснюють за допомогою процедури зворотного виводу. Основу цієї процедури становлять операції усереднення й згортання.

Операцію усереднення проводять у кожній вершині у випадку з використанням формули (2.5), а операцію згортання у кожній вершині – рішення. Остання полягає у виборі ОПР шляху, що веде до мінімального ризику в цій вершині.

Процедура зворотного виводу виконується в наступній послідовності:

1. Для кожної вершини - випадку  $(a, y, \pi)$  по формулі (2.5) обчислюється значення ризику  $r^*(a, y, \pi)$  – наприклад, для вершини – випадку  $(a_2, \pi_1, y_1)$  одержуємо:

$$r^*(a_2, \pi_1, y_1) = r(\pi_1, y_1, a_2, e_1)P''(e_1/\pi_1, y_1) + \dots + r(\pi_1, y_1, a_2, e_3)P''(e_3/\pi_1, y_1).$$

Представимо цей вираз деревом розв'язків (рис. 2.5).

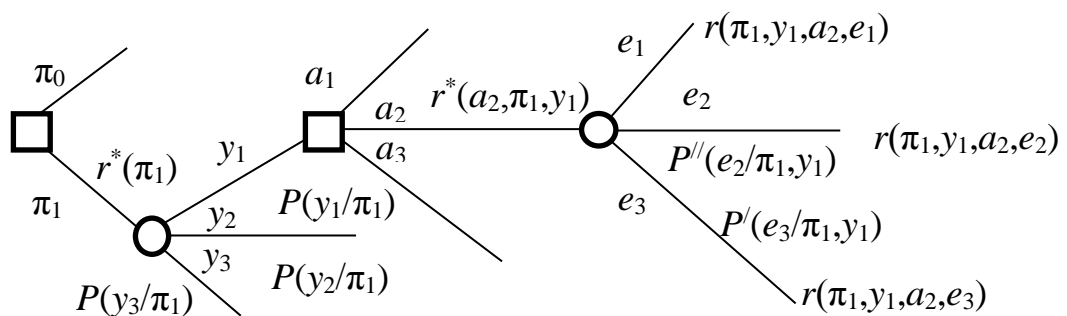


Рис. 2.5. Дерево розв'язків технічного діагностуванні системи:

■ – вершина – розв'язок;    ● – вершина – випадок

2. Для кожної комбінації  $(\pi, y)$  у вершинах – рішеннях вибирають байєсову дію, тобто таку дію, якій відповідає байєсовий ризик. Наприклад, для вершини  $(\pi_1, y_1)$  байєсовий ризик

$$r^*(\pi_1, y_1) = \min_a \{r^*(a_1, \pi_1, y_1), r^*(a_2, \pi_1, y_1), r^*(a_3, \pi_1, y_1)\},$$

а байєсовою дією буде дія  $a^*(\pi_1, y_1)$ , для якого значення очікуваного ризику мінімальне;

3. Обчислюють вартість вершин – випадків  $r(\pi')$ :

$$r^*(\pi_0) = r^*(\pi_0, y_0)$$

$$r^*(\pi_1) = r^*(\pi_1, y_1)P(y_1/\pi_1) + r^*(\pi_1, y_2)P(y_2/\pi_1) + r^*(\pi_1, y_3)P(y_3/\pi_1),$$

де  $\pi$  – множина експериментів, за допомогою яких ОПР одержує додаткову інформацію про правдоподібність технічних станів;

4. Визначають оптимальне значення  $\pi$  і відповідний йому байєсовий ризик

$$r^*(\pi^*) = \min_{\pi} \{r^*(\pi_0), r^*(\pi_1)\}.$$

Алгоритм застосування байєсової теорії статистичного виводу в технічному діагностуванні стану електронної системи й виборі оптимальної дії наведений на рис. 2.6.

Отже, завдання полягає в тому, щоб визначити імовірності знаходження об'єкта в кожному з можливих технічних станів.

Рішення цього завдання ґрунтується на використанні моделі Байєса, що дозволяє одержувати поліпшену оцінку у вигляді вагової комбінації попередніх і нових результатів.

Початковим етапом використання байєсової моделі є встановлення апріорних (отриманих до дослідження) імовірностей гіпотез про стан електронної системи  $\Gamma_0, \Gamma_1, \dots, \Gamma_m$ , де гіпотеза означає, що об'єкт перебуває в непрацездатному стані, обумовленому відмовою  $j$ -го блоку.

Розглянемо конкретний приклад, використання байєсової моделі контролю технічного стану електронної системи.

Припустимо, що імовірність відмови  $j$ -го блоку дорівнює  $q_j$ , де  $j=1, \dots, m$  й відмови окремих блоків взаємозалежні. Потрібно визначити імовірність знаходження електронної системи (об'єкта) в кожному з розглянутих технічних станів тобто визначити ймовірності  $P(e_j)$ .

Результат експерименту – подія  $A$  – тоді апостеріорні значення ймовірностей гіпотез по формулі Байєса

$$P[\Gamma_i/(A)] = \frac{P(\Gamma_i)P(A/\Gamma_i)}{\sum_{k=0}^m P(\Gamma_k)P(A/\Gamma_k)}$$



Рис. 2.6. Блок-схема пошуку оптимального розв'язку в системі технічної діагностики

Після операційні імовірності гіпотез по суті являють собою імовірності відповідних їм технічних станів об'єкта  $e_i \in E$  тобто

$$P(\Gamma_i|A) = P(e_i), \quad i = \overline{0, m}.$$

Оскільки  $P(A|\Gamma_i)=1$  з урахуванням виразів (2.7), (2.8) і по формулі Байєса одержуємо

$$P(e_0) = \left(1 + \sum_{k=1}^m q_k/P_k\right)^{-1}$$
$$P(e_i) = \frac{\bar{q}_i}{P_i} / \left(1 + \sum_{k=1}^m q_k/P_k\right). \quad (2.9)$$

Для розпізнавання кожного  $i$ -го технічного стану об'єкта потрібно провести множину перевірок, прийнявши, до уваги ймовірності помилок, обумовлених як похибками контрольно-виміральної апаратури, так і недостатньою точністю інтерпретації результатів перевірок.

У цьому випадку виникає завдання формування такої програми контролю над технічним станом комплектів системних блоків, яка забезпечувала б досягнення високого рівня якості контролю при мінімальних витратах ресурсів на його проведення. Ефективні підходи до формування оптимальних програм контролю над технічним станом об'єкта викладені в роботі [44]; при цьому в якості критеріїв оптимізації використовують критерій максимуму вірогідності, критерій мінімуму середніх витрат, мінімальний критерій.

Точність і надійність результатів, одержуваних на основі байєсової теорії рішень, визначається головним чином точністю імовірнісних оцінок.

Одним з основних джерел про показники надійності роботи електронних систем є статистика відмов. Однак, у силу обмеженості статистичних рядів, неоднорідності даних, а також тому, що статистичні дані відносяться до минулого, а ухвалювати рішення необхідно виходячи з майбутніх оцінок стану об'єкта, об'єктивний підхід до оцінки ймовірностей має обмежувальне значення в практиці управління експлуатацією.

У зазначених умовах об'єктивний підхід повинен бути доповнений суб'єктивним. Тому поряд зі статистичними методами (і навіть вище їх) слід поставити методи евристичні [45, 46].

Таким чином, при використанні математичних моделей у керуванні

електронної техніки є всі підстави опиратися на так звану суб'єктивну концепцію, згідно з якою імовірність є виразом властивого ОПР уявлення про правдоподібність. У рамках байєсової теорії рішень евристичні методи одержують строге обґрунтування й починають застосовуватися в рамках формалізованих процедур.

Іншим важливим фактором підвищення надійності результатів розрахунків, заснованих на використанні байєсової моделі, є аналіз на чутливість. Змінюючи вихідні дані (імовірнісні оцінки стану об'єкта, економічні оцінки наслідків рішень і ін.), можна простежити, наскільки чутливий результат рішення до цих змін і на підставі цього сформулювати вимоги до точності представлення вихідної інформації.

У силу специфічних особливостей досліджуваного об'єкта проблема технічного діагностування електронної техніки по суті являє собою проблему прийняття рішень в умовах невизначеності, що допускає імовірнісну інтерпретацію.

Одним з найбільш ефективних методів прийняття рішень в умовах невизначеності є байєсова теорія статистичного виводу. Переваги байєсового методу в діагностуванні технічного стану об'єкта й ухвалення рішення на основі його результатів полягає в тому, що він дозволяє: оперувати імовірнісними категоріями, допускаючи при цьому як об'єктивну, так і суб'єктивну (евристичну) концепції опису імовірнісних даних; систематично переглядати думки у світлі нової інформації, надаючи їм усе більш об'єктивний вид; ефективно поєднувати формалізовані й неформалізовані аспекти проблеми при виборі ОПР остаточного рішення.

#### **2.4. Метод діагностування електронної апаратури, з врахуванням кількості інформації**

Даний метод найпоширеніший при рекурентному відборі ознак діагностування. Алгоритм відбору найбільш інформативної ознаки полягає у наступному.

Розглянемо ознаки  $x_k$ ,  $k = 1, \dots, N$ . Розпізнаваний об'єкт може належати лише одному з  $m$  класів, апріорні імовірності віднесення цього об'єкта до певного класу відомі  $P(A_i)$ ,  $P(A_j)$ ,  $j=1,2,\dots,m$ ,  $i=1,2,\dots,m$  з щільностями імовірності значень цих

ознак  $f(x_1/A_j), f(x_s/A_j)$ .

До проведення діагностичного експерименту початкова ентропія ОКД [47]

$$H_0 = -\sum_{i=1}^m P(A_i) \log_2 P(A_i).$$

Визначимо, яка кількість інформації одержує система діагностики при вимірюванні ознаки  $x_k$ .

Якщо ознака  $x_k$  приймає дискретні значення з ймовірностями [47]

$$P(x_{k_q}) = \sum_{j=1}^m P(A_j) P(x_{k_q} / A_j),$$

де  $q = 1, \dots, n_k$ , то повна середня умовна ентропія системи розпізнавання при вимірюванні всіх можливих значень ознаки  $x_k$  [47]

$$\overline{H}(B/x_k) = -\sum_{j=1}^m P(A_j) \sum_{i=1}^m \sum_{c=1}^{n_k} P(x_{kc}/A_j) P(A_i/x_{kc}) \log_2 P(A_i/x_{kc}).$$

В результаті проведених діагностичних випробувань і визначених апостеріорних ймовірностях належності об'єкта до відповідних класів, то кількість інформації, яку отримає система може бути представлена у наступному вигляді [47]:

$$J_{x_k} = H_0 - \overline{H}(B/x_k).$$

Коли проведено  $h$  діагностичних експериментів з  $N$  ознаками ( $h < N$ ), то найбільш інформативна ознака знаходиться з виразу [47]

$$\hat{x} = \arg \max_{i \in \overline{1, h}} J_{x_i}.$$

Якщо ознака  $x_k$  неперервна, то її спільна щільність імовірності [47]

$$f(x_k) = \sum_{j=1}^m P(A_j) f_j(x_k),$$

де  $f(x_k)$  - умовна щільність розподілу ознаки  $x_k$  у класі  $A_j$ .

Значення повної середньої умовної ентропії системи після вимірювання ознаки  $x_k$

$$\overline{H}(B/x_k) = -\sum_{j=1}^m P(A_j) \sum_{i=1}^m \int_{G_i(x_k)} f_k(x_k) P(A_i/x_k) \log_2 P(A_i/x_k) dx_k,$$

де  $G_i$  - область зміни ознаки  $x_k$  у класі  $A_i$ .

Кількість інформації, яку отримує система

$$J_{x_k} = H_0 - \overline{H}(B/x_i) = -\sum_{j=1}^m P(A_j) \log_2 P(A_j) + \\ + \sum_{j=1}^m P(A_j) \sum_{i=1}^m \int_{G_i(x_k)} f_k(x_k) P(A_i/x_k) \log_2 P(A_i/x_k) dx.$$

Останній вираз призначений для результатів проведення експериментів над ОКД із вимірюванням усіх можливих значень неперервної ознаки.

## 2.5. Планування випробувань на надійність електронної апаратури

Найважливішою функцією в теорії планування випробувань є функція розподілу числа відмов, на підставі якої будуються довірчі оцінки показників надійності електронних систем. Безсумнівно становить інтерес використання законів розподілу числа відмов, що впливають із законів розподілу наробітку й пов'язаних з фізичними процесами, що приводять до відмов даних виробів, зокрема дифузійних розподілів. Нижче показується модель планування випробувань, що відповідає DM– і DN–розподілам наробітку на відмову. Число відмов  $r$ , у разі визначальних випробувань, необхідне для забезпечення точності ( $\delta$ ) і вірогідності ( $q$ ) при відомому параметрі  $\nu$ , визначають по наступній формулі [1]:

$$r = \left( \frac{\nu_r U_q}{\delta} \right)^2 \frac{(1 + \sqrt{1 + \delta})}{2},$$

де  $U_q$  – квантиль нормованого нормального розподілу.

Необхідне число зразків  $N$ , яке потрібно поставити на випробування, щоб забезпечити появу  $r$  відмов за фіксований час  $t_{зад} = t_r$  визначається зі співвідношення [1,2]

$$N = \frac{r}{1 - R_0(t_{зад})} = \frac{r}{DN(t_r; \mu, \nu)},$$

де  $\mu$  і  $\nu$  – відповідно параметри масштабу й форми очікуваного розподілу наробітку до відмови досліджуваних об'єктів,

$$DN(t_r; \mu, \nu) = \Phi\left(\frac{t_r - \mu}{\tilde{\nu}\sqrt{t_r\mu}}\right) + \exp\left(\frac{2}{\nu^2}\right) \Phi\left(-\frac{t_r + \mu}{\tilde{\nu}\sqrt{t_r\mu}}\right).$$

Обчислюють вибіркове значення статистики  $\tilde{\mathcal{G}} = \frac{r}{N}$ . Використовуючи функцію розподілу достатньої статистики  $\mathcal{G}$ , визначають граничні оцінки для ймовірності безвідмовної роботи [1,2]:

$$R_n(t) = 1 - \mathcal{G}_e,$$

$$R_e(t) = 1 - \mathcal{G}_n,$$

де,  $\mathcal{G}_n = \tilde{\mathcal{G}}x(1 - q, \nu_r)$ ,  $\mathcal{G}_e = \tilde{\mathcal{G}}x(q, \nu_r)$  – квантили розподілу  $\mathcal{G}$  рівнів  $1 - q$  і  $q$ ;  $x(1 - q, \nu_r)$  і  $x(q, \nu_r)$  визначають із таблиць функцій DN розподілу.

Обчислюють експериментальну відносну помилку  $\tilde{\delta}$  [1,2]:

$$\tilde{\delta} = \max\left\{\frac{\mathcal{G}_e - \tilde{\mathcal{G}}}{\tilde{\mathcal{G}}}; \frac{\mathcal{G}_n - \tilde{\mathcal{G}}}{\tilde{\mathcal{G}}}\right\}.$$

Якщо  $\tilde{\delta} > \delta$ , то збільшують об'єм випробувань ( $N$ ).

Вихідні дані для планування контрольних випробувань: очікуване значення ІБР  $R_0(t_{3ad})$ ; очікуване значення коефіцієнта варіації наробітку до відмови  $\nu$ ; ризику постачальника  $\alpha$  й замовника  $\beta$ ; коефіцієнт  $D = \frac{\mathcal{G}_e}{\mathcal{G}_n}$  [35].

Якщо у якості теоретичної моделі відмов прийнята імовірно фізична то для встановлених значень  $(\alpha, \beta, D, \nu)$  визначають граничне число відмов  $r_{np}$  і мінімальне число зразків  $N$ , яке потрібно поставити на випробування.

Контрольні випробування здійснюють наступним чином. Проводяться  $N$  незалежних випробувань, тривалість яких дорівнює наробітку  $t_{3ad}$ , для якої задана контрольована ймовірність безвідмовної роботи  $R_0(t_{3ad})$  і в кожному випробуванні фіксується результат: наявність або відсутність відмови.

Після випробування  $N$  зразків приймають рішення щодо відповідності ІБР  $R_0(t_{3ad})$  заданим вимогам, якщо число відмов  $r < r_{np}$ . Рішення про невідповідність ухвалюють у випадку, якщо число відмов  $r > r_{np}$ .

Приймальний  $R_\alpha$  і бракувальний  $R_\beta$  рівні ймовірності безвідмовної роботи

при однакових ризиках ( $\alpha=\beta$ ) визначають по формулам [35]:

$$R_{\alpha}(t_{зад})=1-\frac{\tilde{g}}{\sqrt{D}}; R_{\beta}(t_{зад})=1-\tilde{g}\sqrt{D},$$

де  $R_{\alpha}(t_{зад})$  і  $R_{\beta}(t_{зад})$  є відповідно верхньою й нижньою границями оцінки ймовірності безвідмовної роботи в інтервалі  $(0, t_{зад})$ , відповідними до довірчої ймовірності  $q=1-\alpha$  й відносній похибці  $\delta=\frac{D-1}{2\sqrt{D}}$ .

## Висновки до розділу 2

1. Вперше запропоновано метод діагностики електронних систем на засадах математичної моделі об'єкту контролю і діагностики з визначенням статистики відмов що дає можливість синтезувати оптимальну програму контролю їх елементів завдяки врахуванню множини операторів процесу переходу системи з одного стану в інший при дії дестабілізуючих факторів, а врахування ентропії точніше діагностувати електронну систему.
2. Було розроблено комп'ютеризований метод імітації випробувань на основі моделі випробування електронної апаратури, яка відрізняється від відомих способом взаємодії між ієрархічними рівнями, що дає можливість покращення координації зв'язків між рівнями системи завдяки введенню пріоритету дій вищої системи.
3. Розроблено алгоритм вибору теоретичної моделі розподілу статистики для оцінки параметрів надійності електронних систем, яка відрізняється від відомих тим, що використовує критерії вибору моделей відмов, що призвело до зниження похибок другого роду, та можливості використання цього алгоритму для прийняття рішень щодо надійності електронної системи в умовах недостатності даних завдяки використанню перевірки правдоподібності гіпотез та методів інтерполяції.
4. Розроблено процедуру пошуку оптимальної дії при діагностуванні технічного стану електронної системи, яка на відміну від відомих відрізняється тим, що використовує процедуру зворотного зв'язку, що призводить до більш оптимального рішення що до діагностування та обслуговування електронної системи, завдяки

використанню операцій усереднення та згортання.

5. Подальший розвиток отримав метод діагностування апаратури, який відрізняється від раніше відомих тим, що враховує кількість інформації і дає можливість визначити початок ентропії процесу деградації.

6. Побудовано метод, що описує процес планування й оцінки параметрів надійності електронних систем при визначальних та контрольних випробуваннях для тих випадків, коли зібрану статистику відмов можна апроксимувати DN-розподілом.

### Список використаних джерел до розділу 2

1. Квасніков В.П. Визначення довірчих інтервалів і планування випробувань при використанні DN – розподілу / В.П. Квасніков, С.В. Єгоров // Вісник Інженерної академії України. – 2016. – випуск 2. – С. 72–75.
2. Єгоров, С.В. Исследование статистики, используемой при планировании испытаний для оценки вероятности безотказной работы./ С.В. Єгоров // АВИА-2007: VIII між нар. наук.-технічна конференція, 25-27 квітня 2007р.: тези доповіді. – К.: НАУ, 2007. – Т. 2. – С. 22.101 – 22.104.
3. Yehorov S. Radio Electronic System Elements Diagnostics by Means of Lissajous Curves with the Extended Database / S. Yehorov // Recent Advances in Systems, Control and Information Technology. Proceedings of the International Conference SCIT 2016, May 20-21, 2016, Warsaw, Poland — Springer International Publishing AG, 2017. – V. 543. – P.546–555. Indexed in databases: *Scopus*, *Google Scholar*.
4. Yehorov S. The use of Lissajous figures and statistical methods to diagnose the components of radio electronic systems. / S. Yehorov // SCIT2016 – Warsaw. – 2016 – P.62. Indexed in databases: *Google Scholar*.
5. Основы технической диагностики. Кн.1: Модели объектов, методы и алгоритмы диагноза / [под ред. П. П. Пархоменко]. – М.: «Энергия», 1976. – 464 с.
6. Дмитриев А. К. Основы построения и контроля сложных систем. / А. К. Дмитриев, П. А. Мальцев. – Л.: «Энергоатомиздат», Ленингр. отд-ние, 1988. – 192 с.

7. Байда Н. П. Микропроцессорные системы поэлементного диагностирования РЭА / Байда Н. П., Кузьмин И. В., Шпилевой В. Т. - М.: Радио и связь, 1987. – 256 с.
8. Бычков Е. Д. Диагностирование и распознавание состояний сложных цифровых систем, функционирующих в нечеткой (fuzzy) среде / Е. Д. Бычков // Приложение теории нечетких (Fuzzy) множеств в математических моделях систем связи. Исследования и материалы, 2000. – С. 97 – 186.
9. Месарович М. Теория иерархических многоуровневых систем /М. Месарович, Д. Мако, И. Такахара; [пер. с англ. под ред. И. Ф. Шахнова]. – М.:Мир, 1973. – 344 с.
10. Медведев Г.А. Вероятностные методы исследования экстремальных систем / Г.А. Медведев, В.П. Тарасенко. – М.: Наука, 1967. – 456 с.
11. Погребинский, С.Б. Проектирование и надёжность многопроцессорных ЭВМ / С.Б.Погребинский, В.П. Стрельников. – М.: Радио и связь, 1988. – 168 с.
12. Дружинин Г.В. Надёжность автоматизированных производственных систем / Г.В.Дружинин. – М.: Энергоатомиздат, 1986. – 480 с.
13. Проников А.С. Надёжность машин / А.С. Проников. – М.: Машиностроение, 1978.– 592 с.
14. Екобори Т. Научные основы прочности и разрушения материалов / Т. Екобори: [пер. с яп.]. – Киев: Наукова думка, 1978. – 351 с.
15. Стальбовский, В. В. Резисторы / В. В. Стальбовский, Н.И. Четвертков. – М.: Сов. радио, 1973. – 211 с.
16. Зайцев Ю.В. Переменные резисторы / Ю.В. Зайцев. – М.:Энергия,1974. – 168с.
17. Ануфриев Ю.А. Эксплуатационные характеристики и надёжность электрических конденсаторов / Ю.А Ануфриев, В Н. Гусев, В.Ф. Смирнов. – М.: Энергия, 1976.– 218 с.
18. Присняков В.И. Анализ основных видов отказов танталовых электролитических конденсаторов при хранении / В.И. Присняков, В В. Трейер, И.И.Четвертков // Электронная техника. Сер. 8.– вып. 26. – 1976. – С. 41–46.
19. Mondanis B. J. The solid tantalum Capaciton – a "solid" contributor to Reliability / B.J. Mondanis. – 11-th Ann. Proc. Reliab. Phys.– Las Vegas, 1973. – p. 45-53.
20. Ackmann, W. Reliability and failure mode of Capacitors. / W. Ackmann. – 3-th

Sumpos - Reliability Electron. Budapest. 1973, v.1. p. 3– 12.

21. ДСТУ 2862-94. Надежность техники. Методы расчета показателей надежности. Общие требования – Введ.01.01.96. – К.: Держстандарт України, 1995. – 39 с.

22. Фомин Г.П. Физика надежности элементов автоматики и вычислительной техники / Г.П.Фомин. – М.: Знание, 1977. – 52 с.

23. Стрельников В.П. Модели отказов изделий электронной техники / Стрельников В.П.– Киев: 1982.–36 с.– (Препринт ин-т кибернетики АН УССР, №35).

24. Меламедов, И.М. Физические основы надежности / И.М. Меламедов. – Л.: Энергия. – 1970, – 152 с.

25. Ведерников, В.В. причины, механизмы отказов и надежность полупроводниковых приборов / В.В. Ведерников, Н.Н. Горюнов, А. А. Чернышов. – М.: Знание, 1977, – 44 с.

26. Долматова Т.В. Физика надежности интегральных полупроводниковых схем. Методы анализа причин отказов / Долматова Т.В.– Вып. 3.– М.: Знание, 1978. – 47 с.

27. Ефимов И.Е. Надежность твердых интегральных схем / И.Е. Ефимов, И.Г.Кальман, В.И.Мартынов.– Изд. 2-е. – М.: Издательство стандартов, 1979. –217 с.

28. Миллер, Ю.Г. Физические основы надежности интегральных схем / Под. ред. Ю.Г. Миллера. – М.: Сов.радио, 1976. – 320 с.

29. Чернышев, А. А. Основы надежности полупроводниковых приборов и интегральных микросхем / А. А. Чернышев. – М.: Радио и связь, 1988. – 256 с.

30. Куликов, И. В. Возможность оценки уровня надежности изделий с учетом интенсивности их старения / И. В. Куликов // Надежность и контроль качества. – 1989. – №11. – С. 19–25.

31. Куликов И. В. Обоснование математической модели переходного процесса дрейфа параметров изделий / И. В. Куликов // Надежность и контроль качества. – 1989. – № 12. –С. 27–31.

32. Куликов И.В. Экспериментальное определение энергии активации процесса старения изделий по результатам их форсированных испытаний / И.В. Куликов // Эл. техника. Сер.8. – вып. 6(105). – 1983. –С. 62–67.

33. Вентцель Е.С. Теория вероятностей и её инженерные приложения : [учеб.] / Е.С.Вентцель, Л.А. Овчаров. – М: Высшая школа, 2000. – 480 с.
34. Вентцель Е.С. Теория вероятностей : [учеб.] / Е.С. Вентцель. – М.: Наука, 1969. – 564 с.
35. Стрельников В.П. Оценка и прогнозирование надёжности электронных элементов и систем / В.П. Стрельников, А.В. Федухин. – К.: Логос, 2002. – 486 с.
36. Медведев А. М. Надёжность и контроль качества печатного монтажа / А.М.Медведев. – Радио и связь, 1986. – 216 с.
37. Харченко В.С. Модели безотказности и готовности встроенных мультидиверсных систем / В.С. Харченко, В.В. Складар, А.А. Сиора, Ю.А. Белый.// Авиационно–космическая техника и технология. – 2008. – № 1(48). – С. 64–69.
38. Gorban A.N. Model Reduction and Coarse–Graining Approaches for Multiscale Phenomena / A.N.Gorban, N.Kazanteis, I.G.Kevrekidis. – Springer, Complexity series, Berlin–Heidelberg–New York, 2006 – 562 p.
39. Данилов Ю. А. Лекции по нелинейной динамике. Элементарное введение. Серия «Синергетика: от прошлого к будущему» / Ю.А.Данилов. – [2–е. изд]. – М.: URSS, 2006. – 208 с.
40. Анищенко В. С. Динамические системы / В. С. Анищенко // Соросовский образовательный журнал. – 1997. – №11. – С. 77–84.
41. Советов Б. Я. Моделирование систем: Учеб. для вузов / Б. Я. Советов, С. А. Яковлев. – [3–е изд., перераб. и доп.]. – М.: Высш. шк., 2001. – 343с.
42. Johnsonbaugh R. Discrete Mathematics / R. Johnsonbaugh. – 7th edition. – Prentice Hall, 2008. – 766 p.
43. Барзилович Е. Ю. Статистические методы оценки состояния авиационной техники / Е. Ю.Барзилович, М. В. Савенков. – М.: Транспорт, 1987. – 240 с.
44. Дмитриев А. К. Основы теории построения и контроля сложных систем / А.К.Дмитриев, П. А.Мальцев. – Л.: Энергоатомиздат, 1988. – 192 с.
45. Райфа Г. Анализ решений (введение в проблему выбора в условиях неопределенности) / Г. Райфа. – М.: Наука, 1977. – 408 с.
46. Райфа Г. Прикладная теория статистических решений / Г.Райфа, Р. М.

Шлейфер. – Статистика, 1977. – 360 с.

47. Вешкурцев Ю. М. Автоматизированные системы контроля и диагностики РЭС: учеб. пособие / Ю. М. Вешкурцев, Е. Д. Бычков. – Омск: Изд-во ОмГТУ, 2001. – 100 с.

## РОЗДІЛ 3

### РОЗРОБКА АРХІТЕКТУРИ ПРОГРАМНИХ ЗАСОБІВ ВИЗНАЧЕННЯ ПАРАМЕТРІВ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ

Ця глава присвячена розробці архітектури програмного забезпечення, що використовується для обробки параметрів стану електронних систем та їх компонентів, з метою встановлення відповідності показника надійності електронної системи необхідному чисельному значенню за результатами випробувань.

Необхідно розробити та дослідити моделі і методики оцінювання якості та підвищення надійності, функціональної безпеки електронних систем, а також технології для створення гарантоздатних систем переробки інформації й управління критичного застосування.

Розробити етапи, принципи організаційно - технологічного проектування системи керування експлуатаційною надійністю комп'ютеризованих систем.

Теоретично обґрунтувати, що оцінка параметрів імовірності безвідмовної роботи електронних систем за експериментальним даними, здійснюється за результатами перевірки правдоподібності гіпотез.

Основні результати даного розділу надруковані в роботах автора [1–5].

#### **3.1. Програмно-апаратні засоби комп'ютеризованої обробки параметрів стану електронних систем та їх компонентів**

Розроблена комп'ютеризована система для дослідження нелінійних об'єктів в режимі великого сигналу зображена на рис. 3.1. З клієнтських ПК, за посередництвом клієнтського програмного забезпечення LabView через мережу Internet або Intranet відбувається з'єднання з сервером вимірювальної лабораторії LabView. До сервера вимірювальної лабораторії під'єднаний комп'ютер з вимірювальним обладнанням. Фотографії, що містять зображення цієї системи наведені на рис. 3.2 та рис. 3.3.

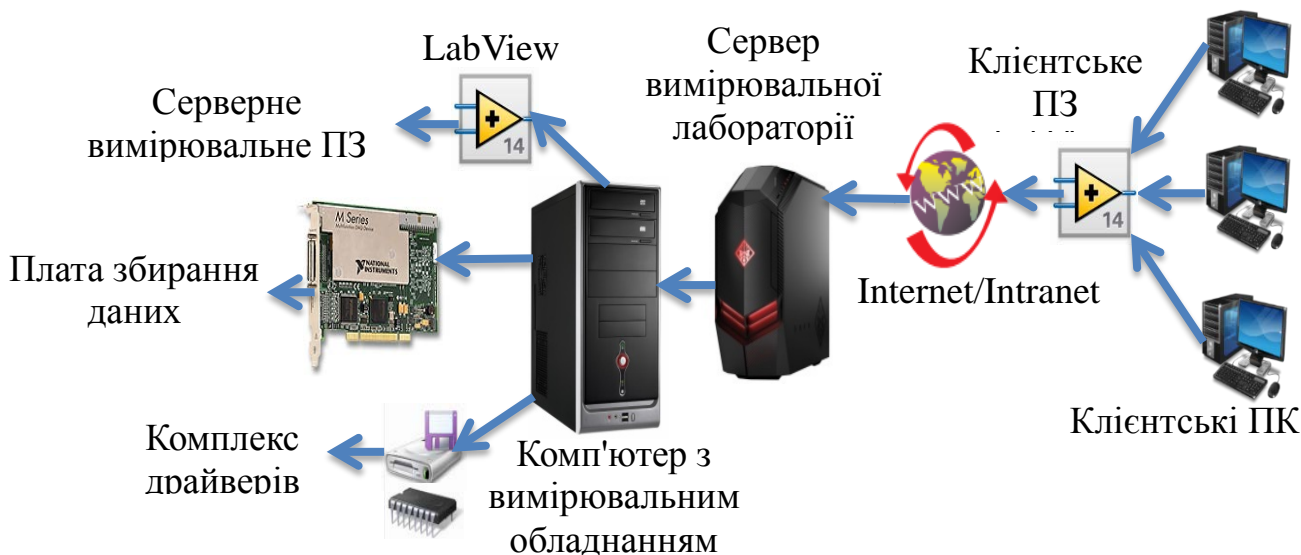


Рис. 3.1. Узагальнена схема віддаленого діагностування радіоелектронної апаратури



Рис. 3.2. Додаткове діагностичне обладнання.



Рис. 3.3. Комп'ютер з вимірювальним Обладнанням.

Незважаючи на досить широке освітлення теми діагностики електронних систем та їх пристроїв, питання удосконалення існуючих методів діагностики електронних систем завжди буде лишатися актуальним.

У найпростішому випадку (за рівності обох періодів) фігури Ліссажу являють собою еліпси, які при різниці фаз  $0$  або  $\pi$  вироджуються у відрізки прямих, а при різниці фаз  $\pi/2$  і рівності амплітуд перетворюються в коло. Якщо періоди обох коливань не точно збігаються, то різниця фаз весь час змінюється, внаслідок чого еліпс деформується. При істотно різних періодах фігури Ліссажу не

спостерігаються, оскільки еліпс деформується швидко, картина розмивається. Однак, якщо періоди відносяться як цілі числа, то через проміжок часу, рівний найменшому кратному двох періодів, точка, що рухається, знову повертається в те ж положення – виходять фігури Ліссажу складнішої форми. Вони вписуються в прямокутник, центр якого збігається з початком координат, а сторони паралельні осям координат і розташовані по обидва боки від них на відстанях, рівних амплітудами коливань. При цьому кількість дотиків фігури до сторін прямокутника, в який вона вписана дає відношення періодів двох коливань.

Математичний вираз для кривої Ліссажу [12]

$$\begin{cases} x(t) = U_x \sin(f_x t + \varphi) \\ y(t) = U_y \sin(f_y t + \varphi). \end{cases}$$

де  $U_x, U_y$  – амплітуди коливань,  $f_x, f_y$  – частоти,  $\varphi$  – зсув фаз.

Вигляд форми фігури сильно залежить від співвідношення частот  $f_x/f_y$ . Коли співвідношення дорівнює 1, фігура Ліссажу має вигляд еліпсу, за певних умов вона має вигляд кола ( $U_x = U_y, \varphi = \pi/2$  рад.) і лінії ( $\varphi = 0$ ). Одним із прикладів фігури Ліссажу – парабола ( $f_x/f_y=2, \varphi=\pi/2$ ). Інші співвідношення продукують складніші фігури, які є замкненими за умови  $f_x/f_y$  – раціональне число. Припускається, що візуальна форма цих кривих є часто тривимірним вузлом.

Фігури Ліссажу, де  $U_x = 1, U_y = N$  ( $N$  – натуральне число) і  $\varphi = \frac{(N-1)\pi}{2N}$  є поліномами Чебишева першого роду степеня  $N$ .

Якщо подати на входи «X» і «Y» осцилографа сигнали кратних або рівних (близьких) частот, то на екрані можна побачити фігури Ліссажу. Цей метод широко використовується для порівняння частот і фаз двох джерел сигналів і для підлаштування одного джерела під частоту іншого. Якщо коливання, які здійснює точка, відбуваються не за гармонійним, а за більш складним законом, але з однаковим періодом, то виходять замкнуті траєкторії, аналогічні фігурам Ліссажу, але спотвореної форми. Коли частоти близькі, але не рівні одна одній, фігура на екрані обертається, причому період циклу обертання є величиною, оберненою

різниці частот, наприклад, період обороту дорівнює 2 с – різниця в частотах сигналу буде 0,5 Гц. При рівності частот фігура застигає нерухомо, в будь-якій фазі, однак на практиці, за рахунок короткочасних нестабільностей сигналів, фігура на екрані осцилографа зазвичай трохи тремтить. Використовувати для порівняння можна не лише однакові частоти, але і ті, що знаходяться у кратному відношенні, наприклад, якщо зразковий прилад може видавати частоту тільки 5 МГц, а джерело, що налаштовується – 2,5 МГц.

В якості програмного забезпечення використовувався Visual Analyser 2014. Перед тим як використовувати звукову карту в якості входів осцилографа (роз'єм Line in на звуковій карті), необхідно підвищити вхідний опір входу Line in (правий та лівий канал) [1–3]. Ця задача, зводиться до розрахунку дільника напруги [1–3]. Слід врахувати при цьому власний опір Line in (правий та лівий канал) [1–3]. В якості щупів можна використовувати штатні щупи осцилографів. Для того, щоб фігури Ліссажу мали місце, осцилограф потрібно перевести в режим XY (рис. 3. 2). Комп'ютер повинен бути надійно заземленим. В якості генератора можна використовувати зовнішній, або той, який вбудований в Visual Analyser 2014. Його графічний інтерфейс наведено на рис. 3.4.

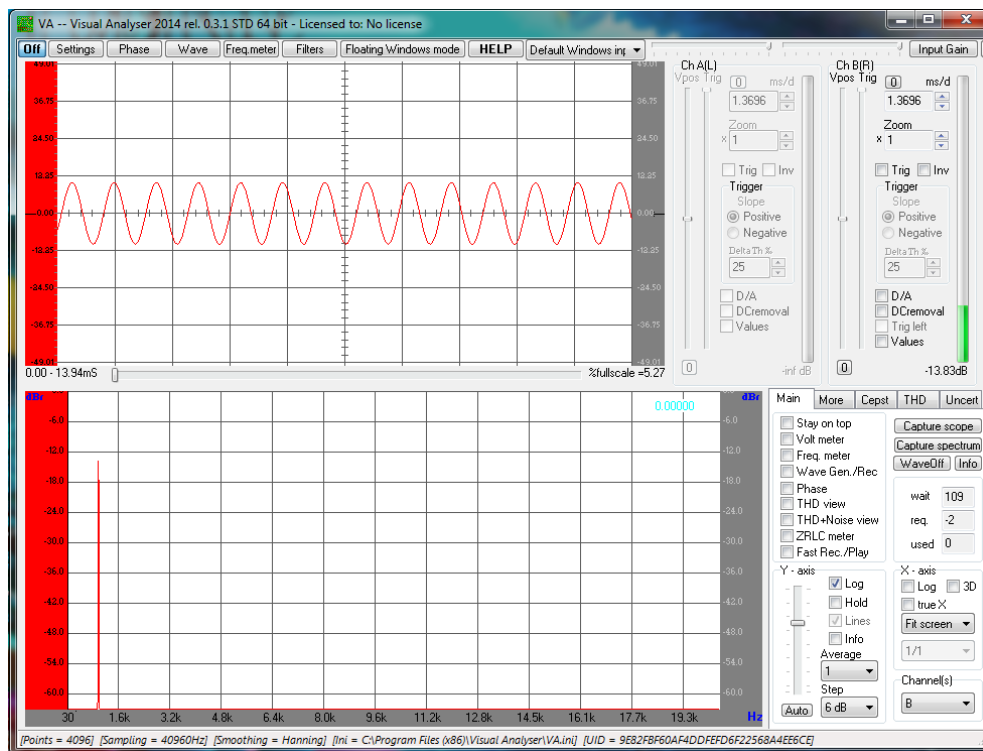


Рис. 3.4. Графічний інтерфейс Visual Analyser 2014

Входи А та В осцилографа – це лінійний вхід звукової карти. Сигнал з генератора, у цьому випадку, знімається з Line out звукової карти.

Структурна схема осцилографа та вихідний код написаний за допомогою мови програмування C++ наведені у додатку Б1–Б4. Функціональна схема осцилографа та генератора функцій, що були розроблені за допомогою мови візуального програмування LabView містяться у додатку Б5–Б6. Їх графічний інтерфейс наведено на рис. 3.7, 3.8 відповідно. Генератор функцій подає сигнал на вихід звукової карти. Осцилограф зчитує сигнал з виходу звукової карти.

На рис. 3. 6 зображена схема з'єднання приладів.

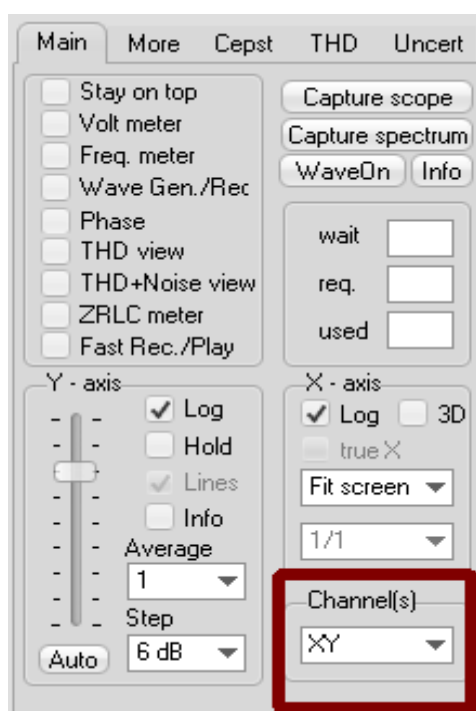


Рис. 3.5. Переведення осцилографа в режим відображення фігур Ліссажу [1, 2]

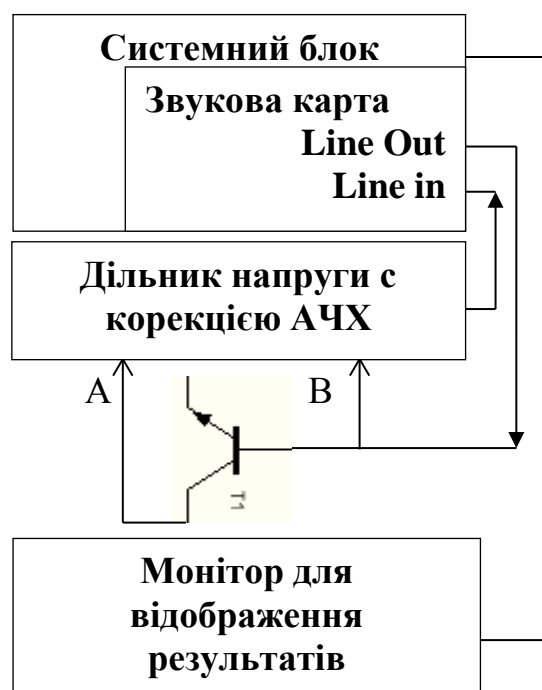


Рис. 3.6. Схема з'єднання приладів (для під'єднання до комп'ютера). Line in – сигнали, що вимірюються, Line out – вихід генератору [1, 2]

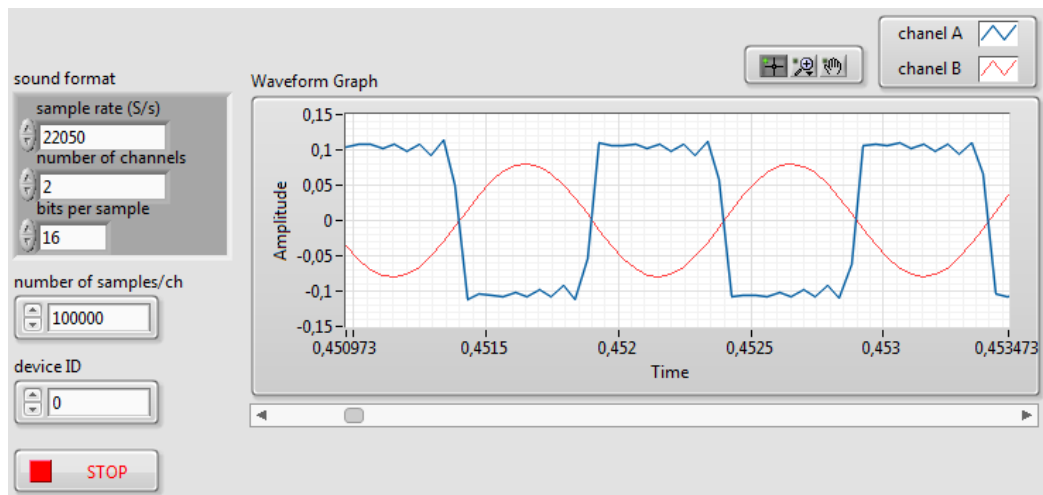


Рис. 3.7. Графічний інтерфейс осцилографа, розробленого за допомогою мови графічного програмування LabView

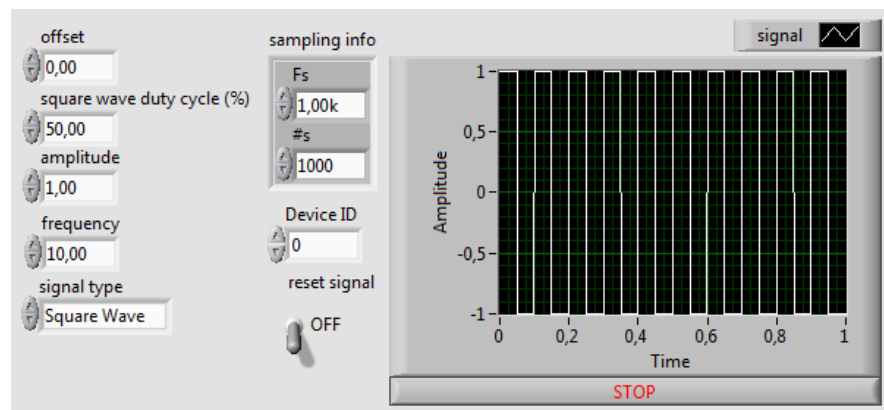


Рис. 3.8. Графічний інтерфейс генератора функцій, розробленого за допомогою мови графічного програмування LabView

Також в середовищі імітації електронних схем Proteus 8 був розроблений вольтметр на базі мікроконтролера ATTINY 2313 (рис. 3.9).

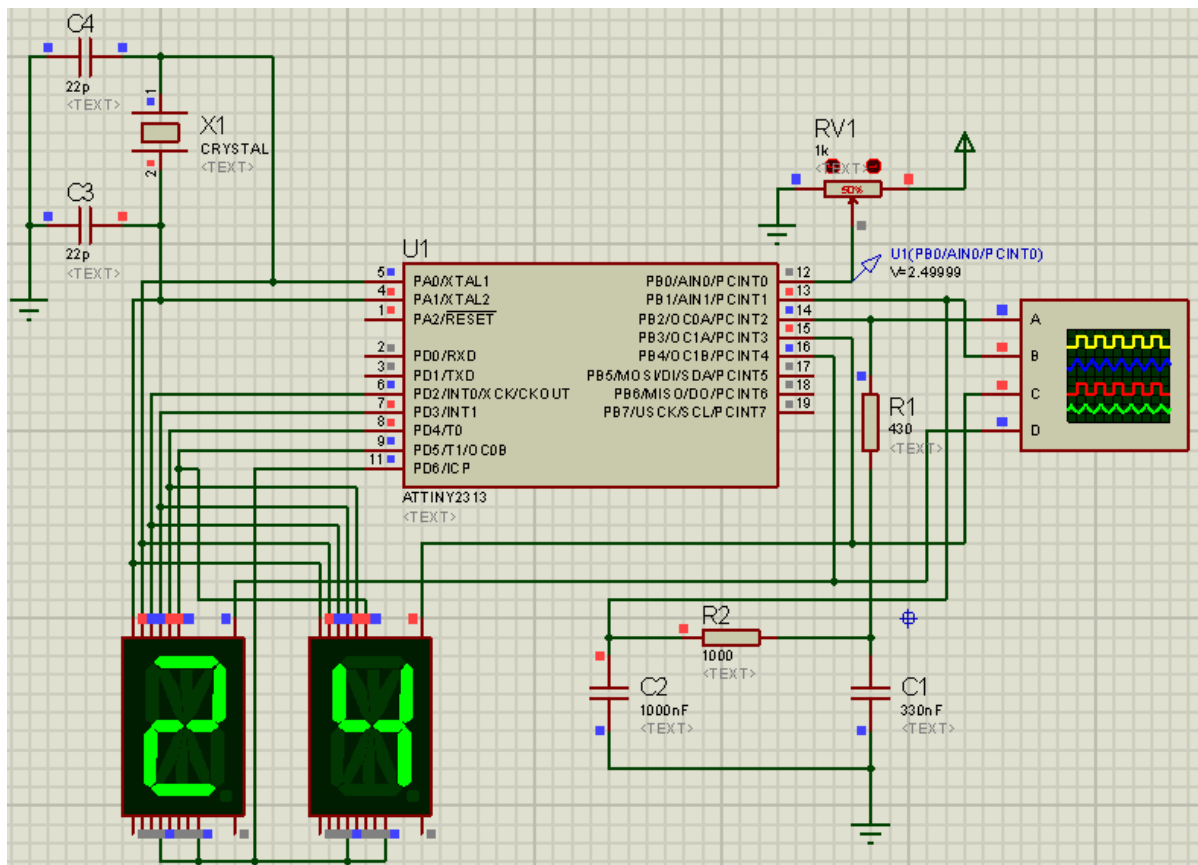


Рис. 3.9 Схема цифрового вольтметра на основі мікроконтролера АТТІNY2313.

На рис. 3.10 наведені його робочі осцилограми.

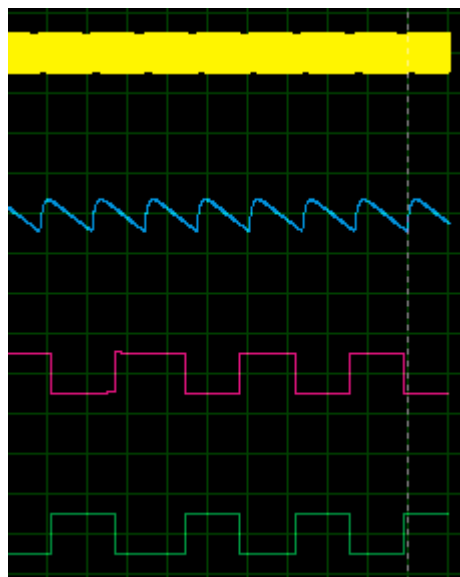
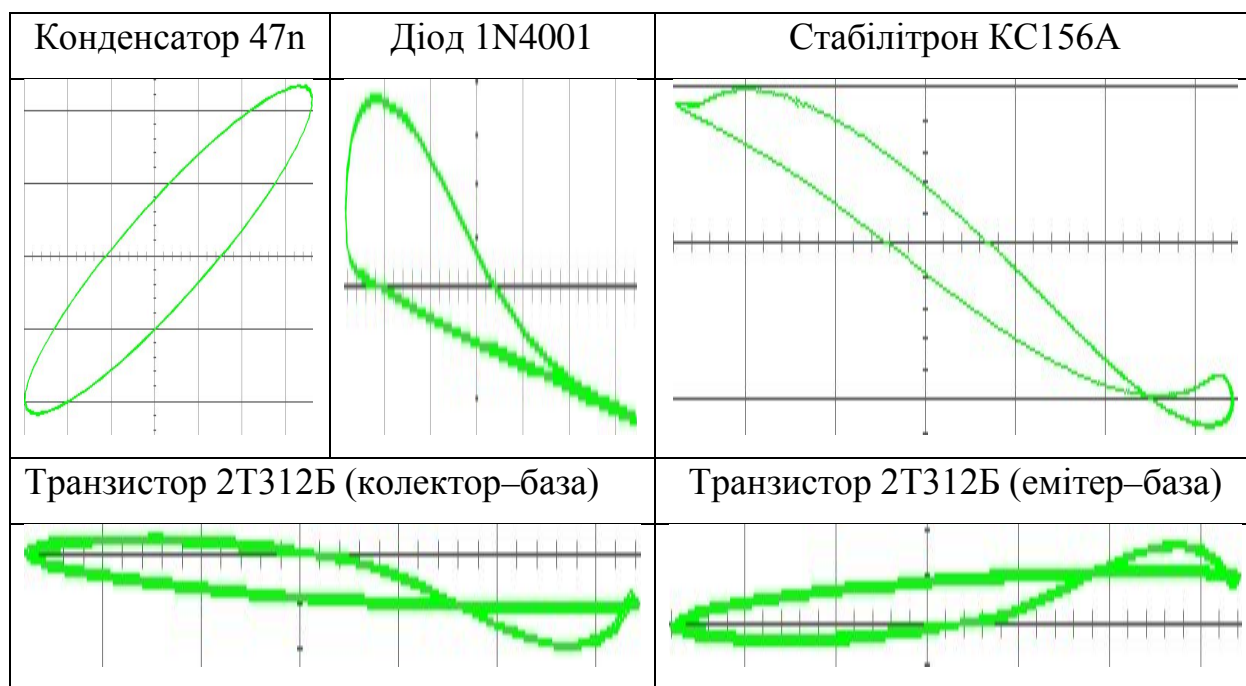


Рис. 3.10. Робочі осцилограми вольтметра, зображеного на рис. 3.9.

За допомогою вище викладеного метода було перевірено конденсатор, діод, стабілітрон, транзистор (табл. 3.1) та був проведений експеримент на Державному підприємстві «Завод 410 цивільної авіації». Результати експерименту наведені у додатку В.

Таблиця 3.1

Осцилограми працездатних електронних деталей. [5 – 7]



Під час діагностики електронних компонентів та систем в деяких випадках необхідно накопичувати статистику відмов для подальшого визначення параметрів надійності.

Кожне дослідження випадкових явищ, виконане методами теорії надійності, яка опирається на математичний апарат теорії ймовірностей і математичну статистику, прямо або побічно опирається на експериментальні дані. Оперуючи такими поняттями, як події і їх імовірності, випадкові величини, їх закони розподілу й числові характеристики, теорія ймовірностей дає можливість теоретичним шляхом визначити імовірності одних подій, через імовірності інших, закони розподілу й числові характеристики одних випадкових величин через закони розподілу й числові характеристики інших. Такі непрямі методи дозволяють значно заощаджувати час і кошти, затрачувані на експеримент, але аж ніяк не виключають

самого експерименту. Кожне дослідження в області випадкових явищ, як би відвернене воно не було, коріннями своїми завжди йде в експеримент, у дослідні дані, у систему спостережень. Тому можна запропонувати наступне.

Розглянемо питання, яке пов'язано з перевіркою правдоподібності гіпотез, а саме – питання про погодженість теоретичного й статистичного розподілів за допомогою критерію згоди Пірсона  $\chi^2$  і  $\omega^2$ . При цьому були використані наступні закони розподілу й математичні вирази.

Досліджувана статистика має вигляд [13,15]

$$g = \frac{m}{Q},$$

де  $m$  – число зразків, що відмовили, за наробіток  $t$  з  $Q$  зразків, поставлених на випробування.

Нормальний розподіл (N) [13]:

$$F(g) = N(g, \hat{\mu}, \hat{\sigma}) = \Phi\left(\frac{g - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right),$$

де  $\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^n g_i}{n}$  – вибіркове середнє;  $g_i$  – значення статистики для  $i$  – тої вибірки;  $n$  –

кількість вибірок;  $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (g_i - \hat{\mu})^2}$  – середньоквадратичне відхилення;  $\Phi$  – нормований нормальний розподіл.

Розподіл Релея (R):

$$F(g) = R(g, \hat{\sigma}) = \frac{g}{\hat{\sigma}^2} \exp\left(-\frac{g^2}{\hat{\sigma}^2}\right),$$

де  $\hat{\sigma}^2 = \left(2 - \frac{\pi}{2}\right)D$  – параметр масштабу,  $D = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (g_i - \hat{\mu})^2$  – дисперсія.

Розподіл Коші (C) (розподіл Лóренца або Брэйта – Вігнера):

$$F(g) = C(g, \hat{\mu}, \gamma) = \frac{1}{\pi} \frac{\gamma}{(g - \hat{\mu})^2 + \gamma^2},$$

де  $\gamma$  – коефіцієнт масштабу.

Розподіл Вейбулла (W) [14]:

$$F(\mathcal{G}) = W(\mathcal{G}; \hat{b}, \hat{a}) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\mathcal{G}}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}\right),$$

де  $\hat{b} \cong \frac{1}{\hat{v}}$  коефіцієнт форми,  $\hat{v} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\mu}}$  коефіцієнт варіації,  $\hat{a} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^{\hat{b}}\right)^{\frac{1}{\hat{b}}}$  – коефіцієнт масштабу.

Логарифмічно нормальний розподіл (LN) [14]:

$$F(\mathcal{G}) = \text{LN}(\mathcal{G}; \check{\mu}, \check{\sigma}) = \Phi\left(\frac{\ln(\mathcal{G}) - \check{\mu}}{\check{\sigma}}\right),$$

де  $\check{\mu} = \ln \hat{\mu} - \frac{1}{2} \ln\left(\frac{D}{\hat{\mu}^2} + 1\right)$  – параметр масштабу,  $\check{\sigma} = \left(\ln\left(\frac{D}{\hat{\mu}^2} + 1\right)\right)^{\frac{1}{2}}$  – параметр форми.

Були так само використані критерії згоди [13, 15]:

- $\chi^2$  Пірсона:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^{r'} \frac{(m_j - n_{p_j})^2}{n_{p_j}},$$

де  $r'$  – кількість інтервалів після їхнього об'єднання;  $m_j$  – число елементів статистики  $\mathcal{G}$ , що потрапили в  $j$ -й інтервал;  $n_{p_j} = p_j n$ ;  $p_j$  – імовірність по теоретичному розподілу;  $n$  – кількість вибірок.

Застосування критеріїв типу  $\chi^2$  передбачає розбивку області визначення випадкової величини на  $k$  інтервалів з підрахунком числа спостережень  $n_i$ , що потрапили в них, і ймовірностей влучення в інтервали  $P_i(\theta)$ , де  $\theta$  – відоме значення параметра (скалярного або векторного), відповідних до теоретичного закону.

- Андерсона – Дарлінга ( $\Omega^2$  Мізеса):

$$\Omega_N^2 = -n - 2 \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{2j-1}{2n} \ln F(\mathcal{G}_j) + \left(1 - \frac{2j-1}{2n}\right) \ln [1 - F(\mathcal{G}_j)] \right\}.$$

Результати досліджень, які були отримані після перевірки правдоподібності гіпотез були зведені в табл. 3.2.

Спостережувані значення критеріїв  $\chi^2$  та  $\Omega^2$  і відповідні їм рівні значимості  $\rho$   
для  $F=0,1$  [2 – 4]

Критерій	N	R	C	LN	W
$\chi^2$	$\rho=0,01$	Гіпотеза спростована	Гіпотеза спростована	$\rho=0,05$	Гіпотеза спростована
$\Omega^2$	$\rho=0,615$	Гіпотеза спростована	Гіпотеза спростована	$\rho=0,7$	Гіпотеза спростована

З табл. 3.2, видно, що різниця між похибками другого роду  $\rho$  не велика. Тому, побудувавши графіки щільності розподілу цю різницю визначити не буде можливим. Єдиний спосіб підібрати ефективніший розподіл – зробити перевірку правдоподібності гіпотез.

### 3.2. Визначення характеристик результативності функціонування, електронних систем з метою контролю параметрів надійності

Для оцінки показників надійності типу ймовірність безвідмовної роботи  $R(t)$  використовується статистика [13 – 15]

$$g = \frac{m}{Q}$$

де  $m$  – число об'єктів, які відмовили за наробіток  $t$  з  $Q$  зразків, поставлених на випробування  $R(t) = 1 - g$ .

У математичній статистиці якість оцінних функцій визначається наступними показниками: спроможністю, незсуненістю, ефективністю [4–8].

Оцінна функція називається спроможною, якщо зі збільшенням об'єму ( $n$ ) вихідних статистичних даних вибіркове середнє  $\tilde{g}$  сходиться по ймовірності до істинного значення  $g$  [13, 15].

Доведемо, що статистика  $g$  спроможна [4 – 8].

Запишемо числові характеристики статистики  $\mathcal{G}$  – середнє вибїркове значення і дисперсїю та з'ясуємо, як вони змінюються зі збільшенням кількості дослїдів,  $n$ .

Позначимо наявні статистичні дані випадкової величини

$$\mathcal{G}_1, \mathcal{G}_2, \dots, \mathcal{G}_n, \quad (3.1)$$

Очевидно, що сукупність величин (3.1) являє собою  $n$  незалежних випадкових величин, кожна з яких розподїлена по такому же закону, що і сама величина  $\mathcal{G}$ .

Введемо позначення  $M[\mathcal{G}_i]$  для вибїркового середнього величини  $\mathcal{G}$  і  $D[\mathcal{G}_i]$  для вибїркової дисперсїї величини  $\mathcal{G}$ . У рядї випадків, коли величини  $M[\mathcal{G}_i]$  і  $D[\mathcal{G}_i]$  входять у формули як певні числа, їх зручніше позначати одною буквою. У цих випадках будемо позначати вибїркове середнє величини  $\mathcal{G}$  через  $m_g$ , а вибїркову дисперсїю  $D[\mathcal{G}_i]$  величини  $\mathcal{G}$  позначимо через  $D_g$ .

Вибїркове середнє має наступний вираз:

$$\tilde{\mathcal{G}} = \frac{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i}{n}.$$

Випадкова величина  $\tilde{\mathcal{G}}$  є функція незалежних випадкових величин (3.1). Знайдемо математичне сподївання  $m_{\tilde{\mathcal{G}}}$  і дисперсїю  $D_{\tilde{\mathcal{G}}}$  цієї величини ( $m_{\tilde{\mathcal{G}}}$  і  $D_{\tilde{\mathcal{G}}}$  входять у формулу як числа).

$$m_{\tilde{\mathcal{G}}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n M[\mathcal{G}_i] = \frac{1}{n} n m_g = m_g,$$

де  $M[\mathcal{G}_i] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i$ .

Тодї

$$D_{\tilde{\mathcal{G}}} = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n D[\mathcal{G}_i] = \frac{D_g}{n},$$

де  $D[\mathcal{G}_i] = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\mathcal{G}_i - M[\mathcal{G}_i])^2$ .

Отже, середнє вибїркове величини  $\tilde{\mathcal{G}}$  не залежить від числа дослїдів,  $n$  і дорівнює середньому вибїрковому спостережуваної величини  $\mathcal{G}$ ; що стосується

дисперсії величини  $\tilde{\mathcal{G}}$ , то вона необмежено убуває зі збільшенням числа дослідів і при досить великому  $n$  може бути зроблена як завгодно малою. Отже, ми переконуємося, що середнє вибіркве є випадкова величина з як завгодно малою дисперсією і при великій кількості дослідів поводитьсья майже як не випадкова.

Спроможність оцінної функції забезпечує зростання якості оцінки (зниження ймовірності помилок, які виходять за встановлені межі), зі збільшенням об'єму статистики [13, 15].

Оцінна функція є незсуненою, якщо середнє вибіркве оцінки  $\tilde{\mathcal{G}}$  дорівнює істинному значенню  $\mathcal{G}$  [13, 15].

Згідно з (4) і (5) оцінка  $\tilde{\mathcal{G}}$  є незсуненою.

Незсуненість оцінної функції забезпечує відсутність систематичної помилки при багаторазовому використанні  $\tilde{\mathcal{G}}$  замість  $\mathcal{G}$  [4–8].

Оцінна функція є ефективною, якщо при даному фіксованому об'ємі статистичних даних оцінка має мінімальну дисперсію (серед оцінок, які забезпечуютьсья будь–якими іншими можливими оцінними функціями) [13, 15].

З метою виявлення ефективності оцінної функції, було зроблено ряд експериментів, для різних значень коефіцієнтів варіації  $\nu_r$  і емпіричних ймовірностей появи відмов  $F$ .

Крім дисперсій досліджуваної статистики  $\mathcal{G}$  оцінювалисья дисперсії оцінних функцій (ймовірностей відмов) на основі цілого ряду теоретичних розподілів [15,16 - 21]

Емпірична дисперсія статистики (1) [13, 15]:

$$D_g = \frac{\sum_{i=1}^n (\mathcal{G}_i - \tilde{\mathcal{G}})^2}{n}.$$

Дифузійний немонотонний розподіл (DN) [20, 21]:

дисперсія

$$D(\mathcal{G}) = D_g.$$

Дифузійний монотонний розподіл (DM) [20,21]

$$D(\mathcal{G}) = D\left(1 + \frac{5\tilde{\nu}^2}{4}\right),$$

де  $D = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\mathcal{G}_i - S)$  – вибіркова дисперсія (тут  $S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i$  – вибіркоче середнє);

$$\tilde{\nu} = \left( \frac{2(\sqrt{S^2 + 3D} - S)}{4S - \sqrt{S^2 + 3D}} \right)^{\frac{1}{2}} - \text{коєфіцієнт варіації.}$$

Нормальний розподіл (N) [13, 15]:

дисперсія

$$D(\mathcal{G}) = \hat{\sigma}^2,$$

де  $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{1-n} \sum_{i=1}^n (\mathcal{G}_i - \hat{\mu})^2}$  – середньоквадратичне відхилення.

Експонентний розподіл (EXP):

Дисперсія [21]

$$D(\mathcal{G}) = \left( \left( \frac{n}{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i} \right)^2 \right)^{-1}.$$

Логарифмічно нормальний розподіл (LN) [21]:

Дисперсія

$$D(\mathcal{G}) = (\exp(\hat{\sigma}^2) - 1)(\exp(2\hat{\mu} + \hat{\sigma}^2)),$$

де  $\hat{\sigma} = \left( \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ln \mathcal{G}_i - \hat{\mu})^2 \right)^{\frac{1}{2}}$  – середньоквадратичне відхилення;  $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(\mathcal{G}_i)$  –

параметр масштабу.

Розподіл Вейбулла [21]:

Дисперсія

$$D(\mathcal{G}) = \hat{a}^2 \left( \Gamma\left(1 + \frac{2}{\hat{b}}\right) - \left( \Gamma\left(1 + \frac{1}{\hat{b}}\right) \right)^2 \right),$$

де  $\Gamma(\cdot)$  – гамма функція; параметри  $\hat{a}$  й  $\hat{b}$  визначають, вирішуючи наступну систему рівнянь:

$$\begin{cases} \left( \left( \frac{n}{\hat{b}} \right) + \sum_{i=1}^n \ln \mathcal{G}_i \right) \sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^{\hat{b}} - n \sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^{\hat{b}} \ln \mathcal{G}_i = 0 \\ n \hat{a}^{\hat{b}} - \sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i^{\hat{b}} = 0. \end{cases}$$

Результати експериментів і оцінки дисперсій, досліджуваної статистики з використанням ряду теоретичних функцій наведені в таблицях 3.3 – 3.4.

Таблиця 3.3

Значення дисперсій для законів розподілів випадкової величини [4].

$F, v_r$	Емпірична $D_g$	DN	N	DM
$F=0,1; v_r=0,177$	1,0078E-03	1,0078E-03	1,02318E-03	1,133278E-03
$F=0,1; v_r=0,224$	1,1053E-03	1,1053E-03	1,12221E-03	1,237842E-03
$F=0,1; v_r=0,574$	7,132E-04	7,132E-04	7,24092E-04	8,49416E-04
$F=0,15;$ $v_r=0,147$	1,29299E-03	1,29299E-03	1,31266E-03	1,391202E-03
$F=0,15;$ $v_r=0,181$	1,40475E-03	1,40475E-03	1,42612E-03	1,49707E-03
$F=0,15;$ $v_r=0,472$	1,00784E-03	1,00784E-03	1,02318E-03	1,133278E-03
$F=0,2; v_r=0,126$	1,61216E-03	1,61216E-03	1,57557E-03	1,694276E-03
$F=0,2; v_r=0,157$	1,813E-03	1,813E-03	1,84059E-03	1,89949E-03
$F=0,2; v_r=0,411$	1,27144E-03	1,27144E-03	1,290785E-3	1,386324 E-03

Таблиця 3.4

Значення дисперсій для законів розподілів випадкової величини [4]

$F, v_r$	W	LN	EXP
1	2	3	4
$F=0,1; v_r=0,177$	2,159784E-03	2,159864E-03	9,92016E-03

Продовження таблиці 3.4

1	2	3	4
$F=0,1; v_r=0,224$	2,337502E-03	1,360081E-03	0,01129969
$F=0,1; v_r=0,574$	1,48367E-03	1,110556E-03	4,54276E-03
$F=0,15;$ $v_r=0,147$	3,265883E-03	1,558294E-03	0,02099601
$F=0,15;$ $v_r=0,181$	3,67654E-03	1,647422E-03	0,02640625
$F=0,15;$ $v_r=0,472$	2,159864E-03	1,234305E-03	9,92016E-03
$F=0,2; v_r=0,126$	4,423259E-03	1,763312E-03	0,03888784
$F=0,2; v_r=0,157$	4,827387E-03	1,985545E-03	0,047089
$F=0,2; v_r=0,411$	3,959336E-03	1,566512E-03	0,01731856

Аналіз даних таблиць 3.3 і 3.4 показує, що емпіричне значення дисперсії  $D_g$  і дисперсія DN розподілу збігаються, і мають найменше значення серед розподілів, наведених у цих таблицях. Отже, статистика,  $g = \frac{m}{Q}$  є достатньою, спроможною, незміщеною, ефективною [4,5].

Було розглянуто питання, пов'язане з перевіркою правдоподібності гіпотез, а саме – питання про погодженість теоретичного й статистичного розподілів за допомогою критерію згоди Пірсона  $\chi^2$  і  $\omega^2$  [9-11]. При цьому були використані наступні закони розподілу й математичні вирази.

Нормальний розподіл (N) [13, 15]:

$$F(\mathcal{G}) = \Phi\left(\frac{\mathcal{G} - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}}\right),$$

де  $\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^n \mathcal{G}_i}{n}$  – вибіркове середнє (тут  $\mathcal{G}_i$  – значення статистики для  $i$ -тої вибірки;  $n$  –

кількість вибірок),  $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{1-n} \sum_{i=1}^n (\mathcal{G}_i - \hat{\mu})^2}$  – середньоквадратичне відхилення,  $\Phi$  –

нормований нормальний розподіл.

DN розподіл (DN) [21]:

$$F(\mathcal{G}) = \Phi\left(\frac{\mathcal{G} - \hat{\mu}}{\tilde{v}\sqrt{\mathcal{G}\hat{\mu}}}\right) + \exp\left(\frac{2}{v^2}\right) \Phi\left(-\frac{\mathcal{G} + \hat{\mu}}{\tilde{v}\sqrt{\mathcal{G}\hat{\mu}}}\right),$$

$\tilde{v} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\mu}}$  – коефіцієнт варіації.

DM розподіл (DM) [21]:

$$F(\mathcal{G}) = \Phi\left(\frac{\mathcal{G} - \mu}{v\sqrt{\mathcal{G}\mu}}\right),$$

де  $\tilde{v} = \left(\frac{2(\hat{\mu}\sqrt{\hat{\mu}^2 + 3D} + D - \hat{\mu}^2)}{5\hat{\mu}^2 - D}\right)^{\frac{1}{2}}$  – коефіцієнт варіації наробітку до відмови,

$D = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\mathcal{G}_i - \hat{\mu})^2$  – дисперсія,  $\mu = \frac{5\hat{\mu}^2 - D}{4\hat{\mu} + \sqrt{\hat{\mu}^2 + 3D}}$  – параметр масштабу.

Розподіл Вейбулла (W) [21]:

$$F(\mathcal{G}) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{\mathcal{G}}{\hat{a}}\right)^{\hat{b}}\right),$$

де  $\hat{a}$  параметр масштабу та  $\hat{b}$  параметр форми визначають із виразів:

$$\hat{b} \cong \frac{1}{v},$$

$$\hat{a} = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i^{\hat{b}} \right)^{\frac{1}{\hat{b}}}.$$

Логарифмічно нормальний розподіл (LN) [21]:

$$F(g) = \Phi \left( \frac{\ln(g) - \mu^*}{\sigma^*} \right),$$

де  $\mu^* = \ln \hat{\mu} - \frac{1}{2} \ln \left( \frac{D}{\hat{\mu}^2} + 1 \right)$  – параметр масштабу,  $\sigma^* = \left( \ln \left( \frac{D}{\hat{\mu}^2} + 1 \right) \right)^{\frac{1}{2}}$  – параметр форми.

Були так само використані критерії згоди [13, 15]:

○ Пірсона

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^{r'} \frac{(m_j - n_{p_j})^2}{n_{p_j}},$$

де  $r'$  – кількість інтервалів після їхнього об'єднання;

$m_j$  – число елементів статистики  $\mathcal{G}$ , що потрапили в  $j$ -й інтервал;

$n_{p_j} = p_j n$  (тут  $p_j$  – ймовірність по теоретичному розподілу;  $n$  – кількість вибірок).

○ омега-квадрат

$$\Omega_N^2 = -n - 2 \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{2j-1}{2n} \ln F(g_j) + \left( 1 - \frac{2j-1}{2n} \right) \ln [1 - F(g_j)] \right\}.$$

З метою перевірки правдоподібності гіпотез було змодельовано сто вибірок, кожна з яких містила по сто елементів.

Для визначення кількості зразків, які необхідно поставити на випробування скористаємося рівнянням Клоппера–Пірсона (рис. 3.11):

$$\begin{cases} \sum_{i=0}^m C_N^i Q_b^i (1 - Q_b)^{N-i} = \gamma' \\ \sum_{i=m}^N C_N^i Q_n^i (1 - Q_n)^{N-i} = \gamma'' \end{cases} \quad (3.2)$$

де  $m$  – кількість відмов, які спостерігаються під час випробувань;  $N$  – кількість зразків, які необхідно поставити на випробування;  $Q_в$ ,  $Q_н$  – верхня та нижня довірчі границі;  $\gamma'$ ,  $\gamma''$  – рівні значущості верхньої та нижньої довірчих границь;  $C_N^i$  – комбінація з  $N$  елементів по  $i$ .

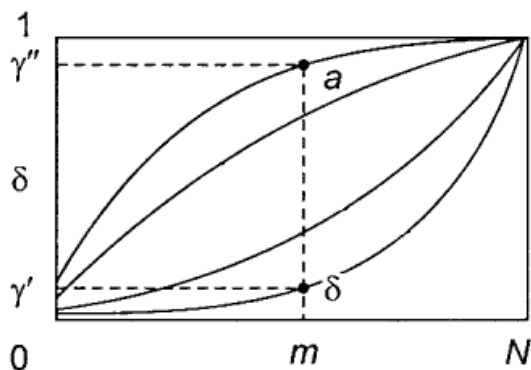


Рис. 3.11. Визначення кількості зразків, які необхідно поставити на випробування

Розв'язуючі рівняння (3.2) отримаємо:

$$N = \frac{\lg(1 - \delta)}{\lg P}, \quad (3.3)$$

де  $\delta = 1 - \gamma' - \gamma''$ ,  $P$  – імовірність безвідмовної роботи.

Визначимо кількість виробів необхідно поставити на випробування, щоб з гарантією 90% стверджувати, що ймовірність безвідмовної роботи не нижче 0,9 при наступних значеннях  $\gamma' = 0,005$ ,  $\gamma'' = 0,095$ ,  $\delta = 0,9$  і  $P = 0,99504$ . Підставляючи їх в (3.3) знаходимо  $N = 463$ .

В цій роботі імітація відбувалася методом Монте–Карло. Для генерації випадкових чисел візьмемо відповідний генератор з рівномірним законом розподілу Microsoft Excel 2010 (3.4) та проведемо перевірку якості роботи цього генератору.

$$\text{СЛУЧМЕЖДУ}(\text{нижн\_границя}, \text{верхн\_границя}), \quad (3.4)$$

де *нижн\_границя* – обов'язковий. Найменше число, яке повертає функція СЛУЧМЕЖДУ; *верхн\_границя* – обов'язковий. Найбільше число, яке повертає функція СЛУЧМЕЖДУ.

Для з'ясування на скільки генератор випадкових чисел Microsoft Excel 2010 наближений до еталону генератора випадкових чисел необхідно згенерувати генератором випадкових чисел Microsoft Excel 2010 певну послідовність чисел, та

застосувати до цієї послідовності критерії згоди. В цій роботі використовувався критерій  $\chi^2$  (Пірсона) (3.5).

$$\chi^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^k \left( \frac{n_i^2}{p_i} \right) - N, \quad (3.5)$$

де  $N$  – кількість елементів у вибірці;  $n_i$  – кількість значень у вибірці, що попали у відповідний інтервал ( $n_1+n_2+\dots+n_i=N$ );  $p_i=1/k$  – ймовірність попадання чисел в  $i$ -тий інтервал.

Вибір критерію  $\chi^2$  для нашого випадку можна обґрунтувати тим, що в сукупності з іншими методами критерій  $\chi^2$  є основним та в табличному процесорі Microsoft Excel 2010 є функція визначення квантилів  $\chi^2$  (3.6).

$$\text{ХИ2.РАСП}(x; \text{ступені\_свободи}; \text{інтегральна}) \quad (3.6)$$

де  $x$  – значення, для якого потрібно обчислити розподіл; *ступені\_свободи* – обов'язковий аргумент. Число ступенів свободи; *інтегральна* – логічне значення, що визначає форму функції. Якщо аргумент «інтегральна» має значення ІСТИНА, функція повертає інтегральну функцію розподілу; якщо цей аргумент має значення НЕПРАВДА, вертається функція щільності розподілу.

Імітація випробувань електронної апаратури здійснювалась на основі методу Монте-Карло. До основних переваг цього методу слід віднести такі:

- урахування в повній мірі функціонування досліджуваних систем;
- прості схеми обчислюваного алгоритму;
- можливість імітації випадкових величин із заданими законами розподілу;
- незначна чутливість до випадкових відмов обчислювального засобу в процесі моделювання.

Імітація випробувань на надійність електронної апаратури здійснюється в декілька етапів. [9–11]. Для прикладу, оберемо генеральну сукупність №4 з [21]. Її об'єм (кількість елементів)  $N=463$ . Зробимо імітацію. Для цього потрібно обмежити час випробування або наробіток кожного зразка, що не відмовив. Щоб це зробити приймемо емпіричну ймовірність появи відмови  $F=0,1$ . і розв'яжемо таке рівняння:

$$\frac{x}{N} = F,$$

де  $x$  порядковий номер елемента вибірки, яким потрібно обмежити вибірку для даного значення  $F$ .

Далі, за допомогою генератора випадкових чисел створюємо значення порядкових номерів у діапазоні від 1 до  $N \cdot 10^{-3}$ . Множник  $10^{-3}$  потрібен для того, щоб порівняти згенерований ряд випадкових чисел зі стандартним генератором випадкових чисел, який має рівномірний розподіл та була можливість розбити отриману послідовність випадкових чисел на рівні інтервали для критерію  $\chi^2$ . Генерована сукупність випадкових чисел та результати перевірки правдоподібності гіпотез зведені в табл. 3.5–3.6.

Таблиця 3.5

Імовірність безвідмовної роботи

0,153	0,052	0,037	0,185	0,206	0,349	0,382	0,094	0,321	0,075
0,402	0,233	0,083	0,398	0,238	0,069	0,316	0,346	0,354	0,038
0,274	0,424	0,205	0,03	0,171	0,219	0,107	0,167	0,222	0,284
0,401	0,341	0,13	0,234	0,011	0,371	0,376	0,101	0,084	0,198

Значення квантилю розподілу  $\chi^2$  свідчить про те, що генерована послідовність має рівномірний розподіл. Кількість елементів в табл. 3.5 залежить від точності (квантилю), яку необхідно отримати.

Таблиця 3.6

Перевірка правдоподібності гіпотез для ряду випадкових чисел з табл. 3.5

Номера інтервалів	1	2	3	4	5
$n_i$	9	8	9	7	7
$p_i$	0,2				
$n_i^2/p_i$	405	320	405	245	245
$(1/N) \sum_{i=1}^k (n_i^2/p_i) - N$	11,28571				

Квантиль $\chi^2$	0,976466
-------------------	----------

Після того, як послідовність пройшла тест на рівномірність множимо всі елементи з табл. 3.6 на  $10^3$ . Результати занесені в табл. 3.7.

Таблиця 3.7

Номера відмов в з генеральної сукупності №4

153	52	37	185	206	349	382	94	321	75
402	233	83	398	238	69	316	346	354	38
274	424	205	3	171	219	107	167	222	284
401	341	13	234	11	371	376	101	84	198

Кількість генерованих чисел дорівнює номерам відмов. В табл. 3.7 фіксуємо числа, які  $\leq x$ . У нашому прикладі кількість відмов рівно 5. Таких вибірок необхідно зробити сто і обчислити значення статистики  $\mathcal{J}$  для кожної вибірки.

За вказаним вище порядком було виконано імітацію статистики, що досліджується, для прийнятого ряду рівнів  $F$  і використання генеральних сукупностей №4, №5, №10 [21].

Результати досліджень, які були отримані після перевірки правдоподібності гіпотез були зведені в додатку табл. Д1–Д6.

DN – розподіл розрахований авторами [21] з використанням функції нормованого нормального розподілу. Але для спрощення розрахунку цієї функції складені таблиці DN – розподілу [20 табл. 5.4 і табл. А1 –А5]. Функція DN – розподілу, яка представлена в цих таблицях має розриви. Щоб заповнити ці розриви використовують метод лінійної інтерполяції.

Обчислимо значення критерію  $\chi^2$  для DN – розподілу використовуючи дані, які використовувалися при обчисленні значень табл. В1–В6, але тільки для  $F=0,1$ . При цьому DN – розподіл обчислимо з використанням таблиць DN – розподілу [20 табл. 5.4 і табл. А1 – А5] і зрівняємо отримані результати зі значеннями функції DN – розподілу, яка була обчислена з використанням функції нормованого нормального розподілу, обчислимо відносну помилку. Дані занесемо в таблиці додатку Е.1–Е.9.

Відносна помилка розраховувалася по формулі:

$$\delta = \frac{DN(\mathcal{G}_j, \tilde{\mu}, \tilde{\nu}) - DN(x, \tilde{\nu})}{DN(x, \tilde{\nu})},$$

де  $DN(x, \tilde{\nu}) - DN$  – розподіл, обчислене з використанням таблиць  $DN$  – розподілу;  
 $DN(\mathcal{G}_j, \tilde{\mu}, \tilde{\nu}) - DN$  – розподіл, обчислене з використанням функції нормованого нормального розподілу,  $x = \frac{\mathcal{G}_j}{\tilde{\mu}}$ .

В додатку, на рис. Ж1 – Ж12 наведено графіки щільності досліджуваних розподілів.

### **3.3. Етапи, принципи організаційно - технологічного проектування системи керування експлуатаційною надійністю комп'ютеризованих систем**

Теорія й практика побудови складних людино-машинних обчислювальних систем, показали ефективність застосування структурного підходу, що полягає у виявленні структури цільових і виробничих завдань, декомпозиції вихідних складних завдань на прості, по можливості типові завдання, а точніше функціональні модулі (типові завдання, програми й організаційні структури їх реалізації) і зворотного процесу - композиції (агрегування) необхідного завдання або функції з відомих (що мали місце в практичній виробничій діяльності (ВД)) або випробуваних на інформаційно-обчислювальних моделях типових функціональних модулів ВД.

Недостатньо високі темпи відповідного розвитку організаційних форм, методів і засобів керування ВД деякою мірою пояснюються відсутністю принципів і методів програмування складних виробничих завдань із урахуванням зрослої динаміки розвитку виробничих ситуацій і можливостей діалогової технології, що органічно вписується в систему ВД. Така методологія програмування складних виробничих завдань на базі сучасних діалогових інформаційно-обчислювальних засобів, мобільних організаційних форм керування й гнучкого соціально-економічного механізму взаємодії учасників ВД повинна забезпечити зниження

матеріальних втрат за рахунок безперервного комплексного аналізу виробничих ситуацій, визначення (постановки) відповідних виробничих завдань і їх безперервного програмування з метою досягнення максимальної ефективності ВД.

Під програмуванням ВД розуміють взаємозалежний комплекс процесів послідовної й безперервної деталізації (специфікації) і реалізації моделі ВД. На рис.3.12 дані етапи життєвого циклу процесу програмування виробничих завдань.

Система програмування здійснює паралельно-послідовне узгодження процесів аналізу виробничих ситуацій, проектування необхідних результатів, формування програми й планів, керування реалізацією планів ВД. Програма - це комплекс операцій (процесів), що реалізують алгоритм розв'язку виробничих завдань (ВЗ), забезпечених виділеними ресурсами й виконавцями, що використовують наявні засоби виробництва й спрямованих на ефективну й надійну реалізацію необхідних результатів із заданими показниками якості.

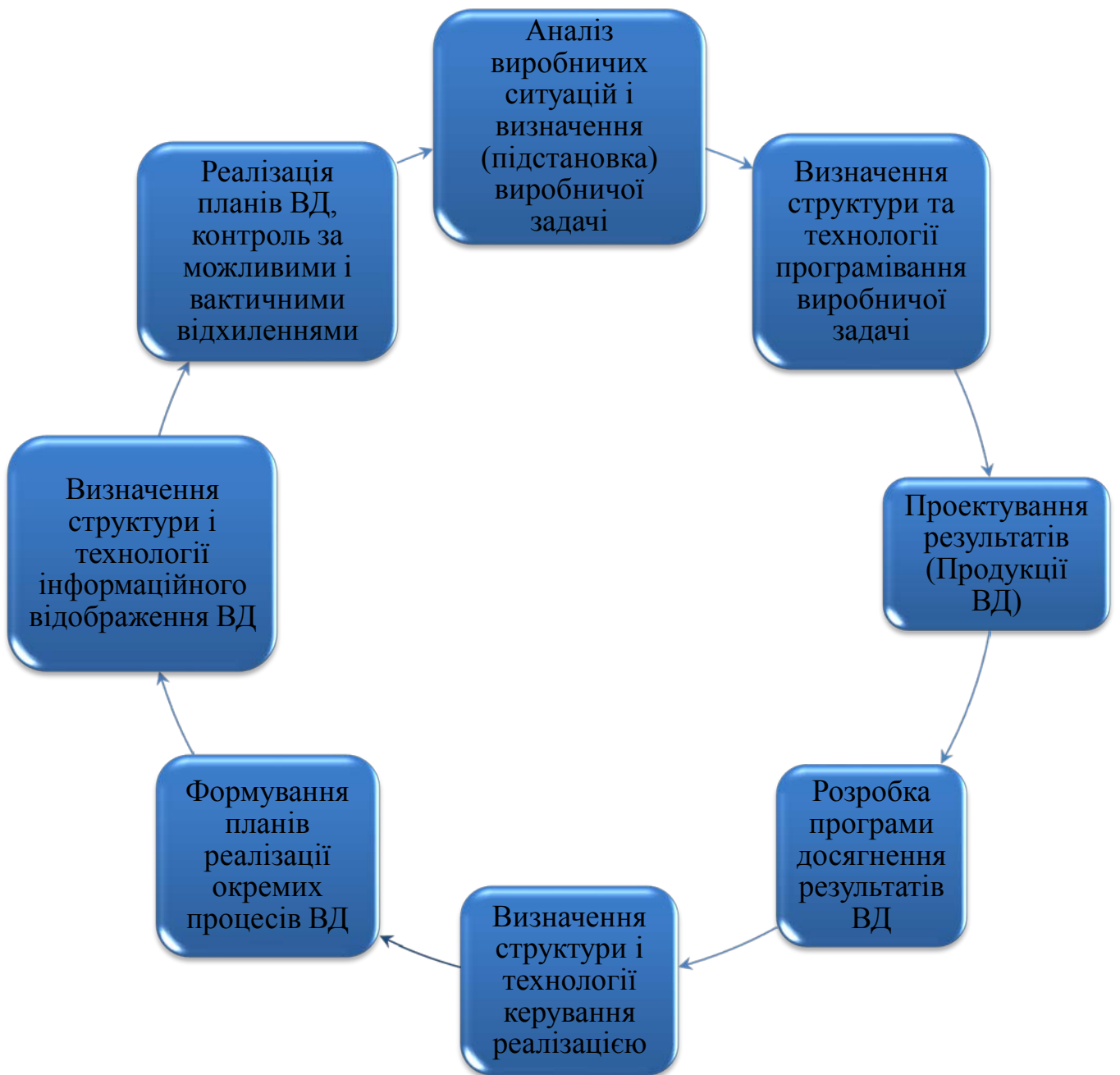


Рис 3.12. Етапи програмування виробничої діяльності

У процесі програмування ВД відбувається уточнення, деталізація всіх елементів і зв'язків, що становлять цілісність системи ВД, на кожному з етапів життєвого циклу виробничої ситуації систематично формуються специфікації відповідей на запитання «чому», «що і як», визначаються причини (мотиви), мети (стимули), позитивні й негативні ефекти розв'язку виробничого завдання, матеріальні й моральні втрати ПД.

### Висновки до розділу 3

1. Вперше обґрунтовано, що статистика відмов електронних компонентів та систем, яка використовувалась при дослідженнях, є не зсуненою спроможною й ефективною та може бути використана для оцінки ІБР електронних систем, що призвело до зниження похибок при імітації випробувань та обробці статистичних даних.
2. Вперше теоретично обґрунтовано, що оцінка параметрів імовірності безвідмовної роботи електронних систем за експериментальним даними, здійснюється за результатами перевірки правдоподібності гіпотез, що призводить до зниження похибки першого роду з врахуванням декількох розподілів і вибору найбільш адекватного до випадкової величини.
3. Набув подальшого розвитку комп'ютеризований метод випробувань радіоелектронних систем на засадах моделі процесу випробувань який базується на методі Монте–Карло, що відрізняється від відомих декомпозицією процесу імітації на такі кроки: імітація статистики відмов електронних систем; перевірка правдоподібності гіпотез; що дає можливість покращення його адаптації для імітації процесу проведення випробувань електронних систем та дає можливість підвищити точність визначення величини імовірності безвідмовної роботи, а використання ефекту фігур Ліссажу при здійсненні діагностики підвищує надійність виробу, що стоїть на випробуваннях.
4. Набув подальшого розвитку комп'ютеризований метод діагностування електронної апаратури на засадах моделі контрольно–вимірювальної апаратури із структурою і набором модулів, що забезпечують оперативне обчислення параметрів електронних систем та їх компонентів на основі ефекту фігур Ліссажу, який на відміну від існуючих методів, використовує апаратне та програмне забезпечення з інтелектуальним інтерфейсом, в якості віртуального приладу, що суттєво зменшує та спрощує діагностику електронних компонентів при виробництві комп'ютерних систем.
5. Набув подальшого розвитку метод планування випробувань на безвідмовність на основі DN – розподілу за рахунок припущення, що в будь–якому випадку

статистика відмов системи, яка містить електронні компоненти має DN-розподіл, що значно спрощує планування випробувань.

### Список використаних джерел до розділу 3

1. Yehorov S. Radio Electronic System Elements Diagnostics by Means of Lissajous Curves with the Extended Database / S. Yehorov // *Recent Advances in Systems, Control and Information Technology. Proceedings of the International Conference SCIT 2016, May 20–21, 2016, Warsaw, Poland – Springer International Publishing AG, 2017. – V. 543. – P. 546 – 555. Indexed in databases: Scopus, Google Scholar.*
2. Yehorov S. The use of Lissajous figures and statistical methods to diagnose the components of radio electronic systems. / S. Yehorov // *SCIT2016 – Warsaw: 2016 – P.62. Indexed in databases: Google Scholar.*
3. Egorov S.V. Research of the method for determining the reliability and diagnosis of computer-aided technical systems / S.V. Egorov, T.Yu. Shkvarnytska, // *The seventh world congress "aviation in the xxi-st century" "Safety in Aviation and Space Technologies". – Kyiv: 2016. – P. 1.12.14–1.12.18.*
4. Єгоров С.В. Дослідження метода визначення безвідмовності технічних систем з використанням моделювання випробувань / С.В. Єгоров, Т.Ю.Шкварницька// *Технологічний аудит та резерви виробництва. – 2016. – №2/2(28). – С. 25–29. DOI: 10.15587/2312-8372.2016.66481 Індексуються в базах: Index Copernicus, Ulrich's Periodicals Directory, DRIVER, Bielefeld Academic Search Engine (BASE), Російський індекс научного цитування (РИНЦ), ResearchBib, Directory of Open Access Journals (DOAJ), WorldCat, EBSCO, CrossRef.*
5. Квасніков В.П. Якісні характеристики оцінної функції, що використовується для оцінки безвідмовності технічних систем / В.П. Квасніков, С.В. Єгоров, // *Вісник Інженерної академії України. – 2015. – випуск 3. – С. 116–119.*
6. Єгоров, С.В. Метод визначення безвідмовності технічних систем у випадку гаусовського розподілу / С.В.Єгоров, Т.Ю. Шкварницька // *Вісник Інженерної*

академії України. – 2015. – випуск 4 – С. 213–219. Індукується в базах: *Google Scholar*.

7. Єгоров С.В. Дослідження властивостей статистики, використовуваної для оцінювання безвідмовності / С.В. Єгоров // Вісник Національного авіаційного університету. – 2007. – № 3 – 4. – С. 33–35. Індукується в базах: *Google Sholarr*.

8. Єгоров С.В. Исследование параметров функций распределений, которые используются для оценки вероятности безотказной работы / С.В. Єгоров // Труды II междунар. науч.–практ. конф. «Информационные и телекоммуникационные технологии: образование, наука, практика». – 2015. – Т.1. – С. 171–174.

9. Єгоров С.В. Якісні характеристики оцінної функції, що використовується для оцінки безвідмовності технічних систем / С.В. Єгоров, В.П. Квасніков// Вісник Інженерної академії України. – 2015. – випуск 3 – С. 116–119. Індукується в базах: *Google Scholar*.

10. Єгоров С. В. Математичне моделювання випробувань на надійність радіоелектронних систем / С.В.Єгоров // ПРТК–2017. Інтегровані інтелектуальні робототехнічні комплекси десяти між нар. наук.–практ. конф. 16–17 травня 2017 р., Київ. — 49 с.

11. Єгоров С.В. Дослідження статистичних рядів, які складаються з випадкових чисел / С.В. Єгоров //Вісник Національного авіаційного університету. – 2010. – № 4. – С. 89–93. Індукується в базах: *Google Sholar*.

12. Яворский Б.М. Справочник по физике для инженеров и студентов вузов / Б.М.Яворский, А.А. Детлаф. – М.: Изд-во Наука, главная редакция физико–математической литературы. – 1968. – 940 с.

13. Вентцель Е.С. Теория вероятностей и её инженерные приложения: [учеб.] / Е.С.Вентцель, Л.А. Овчаров. – М.: Высшая школа, 2000. – 480 с.

14. Надёжность техники. Методы оценки показателей надёжности по экспериментальным данным: ДСТУ 3004–95. – [Введ. 01.01.1996]. – К.: Держстандарт України, 1995. – 122 с.

15. Вентцель Е.С. Теория вероятностей : [учеб.] / Е.С. Вентцель. – М.: Изд-во Наука, 1969. – 564 с.

16. Надежность и эффективность в технике. Справочник в десяти томах. Математические методы в теории надежности и эффективности / [под ред. Гнеденко Б.В.]. – М.: Машиностроение, 1987. – Том 2. – 280 с.
17. Надежность и эффективность в технике. Справочник в десяти томах. / [под ред. Судакова Р.С., Тескина О. И.]. – М.: Машиностроение, 1989. – Т. 6. – 376 с.
18. Винарский М.С. Планирование эксперимента в технологических исследованиях / М.С. Винарский, М.В. Лурье. – К.: Техніка, 1975. – 163с.
19. Вентцель Е.С. Теория вероятностей и её инженерные приложения : [учеб.] / Е.С.Вентцель, Л.А. Овчаров. – М: Высшая школа, 2000. – 480 с.
20. Стрельников В.П. Оценка и прогнозирование надёжности электронных элементов и систем / В.П. Стрельников, А.В. Федухин. – К.: Логос, 2002. – 486 с.
21. Надійність техніки. Моделі відмов. Основні положення: ДСТУ 3433–96. – [введ. 01.01.1999]. – К.: Держстандарт України, 1998. – 43 с.

## РОЗДІЛ 4

### ПРИЙНЯТТЯ РІШЕНЬ ПРО ПРИДАТНІСТЬ ЕЛЕКТРОННОЇ АПАРАТУРИ

В цій главі розроблено метод прийняття рішень в умовах дії факторів стохастичної природи. Вона потребує імітації предметних галузей (аналітичне, імітаційне, інфологічне, об'єктно орієнтоване тощо) на підґрунті створення та застосування відповідних технологій.

Буде розроблено метод прийняття рішень в умовах, коли зібраних даних, у результаті досліду не достатньо.

Буде розроблено метод прийняття рішень в умовах стохастичної природи у випадку, коли проведення експериментів неможливо, так і з використанням експериментів.

Питаннями прийняття рішень в умовах обумовленої недостатнім знанням природи, займається спеціальна прикладна математична дисципліна, називана теорією статистичних рішень [1–4].

За результатами наукових досліджень, проведених у даному розділі, автором опубліковані роботи [5–15].

#### **4.1. Вибір оптимальної стратегії прийняття рішень**

Одним з основних понять ТПР (теорія прийняття рішень) є поняття операції. Під словом «операція» слід розуміти організовану діяльність у будь-якій області життя, об'єднану єдиним задумом, спрямовану до досягнення певної мети, що й має характер повторюваності, тобто багаторазовості [16]. Наведене визначення операції поєднує в собі визначення, наведені в [17,18]. У даному визначенні підкреслюються дві особливості операції: її цільова спрямованість і повторюваність. Це визначення виходить із факту існування загального й стійкого в цілому ряді явищ, що створюють операцію, тобто має на увазі можливість установлення закономірностей. Саме звідси виникає можливість проводити дослідження, що стосуються кількісних сторін операції, загальними науковими шляхами з використанням методів теорії

ймовірностей, статистики, математики й даних різних наук – фізики, хімії, біології, економіки й ін.

Перед особою, відповідальним за ухвалення рішення, стоїть задача, яку можна сформулювати в такий спосіб: при заданих значеннях і характеристиках фіксованих неконтрольованих факторів  $A_1, \dots, A_p, Y_1, \dots, Y_q$  з урахуванням невизначених факторів  $Z_1, \dots, Z_r$  знайти оптимальні значення  $\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_l$  управлінь  $X_1, \dots, X_l$  з областей  $\Omega_{x_1}, \dots, \Omega_{x_l}$  їх припустимих значень, які по можливості обертали б у максимум (мінімум) критерій оптимальності  $F$ . Дане формулювання, з деякими змінами, запозичено з [19].

Наведене загальне формулювання задачі ухвалення рішення не є строго математичним, про що свідчить застереження «по можливості». Ця не строгість обумовлена, насамперед наявністю неконтрольованих невизначених, а також стохастичних факторів.

Однокритеріальні статичні ЗПР (задача прийняття рішень) в умовах ризику вирішуються з використанням методів теорії імовірностей і математичного програмування (МП). При імітації задач цього класу знаходить широке застосування метод статистичних випробувань (інша назва – метод Монте–Карло) [5,7,8].

Найменш дослідженим класом ЗПР є багатокритеріальні ЗПР [19], хоча саме вони повинні мати найбільше застосування в технічних дослідженнях. Дійсно, практично будь–яке технічне дослідження настільки складне, що при його вивченні й формалізації у вигляді деякої операції буває дуже важко, а часом і неможливо, обмежитися однією метою операції й, відповідно, одним критерієм оптимальності. Найбільші успіхи досягнуті тут у відношенні статичних детермінованих задач. Велике місце багатокритеріальні ЗПР займають у системному аналізі, цієї сучасній прикладній дисципліні, предметом вивчення якої є складні технічні й організаційно–економічні системи.

При визначенні можливих методів розв'язку будь–який ЗПР слід виходити з аналізу математичної моделі задачі. Як видно з розгляду математичної моделі [16] загальної постановки однокритеріальної статичної детермінованої ЗПР, вона

повністю збігається із загальною постановкою задачі математичного програмування (МП). Тому весь багатий арсенал методів, розроблених для розв'язку задач МП, може й повинен бути використаний для розв'язку ЗПР розглянутого класу.

Перелічимо основні типи спеціальних некласичних задач МП:

1. Задачі лінійного програмування (ЛП) [19–21];
2. Задачі квадратичного програмування [16, 22];
3. Задачі опуклого програмування [22–23];
4. Задачі із сепарабельними критеріальними функціями й лінійними обмеженнями [22–24];
5. Задачі геометричного програмування [25];
6. Задачі дискретного програмування.

Для розв'язку неспеціальних задач МП (математичне програмування) у цей час застосовуються всілякі прямі методи пошуку екстремуму, які можуть бути як детермінованими, так і випадковими [26–28].

Звернемося до постановки задачі ухвалення рішення в умовах невизначеності, обумовленої незнанням «природи». Нехай має місце якась операція, у якій активно діюча сторона І (ми) може реалізувати одну з  $m$  можливих стратегій:  $x_1, x_2, \dots, x_m$ . Операція повинна протікати в умовах недостатньо відомої нам обстановки – природи, щодо стану якої можна зробити  $n$  припущень. Можливі стани природи  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$  будемо розглядати як стратегії природи. Наш виграш  $a_{ij}$  (програш природи) при кожній парі стратегій  $(x_i, \Pi_j)$  відомий і заданий у вигляді матриці виграшів  $\mathbf{A} = |a_{ij}|$  (табл. 4.1).

Таблиця 4.1

Матриця виграшів

$x_i \backslash \Pi_j$	$\Pi_1$	$\Pi_2$	.....	$\Pi_n$
1	2	3	4	5
$x_1$	$a_{11}$	$a_{12}$	.....	$a_{1n}$
$x_2$	$a_{21}$		.....	
.....	.....	.....	.....	.....

Продовження таблиці 4.1

1	2	3	4	5
$x_m$	$a_{m1}$		.....	
$q_j$	$q_1$	$q_2$	.....	$q_n$

Крім матриці виграшів дослідник може володіти якоюсь апріорною інформацією про ймовірності можливих станів природи, заданої у вигляді вектора  $Q=(q_j)$ ,  $j \in \overline{1, n}$ , де  $q_j$  – імовірність стану  $P_j$ . Ці ймовірності можуть бути відомі дослідникові з різною точністю залежно від ступеня вивченості ситуації. В окремих випадках дослідник може також мати у своєму розпорядженні можливість проводити спеціальні експерименти з метою уточнення імовірностей можливих станів природи.

Завдання полягає в тому, щоб у розглянутій ситуації вибрати таку стратегію сторони, що оперує, яка є оптимальною, тобто найбільш кращою (найбільш вигідною).

З першого погляду може здатися, що поставлена задача простіше задачі прийняття рішення в умовах невизначеності, обумовленої протидією супротивника. Дійсно, особі, що ухвалює рішення у грі із природою, легше в тому відношенні, що він, швидше за все, виграє більше, чим у грі проти свідомого супротивника; однак йому важче прийняти обґрунтоване рішення. Справа в тому, що в конфліктній антагоністичній ситуації припущення про діаметральну протилежність інтересів супротивника нашим інтересам у деякому сенсі як би розкриває невизначеність. Саме на цьому припущенні засновані всі підходи, застосовувані при визначенні оптимальної стратегії в умовах стратегічних невизначеностей. У грі із природою такого припущення зробити не можна, тому невизначеність проявляється тут у набагато більш сильному ступені. Це суттєво ускладнює обґрунтування й формулювання принципів оптимальності в ЗІП (задача прийняття рішень) в умовах природних невизначеностей [16].

У теорії статистичних рішень розроблений ряд принципів оптимальності та підходів до прийняття рішень в умовах природних невизначеностей. Перш ніж звернутися до їхнього розгляду, зупинимося на питанні попереднього аналізу інформації, пов'язаної з розв'язуваною задачею, що й міститься в матриці виграшів.

Як і в стратегічних іграх, перш ніж приступати до розв'язку гри із природою, доцільно постаратися спростити її, зменшивши її розмірність за рахунок відкидання дублюючих і явно не вигідних стратегій [16]. Відмінність тут полягає в тому, що відкидати явно не вигідні стратегії слід тільки за статистика. За природу цього робити не слід, тому що природа не вибирає свої стратегії (тобто стану), тим більше так, щоб якнайбільше нам нашкодити. Після попереднього аналізу матриці у багатьох випадках буває доцільно перейти від матриці виграшів до так званої матриці ризиків, оскільки матриця виграшів може вносити деякі викривлення в наші уявлення про відносну вигідність тієї або іншої стратегії.

Пояснимо сказане й дамо визначення знову введеному поняттю «ризик». Припустимо, що виграш при стратегії  $x_i$  і стані природи  $\Pi_j$  більше, чим при  $x_k$  і  $\Pi_l$ , тобто  $a_{ij} > a_{kl}$ . Але перший виграш може бути більше другого не тому, що стратегія  $x_i$  більш вдала, чим  $x_k$ , а тому, що стан природи  $\Pi_j$  більш вигідний для нас, чим  $\Pi_l$ . Наприклад, для тривалості життя електронної системи стан природи «відсутність стихійних лих» завжди більш вигідний, ніж стан «повінь», «посуха», «землетрус» і т.д.

З метою ліквідації подібних викривлень у теорії статистичних рішень прийнято важливе поняття ризику. Ризиком  $r_{ij}$  гравця при користуванні стратегією  $x_i$  в умовах  $\Pi_j$  називається різниця між максимальним виграшом, який він міг би одержати, якби вірогідно знав, що має місце стан  $\Pi_j$ , і виграшом при використанні стратегії  $x_i$  в умовах  $\Pi_j$ . Ризик визначається виразом [16]

$$r_{ij} = \beta_j - a_{ij},$$

де  $\beta_j$  — максимально можливий виграш гравця при стані природи  $\Pi_j$ , тобто

$$\beta_j = \max_{1 \leq i \leq m} a_{ij}.$$

Величина  $\beta_j$  слугує як би деяким мірилом сприятливості для гравця  $j$ -го стану природи.

З визначення випливає, що

$$r_{ij} \geq 0.$$

Матриця ризиків найчастіше дає більш наочну картину невизначеної ситуації, чим матриця виграшів.

Звернемося до розгляду підходів до прийняття рішень в умовах невизначеності стохастичної природи й застосовуваних при цьому критеріїв оптимальності. Підходи до прийняття рішень тут суттєво залежать від можливості або неможливості проводити експерименти з метою знизити ступінь невизначеності.

#### 4.2. Прийняття рішень про придатність електронної апаратури

Розглянемо два випадки, пов'язані з різним ступенем невизначеності відносно ймовірностей можливих станів природи:

1) Є деяка апіорна інформація про ймовірності можливих станів природи, тобто відомі апіорні ймовірності можливих станів природи, задані у вигляді вектора  $Q=(q_j)$ ,  $j \in \overline{1, n}$  ;

2) Апіорна інформація відсутня, але є деякі підстави для висування ряду гіпотез щодо імовірностей можливих станів природи;

Перший з перерахованих випадків є найбільш простим. У формально-математичному плані він нічим не відрізняється від стохастичної ЗПР. Однак у концептуальному плані ці задачі принципово різні. Стохастична ЗПР кваліфікується як задача, при розв'язку якої дослідник має достовірну інформацію про ймовірності можливих станів природи (ці ймовірності повністю відомі, невизначеність у їхньому знанні відсутня). Ці випадки розглянуті в роботах [5-8] У розглянутому ж випадку є лише деяка апіорна, недостовірною інформація про ймовірності можливих станів природи; невизначеність зв'язана саме із цією невірогідністю інформації.

Оскільки дослідник не має у своєму розпорядженні можливість провести експерименти, щоб одержати додаткову інформацію про ймовірності можливих

станів природи, то йому не залишається нічого іншого, як застосувати ті ж прийоми, що й при розв'язку стохастичної ЗПР, і, зокрема, прийняття оптимізації в середньому.

Дотримуючись концепції оптимізації в середньому, статистик повинен у якості своєї оптимальної стратегії  $\bar{x}$  прийняти таку, яка максимізує його середній виграш, тобто таку, яка задовольняє умові [16]

$$\bar{a}_{cp} = \max_{1 \leq i \leq m} a_i^{cp} = \max_{1 \leq i \leq m} \left[ \sum_{j=1}^n a_{ij} q_j \right],$$

де  $a_{cp} = \sum_{j=1}^n a_{ij} q_j$  – середній виграш статистика для стратегії  $x_i$ ,  $\bar{a}_{cp}$  – максимальний середній виграш статистика.

Описаний підхід до визначення оптимальної стратегії статистика в теорії статистичних рішень називається байесовим принципом, а відповідна оптимальна стратегія – байесовою стратегією або байесовою дією.

При виборі оптимальної стратегії можна виходити не тільки із середнього виграшу  $a_i^{cp}$ , але й із середнього ризику  $r_i^{cp}$  [16]:

$$r_i^{cp} = \sum_{j=1}^n r_{ij} q_j,$$

який бажано мінімізувати.

У теорії статистичних рішень показано, що стратегія, яка максимізує середній виграш  $a_c^p$ , збігається зі стратегією, що мінімізує середній ризик  $r_i^{cp}$ , тобто стратегія, оптимальна в розумінні максимуму середнього виграшу, є одночасно оптимальною в розумінні мінімуму середнього ризику.

Слід відзначити, що при розв'язку гри із природою, коли відомі апіорні ймовірності  $q_1, q_2, \dots, q_n$  станів природи  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$ , нема сенсу користуватися змішаними стратегіями.

На відміну від стратегічних ігор (з активним супротивником) застосування змішаних стратегій у статистичних іграх не може збільшити середнього виграшу статистика.

Доведемо цей важливий принцип. Припустимо, що статистик буде застосовувати змішану стратегію  $p=(p_1, p_2, \dots, p_n)$ . Тоді його середній виграш  $a_p^{cp}$ , осереднений і по станах природи, і по його стратегіях, буде рівний [16]

$$a_p^{cp} = p_1 a_1^{cp} + p_2 a_2^{cp} + \dots + p_m a_m^{cp} = \sum_{i=1}^m p_i a_i^{cp} = \sum_{i=1}^m p_i \sum_{j=1}^n a_{ij} q_j.$$

Очевидно, що будь-яке середнє не може перевершувати максимальної з величин, що усереднюються тобто  $a_p^{cp} \leq \max_{1 \leq i \leq m} a_i^{cp}$ .

Тому застосування статистиком будь-якої змішаної стратегії не може бути вигідніше, чим застосування оптимальної чистої стратегії  $\bar{x}$ , що максимізує середній виграш  $a_i^{cp}$ .

Звернемося до розгляду другого з перерахованих вище випадків. Цей випадок відповідає ситуації, коли статистик, що ухвалює рішення про вибір своєї стратегії, не має об'єктивну апріорну інформацію про ймовірності можливих станів природи. Однак на підставі свого досвіду він має деякі інтуїтивні уявлення про те, які зі станів природи є більш правдоподібними, а які - менш.

Щоб перевести ці суб'єктивні уявлення про ступінь правдоподібності того або іншого стану природи в кількісні оцінки, можна застосовувати різні технічні прийоми. Розглянемо два з них.

1. Ми не можемо віддати перевагу ні однієї гіпотези (стану природи), вони усі представляються нам рівноправними. Тоді природно призначити їхні ймовірності рівними один одному, тобто прийняти [16]

$$q_1 = q_2 = \dots = q_n = \frac{1}{n}.$$

Цей прийом відомий в теорії статистичних рішень як принцип недостатньої підстави Лапласа;

2. Ми маємо уявлення про те, які умови більш імовірні, а які – менш. При цьому ми можемо розташувати їх у порядку убутання їх правдоподібності, тобто вказати: усього правдоподібніше стан  $\Pi_1$ ; потім  $\Pi_2$  і т.д.; найменше правдоподібний стан  $\Pi_n$ . Однак наскільки одна з них більш імовірна, ніж інша, нам невідомо;

У цьому випадку імовірностям  $q_1, q_2, \dots, q_n$  станів  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$  може бути поставлений у відповідність деякий ряд убутних чисел. Наприклад, можна призначити імовірності станів природи пропорційними членам убутної арифметичної прогресії [16]

$$q_n = q_1 + d(n-1),$$

де  $d$  різниця арифметичної прогресії.

Звідки, враховуючи, що  $\sum_{j=1}^n q_j = 1$ , одержимо

$$q_j = \frac{2(n+1-j)}{n(n+1)}$$

Щоб знизити вплив суб'єктивізму при призначенні імовірностей можливих станів природи, статистик може вдатися до експертизи. Методи експертних опитувань знайшли широке розповсюдження в сучасній науці у всіх випадках, коли мова йде про оцінку невизначеної ситуації; вони описані в [16].

Звернемося до розгляду третього, найбільш важкого, випадку ухвалення рішення, коли в статистика відсутня як об'єктивна апріорна, так і експертна інформація про ймовірності можливих станів природи. Тут уся інформація про ситуацію, у якій доводиться діяти, міститься тільки в матриці виграшів  $\mathbf{A} = |a_{ij}|$ . У цьому випадку при прийнятті рішень доводиться виходити із прагнення забезпечити собі деякий гарантований результат.

У теорії статистичних рішень пропонується кілька критеріїв оптимальності вибору рішень. Розглянемо деякі з них.

**Максимінний критерій Вальда.** Згідно із цим критерієм, у якості оптимальної вибирається та стратегія гравця  $\bar{x}$ , при якій мінімальний виграш максимальний, тобто стратегія, що гарантує виграш, не менший, чим максимум [16]:

$$W = \max_{1 \leq i \leq m} \min_{1 \leq j \leq n} a_{ij}.$$

Даний критерій орієнтує особу, що ухвалює рішення, на найгірші умови й рекомендує вибирати ту стратегію, для якої в гірших умовах виграш максимальний. Користуючись цим критерієм в іграх із природою, ми як би ставимо замість цієї

безособової й незацікавленої інстанції активного й зловмисного супротивника. Очевидно, такий підхід може бути продиктований тільки крайнім песимізмом в оцінці обстановки – «завжди треба розраховувати на гірше». Критерій Вальда часто так і називають – критерій крайнього песимізму.

**Критерій мінімаксного ризику Севіджа.** Цей критерій рекомендує в умовах стохастичної невизначеності вибирати ту стратегію, при якій величина ризику приймає найменше значення в самій несприятливій ситуації, тобто таку, яка гарантує мінімум максимального ризику [16]:

$$W = \min_{1 \leq j \leq n} \max_{1 \leq i \leq m} r_{ij}.$$

Сутність цього критерію в тому, щоб будь-якими шляхами уникнути великого ризику при ухваленні рішення.

Критерій Севіджа, як і критерій Вальда, – це критерій крайнього песимізму, але тільки песимізм тут проявляється в іншому: гіршим вважається не мінімальний виграш, а максимальний ризик – максимальна втрата виграшу в порівнянні з тим, чого можна було б досягти в даних умовах.

**Критерій песимізму–оптимізму Гурвіца.** Цей критерій рекомендує при виборі рішення в умовах невизначеності не керуватися ні крайнім песимізмом (завжди розраховуй на гірше!), ні крайнім, легковажним оптимізмом (усе відбудеться щонайкраще!). Критерій Гурвіца рекомендує розраховувати на щось середнє. Цей критерій має вигляд [16]

$$H = \max_{1 \leq i \leq m} \left[ \alpha \min_{1 \leq j \leq n} a_{ij} + (1 - \alpha) \max_{1 \leq j \leq n} a_{ij} \right], \quad (4.1)$$

де  $\alpha$  – якийсь коефіцієнт, що обирається з інтервалу між 0 і 1.

Розглянемо структуру виразу (4.1). При  $\alpha = 1$  критерій Гурвіца перетворюється в критерій крайнього песимізму Вальда, при  $\alpha = 0$  – у критерій крайнього оптимізму, що рекомендує вибирати ту стратегію, при якій у найкращих умовах виграш максимальний. При  $0 < \alpha < 1$  виходить щось середнє між крайнім песимізмом і крайнім оптимізмом. Коефіцієнт  $\alpha$  являє собою як би міру песимізму особи, що ухвалює рішення. Вибір величини  $\alpha$  суб'єктивний. Він залежить від

темпераменту дослідника і його оцінки ситуації – чим небезпечніше ситуація, чим більше в ній хотілося б «підстрахуватися», тим ближче до 1 вибирається величина  $\alpha$ .

Зі сказаного відносно ЗПР в умовах стохастичної невизначеностей ясно, що вибір того або іншого підходу до ухвалення рішення або критерію оптимальності є суб'єктивним. Незважаючи на це, може виявитися корисним проаналізувати ситуацію з погляду декількох критеріїв оптимальності. Якщо рекомендації, що впливають із різних критеріїв, збігаються, тим краще: можна сміло вибирати рекомендоване ними рішення. Якщо ж, як це частіше буває, рекомендації суперечать один одному, корисно замислитися над цим і прийняти остаточне рішення з урахуванням його слабких і сильних сторін. У кожному разі аналіз матриці виграшів у грі із природою під кутом зору різних критеріїв буде корисний. Він дає краще уявлення про ситуацію, про достоїнства й недоліки кожного рішення.

Огляд статистичних ігор з експериментами. При розв'язку деяких ЗПР в умовах природних невизначеностей дослідник має у своєму розпорядженні можливість проводити різні експерименти, що дозволяють одержати додаткову інформацію, і тим самим знизити ступінь невизначеності відносно знання дійсного стану природи. Очевидно, якщо можливості дослідника в проведенні експериментів необмежені, то при проведенні досить великої кількості різноманітних експериментів дійсний стан природи може бути з'ясовано з як завгодно великим ступенем точності. Однак можливості в проведенні експериментів, звичайно, завжди обмежені, оскільки проведення експерименту обов'язково пов'язане з витратами часу й засобів. У подібних ситуаціях, природно, виникають питання: які й скільки експериментів доцільно проводити з метою зниження ступені невизначеності; у якому порядку потрібно проводити експерименти, тобто як спланувати процес проведення експериментів? Планування процесу проведення експериментів, що мають метою одержання додаткової інформації про дійсний стан природи, являє собою основний зміст теорії статистичних рішень. Відповідні ЗПР часто називають задачами прийняття статистичних рішень із проведенням експериментів або статистичними іграми з експериментами.

Звернемося до розгляду деяких основних понять теорії статистичних рішень, зв'язаних зі статистичними іграми з експериментами.

У теорії статистичних рішень оперують поняттями одиничного, або фіксованого, і неединичного, або нефіксованого, експерименту. Під одиничним розуміється такий експеримент, об'єм, і порядок проведення якого заздалегідь визначені й не можуть бути змінені в процесі його проведення. Поняття «одиничний експеримент» зовсім не припускає простоти експерименту: одиничний експеримент може бути як завгодно складним, являти собою комбінацію з декількох більш простих експериментів. Тут принципово важливо лише те, що статистик не в праві управляти програмою проведення експерименту, а може лише на підставі аналізу задачі робити висновок про доцільність цього проведення. Якщо буде ухвалене рішення про проведення експерименту, то він буде проведений у повному об'ємі [16].

Серед одиничних експериментів у теорії статистичних рішень розрізняють ідеальні й неідеальні експерименти.

Під ідеальним одиничним експериментом розуміється такий експеримент, який приводить до повної ліквідації невизначеності, тобто до зовсім точного знання того стану природи, який буде мати місце в операції в момент її реалізації. Очевидно, що такий експеримент являє собою ідеалізацію реального експерименту.

Під неідеальним одиничним експериментом розуміють реальний одиничний експеримент, який не приводить до точного з'ясування дійсного стану природи, а лише дає додаткові свідчення на користь тих або інших її станів. Відповідні ЗПР називають часто статистичними іграми з одиничним експериментом: ЗПР із одиничним ідеальним експериментом і ЗПР із одиничним неідеальним експериментом. Метод імітації такого експерименту наведений в [8-10].

У статистичних іграх з одиничним експериментом висновки про доцільність проведення експерименту й вибір оптимальної стратегії статистик повинен зробити заздалегідь, до проведення експерименту, на підставі тієї інформації про операцію й експерименту, якою він володіє до проведення експерименту, тобто на підставі апріорної інформації.

Для одиничного експерименту в теорії статистичних рішень часто застосовують і інше найменування – експеримент із заданим об'ємом вибірки. У цій назві знаходиться висвітлення той факт, що одиничний експеримент, як ми вже відзначали вище, необов'язково складається з одного єдиного випробування. Він може полягати й з послідовності випробувань, об'єм і порядок проведення яких визначені заздалегідь. Під об'ємом вибірки саме й розуміється число  $N$  послідовно проведених випробувань. У задачах з одиничним експериментом об'єм вибірки  $N$  заданий [5-7,11].

У ЗПР із одиничним експериментом експеримент, якщо ухвалене рішення про доцільність його проведення, проводиться в повному об'ємі. Однак для статистика відкритий і інший шлях. Замість проведення всіх випробувань він може після кожного послідовного випробування вирішувати, припинити подальші випробування й вибрати якусь стратегію із числа можливих стратегій на підставі вже наявної інформації або продовжувати випробування з метою збільшення обсягу інформації. Це розширює клас можливих стратегій статистика, тому що до вибору розв'язку із множини можливих стратегій додається ще вибір розв'язку про те, припинити або продовжувати експеримент. Подібні задачі теорії статистичних рішень називають статистичними іграми з послідовними експериментами (інші назви: ігри з нефіксованими експериментами або ігри з послідовною вибіркою).

Принципова відмінність ЗПР із послідовним експериментом від ЗПР із одиничним експериментом полягає в тому, що в них розв'язок ухвалюється не заздалегідь, до проведення експерименту, на підставі апріорної інформації, а в ході проведення експерименту, з використанням додаткової, апостеріорної, інформації, отриманої в результаті реалізованої частини експерименту. Використання апостеріорної інформації дає підстави статистику очікувати більших вигід від ухвалених рішень, чим у випадку використання тільки апріорної інформації.

Другою важливою відмінною рисою ЗПР із послідовним експериментом від ЗПР із одиничним експериментом є можливість пред'являти менш жорсткі вимоги до точності вихідної, апріорної, інформації. Це обумовлено тим, що в цих задачах апостеріорна інформація, отримана в результаті проведення кожного попереднього

експерименту, може розглядатися в якості апріорної інформації для наступних випробувань. У результаті проведення великої кількості послідовних випробувань апріорна інформація може бути уточнена, у принципі, як завгодно точно. Обмеженням у цьому процесі уточнення можуть стати лише зростаючі в міру проведення експериментів витрати ресурсів (тимчасових, матеріальних і т.п.) [16].

Серед ЗПР із послідовними експериментами в теорії статистичних рішень виділяють два класи задач: ЗПР із усіченим послідовним експериментом (інакше – з усіченою послідовною вибіркою) і ЗПР із необмеженим послідовним експериментом (з необмеженою послідовною вибіркою). У першому випадку задане граничне припустиме число послідовних експериментів, після проведення яких рішення про вибір стратегії повинне бути обов'язково прийняте, якщо його не вдалося прийняти в ході проведення експерименту [11-13]. У другому випадку таке обмеження числа експериментів (усікання вибірки) відсутнє.

Більшість із застосовуваних у теорії статистичних розв'язків принципів оптимальності описано в [16]. У теорії статистичних ігор з експериментами найбільше застосування знаходить байесовий підхід до прийняття рішень. Байесова оптимальна стратегія є оптимальною «у середньому»: її застосування гарантує при багаторазовому повторенні операції в подібних умовах одержання максимального «у середньому» виграшу.

Далі в даному розділі розглядаються найпростіші із задач прийняття статистичних розв'язків з використанням експериментів – статистичні ігри з одиничним (ідеальним і неідеальним) експериментом. Виклад цих задач багато в чому впливає з [2] і [3]. Розгляду теорії статистичних розв'язків присвячені також [1], [4].

**Статистичні ігри з одиничним ідеальним експериментом.** Звернемося до загальної постановки задачі. Нехай потрібно провести деяку операцію в недостатньо з'ясованих умовах її протікання або з використанням об'єктів, властивості яких недостатньо вивчені. сторона, що оперує, – «статистик» – має у своєму розпорядженні можливість вибору з  $m$  стратегій  $x_1, x_2, \dots, x_m$ . Щодо невизначених факторів – станів природи – можна зробити  $n$  припущень:  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$ . Імовірності

можливих станів природи апіорі оцінюються як  $q_1, q_2, \dots, q_n$  де  $\sum_{j=1}^n q_j = 1$  утворюючих  $n$ -мірний вектор  $Q=(q_j)$  апіорних ймовірностей станів природи. Вектор апіорних ймовірностей станів природи відомий. Відома також матриця виграшів  $A=|a_{ij}|$  розміру  $m \cdot n$ , де  $a_{ij}$  – виграш сторони, що оперує, у випадку реалізації нею  $i$ -ї стратегії в умовах  $j$ -го стану природи  $\Pi_j$ .

Для зниження ступеня невизначеності щодо дійсного стану природи статистик може провести одиничний ідеальний експеримент, що приводить до повного з'ясування дійсного стану природи. Вартість проведення експерименту відома й рівна  $C$  (у тих же одиницях, що й виграш  $a_{ij}$ ). Імітація такого експерименту була проведена [7-10].

Потрібно визначити, чи доцільно проведення даного експерименту і яка стратегія є оптимальною у випадку проведення експерименту й при відмові від нього.

Щоб зробити висновок про доцільність або недоцільність проведення експерименту, зрівняємо наш максимально можливий середній виграш без проведення експерименту із середнім виграшом, який можна одержати після проведення експерименту.

Середній виграш  $a_i^{cp}$ , що відповідає стратегії  $x_i$  визначається по формулі для математичного сподівання [16]

$$a_i^{cp} = a^{cp}(x_i) = q_1 a_{i1} + q_2 a_{i2} + \dots + q_n a_{in} = \sum_{j=1}^n q_j a_{ij} . \quad (4.2)$$

У якості оптимального розв'язку без проведення експерименту, виходячи з байесовського принципу оптимальності, слід вибрати ту стратегію  $\bar{x}_t$  із числа можливих стратегій, для якої досягається максимальний середній виграш  $\bar{a}^{cp}$ , ТОБТО ту, яка максимізує вираз (4.2).

Максимальний середній виграш  $\bar{a}^{cp}$  і номер  $t$  оптимальної стратегії  $\bar{x}_t$  визначається з умови

$$\bar{a}^{cp} - a^{cp}(\bar{x}_t) = \max_{1 \leq i \leq m} a_i^{cp} = \max_{1 \leq i \leq m} \sum_{j=1}^n q_j a_{ij}. \quad (4.3)$$

Максимальний середній виграш  $\bar{a}^{cp}$  і є той виграш, на який ми можемо орієнтуватися при виборі оптимальної стратегії в розглянутій операції, якщо експеримент не проводиться.

Тепер припустимо, що ми зробили експеримент і з'ясували, який зі станів  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$  є дійсним станом природи. Якщо їм виявився стан  $\Pi_j$ , мабуть, ми повинні застосувати ту стратегію, для якої в стані  $\Pi_j$  виграш максимальний, тобто для якої досягається виграш  $\beta_j$ , рівний

$$\beta_j = \max_{1 \leq i \leq m} a_{ij}. \quad (4.4)$$

Виграш  $\beta_j$  (4.4) буде мати місце, якщо експеримент буде проведений. Однак ми повинні заздалегідь, до проведення експерименту, вирішити, чи доцільно проводити експеримент. Нам не відомо, який зі станів природи має місце насправді і який буде наш дійсний виграш після проведення експерименту.

Щоб оцінити можливий виграш після проведення експерименту, усереднімо виграш із значіннями, рівними апріорним ймовірностям  $q_j$  станів природи:

$$\beta_{cp} = q_1 \beta_1 + q_2 \beta_2 + \dots + q_n \beta_n = \sum_{j=1}^n q_j \beta_j.$$

З урахуванням вартості  $C$  експерименту наш середній виграш із застосуванням ідеального експерименту рівний

$$\beta_{cp}^{екс} = \beta_{cp} - C = \sum_{j=1}^n q_j \beta_j - C. \quad (4.5)$$

Правило, що визначає доцільність проведення експерименту, можна сформулювати в такий спосіб: якщо виграш  $\beta_{cp}^{екс}$ , обумовлений (4.5), перевищує виграш  $\bar{a}^{cp}$  без експерименту, обумовлений (4.3), то експеримент проводити доцільно. З урахуванням (4.3), (4.4) і (4.5) це правило можна сформулювати в такий спосіб: проведення експерименту доцільно, якщо справедлива умова

$$\max_{1 \leq i \leq m} \sum_{j=1}^n q_j a_{ij} < \sum_{j=1}^n q_j \beta_j - C. \quad (4.6)$$

Враховуючи, що  $-\max_i f_i = \min_i (-f_i)$ , перетворимо вираз (4.6) до виду

$$C < -\max_{1 \leq i \leq m} \sum_{j=1}^n q_j a_{ij} + \sum_{j=1}^n q_j \beta_j = \min_{1 \leq i \leq m} \left[ \sum_{j=1}^n q_j (\beta_j - a_{ij}) \right]. \quad (4.7)$$

Але величина  $\beta_j - a_{ij}$  є, по визначенню, ризик  $r_{ij}$ , а сума у виразі (4.7) під знаком мінімуму являє собою середній ризик  $r_i^{cp}$ , що відповідає стратегії  $x_i$ , тому що

$$z_i^{cp} = \sum_{j=1}^n q_j (\beta_j - a_{ij}) = \sum_{j=1}^n q_j r_{ij}.$$

Мінімальний середній ризик  $\bar{r}_i^{cp}$  рівний

$$\bar{r}^{cp} = \min_{1 \leq i \leq m} r_i^{cp} = \min_{1 \leq i \leq m} \left[ \sum_{j=1}^n q_j (\beta_j - a_{ij}) \right].$$

тобто дорівнює правій частини виразу (4.7).

Тому правило про доцільність проведення експерименту набуває наступного вигляду: експеримент проводити доцільно, якщо витрати  $C$  на його здійснення менше мінімального середнього ризику:

$$C < \bar{r}^{cp}.$$

Після проведення експерименту й з'ясування дійсного стану природи як оптимальної стратегії слід вибирати ту стратегію, яка максимізує виграш при знайденому дійсному стані природи.

А якщо ні, то, якщо вартість експерименту перевищує мінімальний середній ризик, слід утриматися від експерименту й у якості оптимальної стратегії взяти ту стратегію, для якої досягається максимальний середній виграш  $\bar{a}^{cp}$  (або мінімальний середній ризик  $\bar{r}^{cp}$ ).

**Статистичні ігри з одиничним неідеальним експериментом.** Розглянемо досить загальний випадок, коли результат одиничного експерименту випадковий і полягає в появі одного з  $k$  несумісних подій  $S_1, S_2, \dots, S_k$  утворюючих повну систему подій. Окремі результати експерименту пов'язані зі станами природи  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$ . Цей зв'язок проявляється в тому, що для кожного можливого стану природи є певна ймовірність появи того або іншого результату експерименту.

Позначимо умовну ймовірність появи результату експерименту в умовах стану природи  $\Pi_j$  через  $w_{ij}$  тобто

$$w_{ij} = P(S_l / \Pi_j), l \in \overline{1, k}; j \in \overline{1, n},$$

де символом  $P$  позначена ймовірність.

Оскільки результати  $S_1, S_2, \dots, S_k$  експерименту утворюють повну систему подій, справедлива рівність

$$\sum_{j=1}^k w_{ij} = 1 \text{ для } j \in \overline{1, n}.$$

У задачі передбачається, що матриця  $\mathbf{W} = |w_{ij}|$  розміру  $k \cdot n$  умовних імовірностей результатів експерименту повністю відома дослідникові.

Повний об'єм вихідної інформації в розглянутій ЗПР складається з наступних даних:

1) Множина можливих стратегій статистика  $X = \{x_1, x_2, \dots, x_m\}$  і множина можливих станів «природи»  $\Pi = \{\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n\}$ .

2) Матриця розміру  $m \cdot n$  вирашів статистика  $\mathbf{A} = |a_{ij}|$ .

3)  $n$  – мірний вектор апіорних ймовірностей станів природи  $Q = (q_i)$ .

4) Множина  $S = \{S_1, S_2, \dots, S_m\}$  можливих результатів одиничного експерименту.

5) Матриця розміру  $k \cdot n$  умовних ймовірностей результатів експерименту  $\mathbf{W} = |w_{ij}|; l \in \overline{1, k}; j \in \overline{1, n}$ .

6) Вартість  $C$  проведення експерименту (вимірюється в тих же одиницях, що й вираш статистика).

В описаній ситуації виникає два питання: 1) чи доцільно (з міркувань зростання вирашу статистика) проведення експерименту? 2) якщо проведення експерименту доцільно, то яка зі стратегій повинна бути обрана в якості оптимальної у випадку того або іншого результату експерименту? Відповіді на ці питання являють собою розв'язок ЗПР із одиничним неідеальним експериментом.

Звернемося до розгляду послідовності міркувань, що ведуть до розв'язку поставленої задачі. Припустимо, що після реалізації експерименту з'явився

результат  $S_l$ . Знаючи це, ми можемо уточнити ймовірності можливих станів природи, тобто визначити апостеріорні ймовірності  $v_{1l}, v_{2l}, \dots, v_{nl}$  станів природи  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$ . Апостеріорні ймовірності є умовними ймовірностями станів  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$  за умови, що експеримент дав результат  $S_l$ . Шукані апостеріорні ймовірності можна підрахувати по відомій у теорії ймовірностей формулі Байєса:

$$v_{jl} = P(\Pi_j/S_l) = \frac{q_j w_{jl}}{\sum_{j=1}^n q_j w_{jl}} \text{ для } j \in \overline{1, m}. \quad (4.8)$$

Після того як будуть визначені уточнені в результаті експерименту (апостеріорні) імовірності  $v_{1l}, v_{2l}, \dots, v_{nl}$  станів природи  $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_n$ , для кожної стратегії  $x_i$   $i \in \overline{1, m}$  можна визначити середній виграш  $a_{il}^{cp}$  по формулі математичного сподівання:

$$a_{il}^{cp} = \sum a_{ij} v_{jl}, i \in \overline{1, m}. \quad (4.9)$$

Величина  $a_{il}^{cp}$  має сенс умовного середнього виграшу статистика від стратегії  $x_i$  за умови, що експеримент дав результат  $S_l$ .

Підрахувавши середні умовні виграші  $a_{il}^{cp}$  для всіх стратегій статистика  $x_1, x_2, \dots, x_m$ , можна визначити оптимальну стратегію  $x_{tl}$ , що максимізує значення умовного середнього виграшу  $a_{il}^{cp}$ . Стратегія  $a_{il}^{cp}$  є умовно-оптимальної, тобто оптимальної за умови, що експеримент дав результат  $S_l$ . Для позначення умовно – оптимальної стратегії використано два індекси: перший індекс  $t$  указує номер оптимальної стратегії із множини можливих стратегій  $x_1, x_2, \dots, x_m$ , а другий індекс  $l$  указує, при якому результаті експерименту із множини результатів  $S_1, S_2, \dots, S_k$  ця стратегія оптимальна.

Номер  $t$  умовно-оптимальної стратегії  $\bar{x}_{tl}$  знаходиться з умови

$$\bar{a}_l^{cp} = a_{tl}^{cp} = \max_{1 \leq i \leq m} a_{il}^{cp} = \max_{1 \leq i \leq m} \sum_{j=1}^n a_{ij} v_{jl} \quad (4.10)$$

де  $\bar{a}_l^{cp}$  – умовно-максимальний середній виграш (за умови, що експеримент дав результат  $S_l$ ).

Описані розрахунки по формулах (4.8), (4.9), (4.10) належать тільки до одного результату експерименту – результату  $S_l$ . Вони дозволяють визначити умовно–оптимальну стратегію  $\bar{x}_l$  й відповідний їй умовно–максимальний середній виграш  $\bar{a}_l^{cp}$  у припущенні, що експеримент мав результат  $S_l$ .

Враховуючи, що проведення експерименту пов'язане з витратами засобів у кількості  $C$ , статистик повинен провести подібні розрахунки заздалегідь, до проведення експерименту, і не для одного результату експерименту, а для всіх можливих результатів  $S_1, S_2, \dots, S_k$ , оскільки результати експерименту випадкові. У результаті цих розрахунків повинні бути визначені умовно–максимальні середні виграші  $\bar{a}_l^{cp}$  й відповідні їм умовно–оптимальні стратегії  $\bar{x}_l$  для всіх можливих результатів експерименту, тобто для  $l \in \overline{1, k}$ .

Умовно–максимальний середній виграш  $\bar{a}_l^{cp}$  є випадковою величиною. Імовірність появи його різних значень збігається з ймовірностями появи результатів експерименту  $S_1, S_2, \dots, S_k$ . Позначимо ймовірність появи результату через  $S_l$ . Вона може бути визначена по формулі повної ймовірності, якщо відомі умовна ймовірність  $w_{lj}$  появи результату при стані природи  $P_j$  і апіорна ймовірність  $q_j$ , стану природи  $P_j$ :

$$h_l = P(S_l) = \sum q_j w_{lj}, \quad l \in \overline{1, k}.$$

Позначимо через  $\bar{a}_{екс}^{cp}$  середнє значення максимального виграшу, яке може бути отримане за умови проведення експерименту. Величина цього виграшу може бути отримана по формулі математичного сподівання:

$$\bar{a}_{екс}^{cp} = \sum a_l^{cp} h_l.$$

Щоб розв'язати питання про доцільність проведення експерименту, необхідно зрівняти виграш  $\bar{a}_{екс}^{cp}$  із тим максимальним середнім виграшом  $\bar{a}^{cp}$ , який може бути отриманий без проведення експерименту. Як було показано вище, величина  $a^{cp}$  визначається по формулі

$$\bar{a}^{cp} = \max_{1 \leq i \leq m} a_i^{cp} = \max_{1 \leq i \leq m} \left[ \sum q_j a_{ij} \right].$$

Очевидно, що проведення експерименту можна вважати за доцільне, якщо збільшення середнього виграшу за рахунок його проведення перевищує вартість експерименту. Іншими словами, проведення експерименту доцільно, якщо виконується умова

$$\bar{a}_{екс}^{cp} - \bar{a}^{cp} > C.$$

Після того як питання про доцільність проведення експерименту буде вирішено позитивно, дослідник повинен сформулювати для керівника операції правило, що визначає, яку стратегію  $x_i \in X$  слід почати при кожному з можливих результатів  $S_l \in S$  експерименту. Це правило в теорії статистичних рішень називають вирішальним правилом. Позначимо вирішальне правило символом  $d$ . Вирішальне правило  $d$  також часто називають вирішальною функцією й позначають у вигляді  $d(S_l) = x_i$ .

Пояснимо поняття вирішального правила на прикладі. Припустимо, що в деякій задачі простір стратегій складається із трьох елементів, тобто  $X = \{x_1, x_2, x_3\}$ , а простір результатів експерименту – з п'яти елементів, тобто  $S = \{S_1, S_2, S_3, S_4, S_5\}$ . Вирішальну функцію  $d(S_l) = x_i$  можна задати у вигляді множини пар індексів  $(l, i)$ , що визначають номер стратегії  $x_i$  при результаті експерименту  $S_l$ . Це вирішальне правило означає, що при результатах експерименту  $S_1$  і  $S_2$  повинна бути почата стратегія  $x_1$  при результаті  $S_3$  і  $S_4$  – стратегія  $x_2$ , а при результаті  $S_5$  –  $x_3$ . Звичайно, наведена вирішальна функція не є єдиною можливою. Сукупність усіляких вирішальних функцій утворює простір  $D$  вирішальних функцій. Кожної ЗПР відповідає свій простір вирішальних функцій.

Поняття вирішальної функції дозволяє більш чітко сформулювати задачу статистика. Це завдання полягає в тому, щоб із простору вирішальних функцій вибрати оптимальну вирішальну функцію, що дозволяє ухвалювати оптимальні розв'язки, тобто вибирати при кожному результаті експерименту відповідну йому умовно–оптимальну стратегію.

Як ми вже відзначали раніше, у теорії статистичних рішень немає єдиного принципу оптимальності. Одним з розповсюджених принципів є байесовський принцип. Оптимальне байесове вирішальне правило ставить у відповідність кожному можливому результату експерименту  $S_l$  умовно-оптимальну стратегію  $\bar{x}_l$ , яка максимізує умовний середній виграш  $a_{il}^{cp}$ .

Проілюструємо описану процедуру розв'язку ЗПР в умовах природних невизначеностей з одиничним неідеальним експериментом на числовому прикладі.

#### **4.3 Відновлення функціональних залежностей у випадку недостатності статистичних даних**

На першому етапі переробки даних необхідно визначити достатність статистики. Це слід зробити за методикою, яка викладена в [5–15]. Якщо статистика виявиться недостатньою, то є два варіанти вирішення цієї проблеми:

1. Продовжити збір статистики відмов, у випадку реальних спостережень, або імітувати більшу кількість відмов.
2. Відновлення функціональних залежностей методами апроксимації.

Розглянемо методи апроксимації докладніше.

Апроксимувати – це означає «приблизно замінити». Припустимо, відомі значення деякої функції в заданих точках. Потрібно знайти проміжні значення цієї функції. Це так звана задача про відновлення функції. Крім того, при проведенні розрахунків складні функції зручно замінити алгебраїчними багаточленами або іншими елементарними функціями, які досить просто обчислюються (завдання про наближення функції) [29].

Нехай на інтервалі  $[a, b]$  задані точки  $x_i, i=0, 1, \dots, N; a \leq x_i \leq b$ , і значення невідомої функції в цих точках  $f_i, i=0, 1, \dots, N$ . Потрібно знайти функцію  $F(x)$ , що приймає в точках  $x_i$  ті ж значення  $f_i$ . Точки  $x_i$  називаються вузлами інтерполяції, а умови  $F(x_i)=f_i$  – умовами інтерполяції. При цьому  $F(x)$  шукаємо тільки на відрізку  $[a, b]$ . Якщо необхідно знайти функцію поза відрізком, то – це задача екстраполяції.

Завдання має багато розв'язків, тому що через задані точки  $(x_i, f_i)$ ,  $i=0, 1, \dots, N$ , можна провести нескінченно багато кривих, кожна з яких буде графіком функції, для якої виконані всі умови інтерполяції. Для практики важливий випадок апроксимації функції багаточленами, тобто  $F(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_mx^m$  [29].

Усі методи інтерполяції можна розділити на локальні й глобальні. У випадку локальної інтерполяції на кожному інтервалу  $[x_{i-1}, x_i]$  будується окремий поліном. У випадку глобальної інтерполяції відшукується єдиний поліном на всьому інтервалі  $[a, b]$ . При цьому шуканий поліном називається інтерполяційним поліномом.

Кусково – постійна інтерполяція один із видів локальної інтерполяції. На кожному відрізку  $[x_{i-1}, x_i]$  інтерполяційний багаточлен дорівнює константі, а саме лівому або правому значенню функції.

Для лівої кусково–постійної інтерполяції  $F(x) = f_{i-1}$  якщо  $x_{i-1} \leq x < x_i$ , тобто [29,30]

$$F(x) = \begin{cases} f_0, & x_0 \leq x < x_1 \\ f_1, & x_1 \leq x < x_2 \\ \dots & \\ f_{N-1}, & x_{N-1} \leq x < x_N. \end{cases}$$

Для правої кусково- постійної інтерполяції  $F(x) = f_i$  якщо  $x_{i-1} < x \leq x_i$ , тобто [29,30]

$$F(x) = \begin{cases} f_0, & x_0 < x \leq x_1 \\ f_1, & x_1 < x \leq x_2 \\ \dots & \\ f_{N-1}, & x_{N-1} < x \leq x_N. \end{cases}$$

Легко зрозуміти, що умови інтерполяція виконуються. Побудована функція є розривною, що обмежує її застосування.

Кусково-лінійна інтерполяція є також одним із видів локальної інтерполяції. На кожному інтервалі  $[x_{i-1}, x_i]$  функція є лінійною  $F_i(x) = k_i x + l_i$ . Значення коефіцієнтів знаходяться із виконання умов інтерполяції в кінцях відрізка:  $f_i(x_{i-1}) = f_{i-1}$ ,  $f_i(x_i) = f_i$ . Одержуємо систему рівнянь:  $k_i x_{i-1} + l_i = f_{i-1}$ ,  $k_i x_i + l_i = f_i$

звідки знаходимо  $k_i = \frac{f_i - f_{i-1}}{x_i - x_{i-1}}$   $l_i = f_i - k_i x_i$  [29,30]. Отже, функцію  $F(z)$  можна

записати у вигляді:  $F(x) = \frac{f_i - f_{i-1}}{x_i - x_{i-1}} x + f_i - k_i x_i$ , якщо  $x_{i-1} \leq x < x_i$  тобто

$$F(x) = \begin{cases} \frac{f_1 - f_0}{x_1 - x_0} x + f_0 - k_0 x_0, & x_0 \leq x < x_1 \\ \frac{f_2 - f_1}{x_2 - x_1} x + f_1 - k_1 x_1, & x_1 \leq x < x_2 \\ \dots \\ \frac{f_N - f_{N-1}}{x_N - x_{N-1}} x + f_{N-1} - k_{N-1} x_{N-1}, & x_{N-1} \leq x < x_N. \end{cases}$$

Або

$$F(x) = k_i (x - x_{i-1}) + f_{i-1}$$

$$k_i = \frac{f_i - f_{i-1}}{x_i - x_{i-1}}, \quad x_{i-1} \leq x < x_i, \quad i = 1, 2, \dots, N-1.$$

При використанні лінійної інтерполяції спочатку потрібно визначити інтервал, у який попадає значення  $x$ , а потім підставити його у формулу.

Підсумкова функція буде безперервною, але похідна буде розірваною у кожному вузлі інтерполяції. Погрішність такої інтерполяції буде менше, чим у випадку кусково-постійної інтерполяції.

Розглянемо ще один вид локальної інтерполяції: кубічний інтерполяційний сплайн. Слово сплайн (англійське слово «spline») означає гнучку лінійку, використовувану для проведення гладких кривих через задані точки на площині. Форма цього універсального лекала на кожному відрізку описується кубічною параболою. Сплайни широко використовуються в інженерних додатках, зокрема, у комп'ютерній графіці. Отже, на кожному  $i$ -му відрізку  $\{x_{i-1}, x_i\}$ ,  $i=1, 2, \dots, N$ , розв'язок будемо шукати у вигляді полінома третього ступеня [29]:

$$S_i(x) = a_i + b_i(x - x_i) + \frac{c_i(x - x_i)^2}{2} + \frac{d_i(x - x_i)^3}{6}.$$

Невідомі коефіцієнти  $a_i, b_i, c_i, d_i, i=1, 2, \dots, N$ , знаходимо з: [29]

- Умов інтерполяції:  $S_i(x_i)=f_i, i=1, 2, \dots, N; S_1(x_0)=f_0$ .
- Безперервності функції  $S_i(x_{i-1})=S_{i-1}(x_{i-1}), i=2, 3, \dots, N$ .
- Безперервності першої й другої похідної:  
 $S'_i(x_{i-1}) = S'_{i-1}(x_{i-1}), S''_i(x_{i-1}) = S''_{i-1}(x_{i-1}), i = 2, 3, \dots, N$

$$\text{Враховуючи, що } S_{i-1}(x) = a_{i-1} + b_{i-1}(x - x_{i-1}) + \frac{c_{i-1}(x - x_{i-1})^2}{2} + \frac{d_{i-1}(x - x_{i-1})^3}{6}, \text{ для}$$

визначення  $4N$  невідомих одержуємо систему  $4N-2$  рівнянь [29]:

$$\begin{cases} a_i = f_i, & i = 1, 2, \dots, N \\ b_i h_i - c_i h_i^2 / 2 + d_i h_i^3 / 6 = f_i - f_{i-1}, & i = 1, 2, \dots, N \\ b_i - b_{i-1} = c_i h_i - d_i h_i^2 / 2, & i = 2, 3, \dots, N \\ d_i h_i = c_i - c_{i-1}, & i = 2, 3, \dots, N, \end{cases}$$

де  $h_i = x_i - x_{i-1}$ . Відсутні два рівняння виводяться з додаткових умов: на границі  $a=x_0, b=x_N$  друга похідна інтерполуючої функції дорівнює  $S''(a)=S''(b)=0$ . Можна показати, що при цьому  $c_0 = c_N = 0$ . Із системи можна виключити невідомі  $b_i, d_i$ , одержавши систему  $N+1$  лінійних рівнянь для визначення коефіцієнтів  $c_i$ :

$$c_0=0, c_N=0$$

$$h_i c_{i-1} + 2(h_i + h_{i+1})c_i + h_{i+1}c_{i+1} = 6 \left( \frac{f_{i+1} + f_i}{h_i} - \frac{f_i - f_{i-1}}{h_{i-1}} \right), \quad i = 1, 2, \dots, N-1.$$

Після цього обчислюються коефіцієнти  $b_i, d_i$ :

$$d_i = \frac{c_i - c_{i-1}}{h_i}, \quad b_i = \frac{c_i h_i}{2} - \frac{d_i^2}{6} + \frac{f_i - f_{i-1}}{h_i}, \quad i = 1, 2, \dots, N.$$

У випадку постійної сітки  $h_i = \text{const}$  ця система рівнянь спрощується.

$$\begin{cases} 4c_1 + c_2 = 6 \frac{f_2 - 2f_1 + f_0}{h^2} \\ c_{i-1} + 4c_i + c_{i+1} = 6 \frac{f_{i+1} - 2f_i + f_{i-1}}{h^2} \\ c_{N-2} + 4c_{N-1} = 6 \frac{f_N - 2f_{N-1} + f_{N-2}}{h^2} \\ c_N = 0, \end{cases}$$

де  $i = 2, \dots, N - 2$ .

Дана є матрицею Якобі й вирішується методом ітерацій.

Коефіцієнти  $b_i, d_i$  визначаються з формул [29]:

$$d_i = \frac{c_i - c_{i-1}}{h}$$

$$b_i = \frac{1}{2c_i h} - \frac{1}{6d_i h^2} + \frac{f_i - f_{i-1}}{h}$$

$$a_i = f_i.$$

Для обчислення значення  $S(x)$  у довільній точці відрізка  $z \in [a, b]$  необхідно розв'язати систему рівнянь на коефіцієнти  $c_i, i=1, 2, \dots, N-1$ , потім знайти всі коефіцієнти  $b_i, d_i$ . Далі, необхідно визначити, на який інтервал  $[x_{i_0}, x_{i_0+1}]$  попадає ця точка, і, знаючи номер  $i_0$ , обчислити значення сплайну і його похідних у точці  $z$  [29]

$$4c_1 + c_2 = 6 \frac{f_2 - 2f_1 + f_0}{h^2}$$

$$S(z) = a_{i_0} + b_{i_0}(z - x_{i_0}) + \frac{c_{i_0}(z - x_{i_0})^2}{2} + \frac{d_{i_0}(z - x_{i_0})^3}{6}$$

$$S'(z) = b_{i_0} + c_{i_0}(z - x_{i_0}) + \frac{d_{i_0}(z - x_{i_0})^2}{2}, \quad S''(z) = c_{i_0} + d_{i_0}(z - x_{i_0}).$$

У випадку глобальної інтерполяції відшукується єдиний поліном на всьому інтервалі  $[a, b]$ , тобто будується поліном, який використовується для інтерполяції функції  $f(x)$  на всьому інтервалі зміни аргументу  $x$ . Алгоритм обирає інтерполуючих функцій викладений в [31] Будемо шукати, функцію, що інтерполуює, у вигляді полінома (багаточлена)  $m$ -го ступеню  $P_m(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2 + a_3x^3 + \dots + a_mx^m$ . Яка повинна бути ступінь багаточлена, щоб задовольнити всім умовам інтерполяції? Припустимо, що задано дві точки:  $(x_0, f_0)$  і  $(x_1, f_1)$ , тобто  $N=1$ . Через ці точки можна провести єдину пряму, тобто функцією, що інтерполуює, буде поліном першого ступеню  $P_1(x) = a_0 + a_1x$ . Через три точки ( $N=2$ ) можна провести параболу  $P_2(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2$  і т.д. Міркуючи таким чином, можна припустити, що шуканий поліном повинен мати ступінь  $N$ .

Для того, щоб довести це, випишемо систему рівнянь на коефіцієнти. Рівняння системи являють собою умови інтерполяції в при кожному  $x=x_i$ :

$$\begin{cases} P_N(x_1) = a_0 + a_1x_1 + a_2x_1^2 + a_3x_1^3 + \dots + a_Nx_1^N = f_1 \\ P_N(x_2) = a_0 + a_1x_2 + a_2x_2^2 + a_3x_2^3 + \dots + a_Nx_2^N = f_2 \\ \dots\dots\dots \\ P_N(x_N) = a_0 + a_1x_N + a_2x_N^2 + a_3x_N^3 + \dots + a_Nx_N^N = f_N. \end{cases}$$

Дана система є лінійною щодо шуканих коефіцієнтів  $a_0, a_1, a_2, \dots, a_n$ . Відомо, що СЛАР має розв'язок, якщо її визначник відмінний від нуля. Визначник даної системи

$$\Delta = \begin{vmatrix} 1 & x_1 & \dots & x_1^N \\ 1 & x_2 & \dots & x_2^N \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_N & \dots & x_N^N \end{vmatrix} = \prod_{0 \leq k < m \leq N} (x_k - x_m),$$

має ім'я *визначника Вандермонда*. З курсу математичного аналізу відомо, що він відмінний від нуля, якщо  $x_k \neq x_m$  (тобто всі вузли інтерполяції різні). Таким чином, доведено, що система має розв'язок.

Ми показали, що для знаходження коефіцієнтів  $a_0, a_1, a_2, \dots, a_n$  треба розв'язати СЛАР, що є складною задачею. Але є інший спосіб побудови полінома  $N$ -го ступеню, який не вимагає розв'язку такої системи.

Поліном Лагранжа відноситься до глобальної інтерполяції. Розв'язок шукаємо у вигляді  $L_N(z) = \sum_{i=0}^N f_i l_i(z)$ , де  $l_i(z)$  – базисні поліноми  $N$ -го ступеню, для яких виконується умова:

$$l_i(x_k) = \begin{cases} 1, & i = k \\ 0, & i \neq k. \end{cases}$$

Переконаємося в тому, що якщо такі поліноми побудовані, то  $L_N(x)$  буде задовольняти умовам інтерполяції:

$$L_n(x_i) = \sum_{k=0}^N f_k l_k(x_i) = f_0 l_0(x_0) = f_1 l_1(x_1) + \dots + f_N l_N(x_N) = f_i.$$

Яким способом побудувати базисні поліноми? Визначимо

$$l_i(z) = \frac{(z-x_0)(z-x_1)\dots(z-x_{i-1})(z-x_{i+1})\dots(z-x_N)}{(x_i-x_0)(x_i-x_1)\dots(x_i-x_{i-1})(x_i-x_{i+1})\dots(x_i-x_N)}, \quad i=0,1,\dots,N.$$

Легко зрозуміти, що [31]

$$l_0(z) = \frac{(z-x_1)(z-x_2)\dots(z-x_N)}{(x_0-x_1)(x_0-x_2)\dots(x_0-x_N)}, \quad l_1(z) = \frac{(z-x_0)(z-x_2)\dots(z-x_N)}{(x_1-x_0)(x_1-x_2)\dots(x_1-x_N)}, \quad \text{і т. ін.}$$

Функція  $l_i(z)$  є поліномом  $N$ -го ступеню від  $z$  і для неї виконуються умови базисності:

$$l_i(x_k) = \frac{(x_k-x_0)(x_k-x_1)\dots(x_k-x_{i-1})(x_k-x_{i+1})\dots(x_k-x_N)}{(x_k-x_0)(x_k-x_1)\dots(x_k-x_{i-1})(x_k-x_{i+1})\dots(x_k-x_N)} = 0, \quad i \neq k,$$

тобто  $k=1,\dots,i-1$ , або  $k=i+1,\dots,N$ .

$$l_i(x_i) = \frac{(x_i-x_0)(x_i-x_1)\dots(x_i-x_{i-1})(x_i-x_{i+1})\dots(x_i-x_N)}{(x_i-x_0)(x_i-x_1)\dots(x_i-x_{i-1})(x_i-x_{i+1})\dots(x_i-x_N)} = 1.$$

Таким чином, нам вдалося розв'язати задачу про побудову полінома, що інтерполіює,  $N$ -го ступеню, і для цього не потрібно вирішувати СЛАР. Поліном Лагранжа [31] можна записати у вигляді компактної формули:

$$L_N(z) = \sum_{i=0}^N f_i l_i(z) = \sum_{i=0}^N f_i \prod_{i \neq k} \frac{(z-x_k)}{(x_i-x_k)}.$$

Похибку цієї формули можна оцінити, якщо вихідна функція  $g(x)$  має похідні до  $N+1$  порядку:

$$r(z) = \frac{g^{N+1}(\xi)}{(N+1)!} \prod_{i=0}^{N+1} (z-x_i), \quad \xi \in [a, b].$$

Із цієї формули випливає, що похибка методу залежить від властивостей функції  $g(x)$ , а також від розташування вузлів інтерполяції й точки  $z$ . Як показують розрахункові експерименти, поліном Лагранжа має малу похибку при невеликих значеннях  $N < 20$ . При більших  $N$  похибка починає зростати, що свідчить про те, що метод Лагранжа не сходиться (тобто його похибка не убуває з ростом  $N$ ).

Розглянемо окремі випадки. Нехай  $N=1$ , тобто задані значення функції тільки у двох точках. Тоді базові поліноми мають вигляд:

$$l_0(z) = \frac{(z - x_1)}{(x_0 - x_1)}, \quad l_1(z) = \frac{(z - x_0)}{(x_1 - x_0)}$$

$$L_N(z) = \sum_{i=0}^N f_i l_i(z) = f_0 l_0(z) + f_1 l_1(z) = f_0 \frac{(z - x_1)}{(x_0 - x_1)} + f_1 \frac{(z - x_0)}{(x_1 - x_0)} = \frac{f_1 - f_0}{x_1 - x_0} z + f_1 \frac{f_1 - f_0}{x_1 - x_0},$$

Тобто отримуємо формули кусково-лінійної інтерполяції

$$l_0(z) = \frac{(z - x_1)(z - x_2)}{(x_0 - x_1)(x_0 - x_2)}, \quad l_1(z) = \frac{(z - x_0)(z - x_2)}{(x_1 - x_0)(x_1 - x_2)}, \quad l_2(z) = \frac{(z - x_0)(z - x_1)}{(x_2 - x_0)(x_2 - x_1)}.$$

Нехай  $N=2$ . Тоді:

$$L_N(z) = \sum_{i=0}^N f_i l_i(z) = f_0 \frac{(z - x_1)(z - x_2)}{(x_0 - x_1)(x_0 - x_2)} + f_1 \frac{(z - x_0)(z - x_2)}{(x_1 - x_0)(x_1 - x_2)} + f_2 \frac{(z - x_0)(z - x_1)}{(x_2 - x_0)(x_2 - x_1)}.$$

У результаті ми одержали формули так званої квадратичної або параболічної інтерполяції.

Добір емпіричних формул. При інтерполяції функцій використовувалась умова рівності значень інтерполяційного полінома й даної функції у вузлах інтерполяції. Якщо ж вихідні дані отримані в результаті дослідних вимірів, то вимога точного збігу не потрібна, тому що дані не отримані точно. У цих випадках можна вимагати лише наближеного виконання умов інтерполяції  $|F(x_i) - f(x_i)| < \varepsilon$ .

Ця умова означає, що функція  $F(x)$ , яка інтерполює, проходить не точно через задані точки, а в деякій їхній околиці.

Тоді говорять про добір емпіричних формул [31]. Побудова емпіричної формули складається із двох етапів добору виду цієї формули  $\varphi(x, a_0, a_1, \dots, a_m)$ , що містить невідомі параметри  $a_0, a_1, \dots, a_m$ , і визначення найкращих у деякому змісті цих параметрів. Вид формули іноді відомий з фізичних міркувань (для пружного середовища зв'язок між напругою й деформацією) або вибираються з геометричних міркувань: експериментальні точки наносяться на графік і приблизно вгадується загальний вид залежності шляхом порівняння отриманої кривої із графіками відомих функцій. Успіх тут у значній мірі визначається досвідом і інтуїцією дослідника.

Для практики важливий випадок апроксимації функції багаточленами [29–31], тобто  $F(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_mx^m$ .

Після того, як обраний вид емпіричної залежності, ступінь близькості до емпіричних даних визначається, використовуючи мінімум суми квадратів відхилень обчислених і експериментальних даних.

Метод найменших квадратів. Нехай для вихідних даних  $x_i, f_i, i=1, \dots, N$  (нумерацію краще починати з одиниці), обрано вид емпіричної залежності:  $\varphi(x, a_0, a_1, \dots, a_m)$  з невідомими коефіцієнтами  $a_0, a_1, \dots, a_m$ . Запишемо суму квадратів відхилень між обчисленими по емпіричній формулі й заданими дослідними даними:

$$S(a_0, a_1, \dots, a_m) = \sum_{i=1}^N (\varphi(x, a_0, a_1, \dots, a_m) - f_i)^2.$$

Параметри  $a_0, a_1, \dots, a_m$  будемо знаходити з умови мінімуму функції  $S(a_0, a_1, \dots, a_m)$ . У цьому полягає метод найменших квадратів (МНК).

Відомо, що в точці мінімуму всі частинні похідні від  $S$  по  $a_0, a_1, \dots, a_m$  дорівнюють нулю [29,31]:

$$\frac{dS}{da_0} = 0, \frac{dS}{da_1} = 0, \dots, \frac{dS}{da_m} = 0. \quad (4.33)$$

Розглянемо застосування МНК для окремого випадку, широко використовуваного на практиці. У якості емпіричної функції розглянемо поліном [29,31]

$$\varphi(x) = a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_mx^m.$$

Формула 4.33 для визначення суми квадратів відхилень прийме вид [29,31]:

$$S(a_0, a_1, \dots, a_m) = \sum_{i=1}^N (a_0 + a_1x + a_2x^2 + \dots + a_mx^m - f_i)^2.$$

Обчислимо похідні [29,31]:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{dS}{da_0} = 2 \sum_{i=1}^N (a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \dots + a_m x_i^m - f_i) \\ \frac{dS}{da_1} = 2 \sum_{i=1}^N (a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \dots + a_m x_i^m - f_i) x_i \\ \dots\dots\dots \\ \frac{dS}{da_m} = 2 \sum_{i=1}^N (a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \dots + a_m x_i^m - f_i) x_i^m. \end{array} \right.$$

Дорівнюючи ці вирази нулю й збираючи коефіцієнти при невідомих  $a_0, a_1, \dots, a_m$ , одержимо наступну систему лінійних рівнянь [29,31]:

$$\left\{ \begin{array}{l} Na_0 + a_1 \sum_{i=1}^N x_i + a_2 \sum_{i=1}^N x_i^2 + \dots + a_m \sum_{i=1}^N x_i^m = \sum_{i=1}^N f_i \\ a_0 \sum_{i=1}^N x_i + a_1 \sum_{i=1}^N x_i^2 + a_2 \sum_{i=1}^N x_i^3 + \dots + a_m \sum_{i=1}^N x_i^{m+1} = \sum_{i=1}^N x_i f_i \\ \dots\dots\dots \\ a_0 \sum_{i=1}^N x_i^m + a_1 \sum_{i=1}^N x_i^{m+1} + a_2 \sum_{i=1}^N x_i^{m+2} + \dots + a_m \sum_{i=1}^N x_i^{2m} = \sum_{i=1}^N x_i^m f_i. \end{array} \right.$$

Дана система рівнянь називається нормальною. Вирішуючи цю систему лінійних рівнянь, одержуємо коефіцієнти  $a_0, a_1, \dots, a_m$ .

У випадку полінома першого порядку  $m=1$ , тобто  $\varphi(x) = a_0 + a_1 x$ , система нормальних рівнянь прийме вид [29,31]:

$$\left\{ \begin{array}{l} Na_0 + a_1 \sum_{i=1}^N x_i = \sum_{i=1}^N f_i \\ a_0 \sum_{i=1}^N x_i + a_1 \sum_{i=1}^N x_i^2 = \sum_{i=1}^N x_i f_i. \end{array} \right.$$

При  $m=2$  маємо [29,31]:

$$\left\{ \begin{array}{l} Na_0 + a_1 \sum_{i=1}^N x_i + a_2 \sum_{i=1}^N x_i^2 = \sum_{i=1}^N f_i \\ a_0 \sum_{i=1}^N x_i + a_1 \sum_{i=1}^N x_i^2 + a_2 \sum_{i=1}^N x_i^3 = \sum_{i=1}^N x_i f_i \\ a_0 \sum_{i=1}^N x_i^2 + a_1 \sum_{i=1}^N x_i^3 + a_2 \sum_{i=1}^N x_i^4 = \sum_{i=1}^N x_i^2 f_i. \end{array} \right.$$

Як правило, вибирають кілька емпіричних залежностей. По МНК знаходять коефіцієнти цих залежностей і серед них знаходять найкращу по мінімальній сумі відхилень [32].

#### **Висновки до розділу 4**

1. На основі методів теорії прийняття рішень, було розроблено метод, який дозволяє обирати таку стратегію сторони, що оперує, яка є оптимальною, тобто найбільш кращою (найбільш вигідною) в умовах природних невизначеностей;
2. Розроблено метод прийняття рішень, на основі аналізу різних ступенів ймовірностей можливих станів природи, з використанням критеріїв оптимальності, розроблений метод дозволяє ухвалювати рішення які є оптимальними під час обробки діагностичних ознак та визначення показників надійності;
3. Розроблений метод визначення параметрів надійності у випадку недостатньої статистики, яка на відміну від відомих відновлює функціональну залежність зібраної статистики відмов, що призводить до підвищення точності визначення ймовірності безвідмовної роботи, за рахунок більш точної апроксимації даних.

#### **Список використаних джерел до розділу 4**

1. Де. Гроот. Оптимальные статистические решения / Де. Гроот. – М.: Мир, 1974. – 496 с.
2. Вентцель Е. С. Исследование операций / Е. С. Вентцель. – М.: Советское радио, 1972. – 551 с.
3. Коршунов Ю. М. Математические основы кибернетики / Ю.М. Коршунов. – М.: «Энергия», 1972. – 376 с.
4. Чернов Г. Элементарная теория статистических решений / Чернов Г., Мозес Л. – М.: Советское радио, 1962. – 406 с.
5. Yehorov S. Radio Electronic System Elements Diagnostics by Means of Lissajous Curves with the Extended Database / S. Yehorov // Recent Advances in Systems, Control and Information Technology. Proceedings of the International

Conference SCIT 2016, May 20–21, 2016, Warsaw, Poland — Springer International Publishing AG, 2017. — V. 543. — P. 546 — 555. Indexed in databases: *Scopus, Google Scholar*.

6. Yehorov S. The use of Lissajous figures and statistical methods to diagnose the components of radio electronic systems. / S. Yehorov // SCIT2016 — Warsaw: 2016 — P.62. Indexed in databases: *Google Scholar*.

7. Egorov S.V. Research of the method for determining the reliability and diagnosis of computer–aided technical systems / S.V. Egorov, T.Yu. Shkvarnytska, // The seventh world congress "aviation in the xxi–st century" "Safety in Aviation and Space Technologies". — Kyiv: 2016. — P. 1.12.14—1.12.18.

8. Єгоров С. В. Дослідження метода визначення безвідмовності технічних систем з використанням моделювання випробувань / С. В. Єгоров, Т. Ю. Шкварницька // Технологічний аудит та резерви виробництва. – 2016. – №2/2(28). – С. 25–29. DOI: 10.15587/2312-8372.2016.66481 Індексуються в базах: *Index Copernicus, Ulrich's Periodicals Directory, DRIVER, Bielefeld Academic Search Engine (BASE), Російський індекс научного цитування (РИНЦ), ResearchBib, Directory of Open Access Journals (DOAJ), WorldCat, EBSCO, CrossRef*.

9. Квасніков В.П. Якісні характеристики оцінної функції, що використовується для оцінки безвідмовності технічних систем / В.П. Квасніков, С.В. Єгоров, // Вісник Інженерної академії України. – 2015. – випуск 3. – С. 116–119. Індексуються в базах: *Google Scholar*.

10. Єгоров, С.В. Метод визначення безвідмовності технічних систем у випадку Гаусовського розподілу / С.В.Єгоров, Т.Ю. Шкварницька // Вісник Інженерної академії України. – 2015. – випуск 4 – С. 213–219. Індексуються в базах: *Google Scholar*.

11. Єгоров С.В. Дослідження властивостей статистики, використовуваної для оцінювання безвідмовності / С.В. Єгоров // Вісник Національного авіаційного університету. – 2007. – № 3 – 4. – С. 33–35. Індексуються в базах: *Google Scholar*.

12. Егоров С.В. Исследование параметров функций распределений, которые используются для оценки вероятности безотказной работы / С.В Егоров // Труды II

международ. науч.–практ. конф. «информационные и телекоммуникационные технологии: образование, наука, практика». – 2015. – Т.1. – С. 171–174.

13. Єгоров С.В. Якісні характеристики оцінної функції, що використовується для оцінки безвідмовності технічних систем / С.В. Єгоров, В.П. Квасніков // Вісник Інженерної академії України. – 2015. – випуск 3 – С. 116–119. Індексується в базах: *Google Scholar*.

14. Єгоров С. В. Математичне моделювання випробувань на надійність радіоелектронних систем / С.В.Єгоров // ПРТК–2017. Інтегровані інтелектуальні робототехнічні комплекси десята між нар. наук.–практ. конф. 16–17 травня 2017, Київ. — 49 с.

15. Єгоров С.В. Дослідження статистичних рядів, які складаються з випадкових чисел / С.В.Єгоров //Вісник Національного авіаційного університету. – 2010. – № 4. – С. 89–93. Індексується в базах: *Google Scholar*.

16. Саркісян С.А. Теория прогнозирования и принятия решений : [учеб. пособие] / С.А. Саркісян, В.И. Каспін, В.А. Лисичкин. – М.: Высш. школа, 1977. – 351 с.

17. Вентцель Е. С. Введение в исследование операций / Е. С. Вентцель – М.: Советское радио, 1964. – 388 с.

18. Морз Ф. М. Методы исследования операций / Ф. М. Морз, Д. Е. Кимбел – М.: Советское радио, 1956. – 308 с.

19. Вентцель Е. С. Исследование операций / Е. С. Вентцель – М.: Советское радио, 1972. – 551 с.

20. Анисимов–Спирidonов Д. Д. Методы и модели больших систем оптимального планирования и управления / Д. Д.Анисимов–Спирidonов – М.: Наука, 1969. – 960с.

21. Юдин Д. Б. Линейное программирование / Д. Б. Юдин, Е. Г. Гольштейн – М.: Наука, 1969. – 424 с.

22. Хедли Дж. Нелинейное и динамическое программирование / Хедли Дж. – Мир, 1967. – 506 с.

23. Кузин Л. Т. Основы кибернетики, [у 2 т.] / Л. Т. Кузин – М.: Энергия, Т. 1 – 1979. – 504 с.

24. Беллман Р. Прикладные задачи динамического программирования / Р. Беллман, С. М. Дрейфус – «Наука», 1965. – 458 с.
25. Зангвилл У. И. Нелинейное прогнозирование / У. И. Зангвилл – М.: Советское радио, 1973. – 312 с.
26. Первозванский А. А. Поиск / А. А. Первозванский – М.: Наука, 1970. – 264 с.
27. Растрингин Л. А. Случайный поиск /Л. А. Растрингин–Рига, Зинатне, 1965.–376 с.
28. Уайлд Д. Дж. Методы поиска экстремума /Д.Дж.Уайлд–М.:Наука,1967. – 267с.
29. Калиткин Н.Н. Численные методы / Калиткин Н.Н. – СПб.: БХВ–Петербург, 2011. – 592 с.
30. Гусак А.А. Справочник по высшей математике / А.А. Гусак, Г.М. Гусак, Е.А.Бричикова. – Мн.: ТетраСистемс, 1999. – 640 с.
31. Венецкий И. Г. Основные мате­х­ма­ти­ко–ста­ти­сти­че­ские понятия и формулы в экономическом анализе: Справочник./ И.Г.Венецкий, В.И.Венецкая – М.: Статистика, 1979. – 447 с.
32. Єгоров С.В. Відновлення функціональних залежностей у випадку недостатності даних / С.В.Єгоров // ПРТК-2018. Інтегровані інтелектуальні робототехнічні комплекси одинадцята міжнародна науково-практична конференція 22-23 травня 2018, Київ. – С. 229 –231.

## ВИСНОВКИ

У дисертаційній роботі вирішена науково-практична задача створення та розробка комп'ютеризованої системи та програмних засобів оцінки імовірності безвідмовної роботи електронних систем, в якому для вибору моделі відмов використовується перевірка правдоподібності гіпотез, що дає можливість знизити похибку першого роду та спростити планування випробувань. Для діагностики електронної апаратури запропоновано використовувати комп'ютеризований метод діагностування електронної апаратури на основі ефекту фігур Ліссажу, що призвело до спрощення діагностики електронної апаратури. Зокрема отримані такі наукові результати:

1. **Вперше обґрунтовано**, що імітацію випробувань електронної апаратури необхідно здійснювати за допомогою функціональних моделей, що призводить до спрощення імітації випробувань завдяки тому, що такі моделі не потребують опису строгими математичними формулами електронної апаратури.

2. **Набув подальшого розвитку** комп'ютеризований метод імітації проведення випробувань на основі методу Монте-Карло, що відрізняється від відомих декомпозицією процесу імітації на такі кроки: імітація статистики відмов електронних систем та компонентів; перевірка правдоподібності гіпотез; що дає можливість покращення його адаптації для імітації процесу проведення випробувань електронних систем та дає можливість підвищити точність визначення величини імовірності безвідмовної роботи.

3. **Вперше запропоновано** комп'ютеризований метод діагностики на основі математичної моделі об'єкту контролю і діагностики електронних систем з визначенням статистики відмов що дає можливість синтезувати оптимальну програму контролю їх елементів завдяки врахуванню множини операторів процесу переходу системи з одного стану в інший при дії дестабілізуючих факторів, а врахування ентропії точніше діагностувати комп'ютеризовану систему.

4. **Вперше обґрунтовано**, що оцінка параметрів імовірності безвідмовної роботи електронних систем за експериментальним даними, яка на відміну від

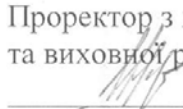
відомих, здійснюється за результатами перевірки правдоподібності гіпотез, що призводить до зниження похибки першого роду з врахуванням декількох розподілів і вибору найбільш адекватного до випадкової величини.

5. **Набув подальшого розвитку** комп'ютеризований метод діагностики електронної апаратури на основі моделі контрольно-вимірювальної апаратури із структурою і набором модулів, що забезпечують оперативне обчислення параметрів електронних систем та їх компонентів на основі фігур Ліссажу, який на відміну від існуючих методів, використовує апаратне та програмне забезпечення з інтелектуальним інтерфейсом, в якості віртуального приладу, що суттєво зменшує та спрощує діагностику електронних компонентів при виробництві електронних систем.

## **ДОДАТОК А1**

**Акт впровадження в навчальний процес Національного авіаційного  
університету**

ПОГОДЖЕНО

Проректор з навчальної та виховної роботи НАУ  
  
Т. Іванова  
“ 15 ” 12 2016 р.

ЗАТВЕРДЖУЮ

В.о. ректора НАУ  
  
В. Ісаєнко  
“ 15 ” 12 2016 р.



## АКТ

впровадження результатів дисертаційної роботи

Комісія у складі: голова комісії – завідувач кафедри інформаційно-вимірювальних систем., д.т.н., доцент Орнатський Д.П. та членів комісії: професор кафедри інформаційно-вимірювальних систем д.т.н., професор Щербак Л.М., доцент кафедри комп’ютеризованих електротехнічних систем та технологій к.т.н., доцент Осмоловський О.І. констатує, що результати дисертаційної роботи асистента кафедри засобів захисту інформації Єгорова Сергія Вікторовича впроваджені у навчальний процес Національного авіаційного університету на кафедрі інформаційно-вимірювальних систем та на кафедрі комп’ютеризованих електротехнічних систем та технологій, а саме:

<b>Найменування впровадженого результату НДР (прилад, технологічний процес, речовина, метод, методика, рекомендації, алгоритми, програми, ДСТ, технологічні вимоги, інше)</b>	<b>Досягнутий фактичний ефект (соціальний, технічний, організаційний, інший)</b>
1	2
1. Набув подальшого розвитку метод Монте-Карло	1. Використання перевірки правдоподібності гіпотез призвело до покращення адаптації метод Монте-Карло для імітаційного моделювання процесу проведення випробувань комп’ютеризованих систем та дає можливість підвищити точність визначення величини імовірності безвідмовної роботи.
2. Вперше обґрунтовано, що статистика відмов комп’ютеризованих систем, яка використовувалась при дослідженнях, є незсуненою спроможною й ефективною	2. Статистика, що досліджувалась, може бути використана для оцінки імовірності безвідмовної роботи, що призвело до доказу того факту, що математичний апарат, який використовується, призводить до зниження помилок під час процесу імітаційного моделювання випробувань комп’ютеризованих систем й при обробці реальних статистичних даних.

1	2
3. Вперше обґрунтовано, що для оцінки параметрів імовірності безвідмовної роботи за експериментальними даними, необхідна перевірка правдоподібності гіпотез.	3. Призводить до підвищення точності прогнозування (оцінки) параметрів ІБР комп'ютеризованих систем, за рахунок висування декількох конкуруючих гіпотез і вибору найбільш адекватної до випадкової величини.
4. набув подальшого розвитку комп'ютеризований метод діагностики радіоелектронних систем та їх компонентів.	4. Комп'ютеризований метод діагностики радіоелектронних систем та їх компонентів, який на відміну від існуючих методів, використовує апаратне та програмне забезпечення персонального комп'ютера, що дозволяє застосовувати цей комп'ютер в якості осцилографа, аналізатора спектра, свіп генератора функцій звукових частот одночасно, що суттєво зменшує кошти та спрощує діагностику радіоелектронного устаткування комп'ютеризованих систем завдяки тому, що зникає необхідність в придбанні коштовної діагностичної апаратури, а в програмному забезпеченні використовується інтуїтивно зрозумілий інтерфейс.

Результати дисертаційної роботи Єгорова С.В. впроваджені у навчальний процес кафедри комп'ютеризованих електротехнічних систем та технологій:

- використовуються у курсах лекцій з дисципліни «Фізичні основи сучасної метрології» напряму підготовки 6.051001 «Метрологія та інформаційно-вимірювальні технології» зі спеціальністю 8.05100102 «Інформаційні вимірювальні системи».
- застосовуються в процесі дипломного та курсового проектування зі спеціальності 8.05100102 «Інформаційні вимірювальні системи».
- використовуються у курсах лекцій з дисципліни «Основи наукових досліджень» зі спеціальністю 8.05070103 «Електротехніка».

Голова комісії:

Д.П. Орнатський

Члени комісії:

Л.М. Щербак

О.І. Осмолівський

**ДОДАТОК А2**

**Акт впровадження у Державному підприємстві «Завод 410 цивільної авіації»  
Державного концерну «Укроборонпром»**



ДЕРЖАВНИЙ КОНЦЕРН «УКРОБОРОНПРОМ»  
ДЕРЖАВНЕ ПІДПРИЄМСТВО  
«ЗАВОД 410 ЦИВІЛЬНОЇ АВІАЦІЇ»  
State Enterprise Plant 410 Civil Aviation

Україна, 03151, Київ-151, Повітрофлотський пр., 94  
aviamark@410.kiev.ua

тел. : (44) 246-99-26, факс: (44) 246-99-83

94, Povitroflotskiy ave., Kiev, 03151, Ukraine  
arp410@410.kiev.ua

№ \_\_\_\_\_

ЗАТВЕРДЖУЮ

Заступник Генерального директора  
Технічний директор ДП «ЗАВОД 410 ЦА»

Натальчук В.В.

" 07 " 10 2017р.



впровадження результатів науково-дослідної роботи

Комісія ДП «ЗАВОД 410 ЦА», у складі:

Голова комісії:

- Головний конструктор - О.В. Кіпров.

та члени комісії:

- начальник ЦЗЛ - І.І. Бобир,

- начальник лабораторії НК - О.М. Жорноклей.

констатують, що результати дисертаційної роботи аспіранта кафедри комп'ютеризованих електротехнічних систем та технологій Національного авіаційного університету Єгорова Сергія Вікторовича впроваджені у практику контролю авіаційної техніки на ДП «ЗАВОД 410» ЦА.



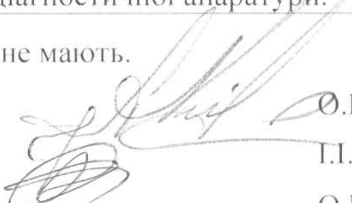


Найменування впровадженого результату НДР (прилад, технологічний процес, речовина, метод, методика, рекомендації, алгоритми, програми, ДСТ, технологічні вимоги, інше)	Досягнутий фактичний ефект (соціальний, технічний, організаційний, інший)
1	2
1. Удосконалений метод Монте-Карло, який полягає в одержанні великої кількості реалізацій випадкового процесу, ймовірнісні характеристики якого збігаються з подібними характеристиками, що отримуються в результаті проведення реальних випробувань.	1. В процесі моделювання було використано перевірку правдоподібності гіпотез. Це дозволило покращити пристосування метода Монте-Карло для моделювання процесу проведення випробувань комп'ютеризованих систем, що підвищує точність визначення величини імовірності безвідмовної роботи.
2. Вперше були наведені переконливі докази того, що статистика відмов комп'ютеризованих систем, що використовувалась при дослідженнях, є ефективною, спроможною й незсуненою.	2. Досліджувана статистика може використовуватись для оцінки імовірності безвідмовної роботи, це доводить, що математичний апарат, який використовувався, в дослідженні призводить до зниження похибок під час процесу імітаційного моделювання випробувань комп'ютеризованих систем, а також при обробці реальних статистичних даних.
3. Вперше були наведені переконливі докази того, що для оцінки параметрів імовірності безвідмовної роботи за експериментальними даними, необхідна перевірка правдоподібності гіпотез.	3. Сприяє підвищенню точності оцінки параметрів імовірності безвідмовної роботи комп'ютеризованих систем, завдяки тому, що висувається декілька конкуруючих гіпотез та обирається вибору найбільш адекватна до випадкової величини.
4. Удосконалений комп'ютеризований метод діагностики комп'ютерних систем та їх компонентів.	4. Запропонований комп'ютеризований метод діагностики комп'ютерних систем та їх компонентів, ресурси персонального комп'ютера, що дозволяє використовувати цей комп'ютер в якості аналізатора спектра, свіп генератора функцій звукових частот, осцилографа, що суттєво спрощує діагностику радіоелектронного устаткування комп'ютеризованих систем та зменшує витрату коштів завдяки тому, що в програмному забезпеченні використовується зручний інтерфейс та зникає необхідність в придбанні коштовної діагностичної апаратури.

Взаємних фінансових претензій організації не мають.

Головний конструктор

Начальник ЦЗЛ

Начальник лабораторії НК

 О.В. Кіпров  
 Т.І. Бобир  
 О.М. Жорноклей

## ДОДАТОК Б

### Моделі контрольно-вимірювальної апаратури

Фрагмент вихідного коду програми Oscilloscope

#### Б1. Заголовочний файл KWhd.h

```
#include<Windows.h>
class KWnd{
public:
    KWnd(LPCTSTR windowName,
        HINSTANCE hInst,
        int cmdShow,
        LRESULT(WINAPI*pWndProc)(HWND,UINT,WPARAM,LPARAM),
        LPCSTR menuName=0,
        int x=CW_USEDEFAULT,
        int y=0,
        int width=CW_USEDEFAULT,
        int height=0,
        UINT classStyle=CS_HREDRAW|CS_VREDRAW,
        DWORD windowStyle=WS_OVERLAPPEDWINDOW,
        HWND hParent=0);
    HWND GetHWND(){return hWnd;}
protected:
    HWND hWnd;
    WNDCLASSEX ws;
};
```

#### Б2. Файл KWhd.cpp. Реалізація класу KWhd.

```
#include "KWnd.h"
#define _CRT_SECURE_NO_WARNINGS
```

```

KWnd::KWnd(LPCTSTR windowName,
           HINSTANCE hInst,
           int cmdShow,
           LRESULT(WINAPI*pWndProc)(HWND,UINT,WPARAM,LPARAM),
           LPCSTR menuName,
           int x,
           int y,
           int width,
           int height,
           UINT classStyle,
           DWORD windowStyle,
           HWND hParent){
    char szClassName[]="KWndClass";
    ws.cbSize           =sizeof(ws);
    ws.style            =classStyle;
    ws.lpfWndProc       =pWndProc;
    ws.cbClsExtra       =0;
    ws.cbWndExtra       =0;
    ws.hInstance        =hInst;
    ws.hIcon            =LoadIcon(NULL,IDI_APPLICATION);
    ws.hCursor          =LoadCursor(NULL,IDC_ARROW);
    ws.hbrBackground=(HBRUSH)GetStockObject(WHITE_BRUSH);
    ws.lpszMenuName     = menuName;
    ws.lpszClassName= szClassName;
    ws.hIconSm          =LoadIcon(NULL,IDI_APPLICATION);
    if(!RegisterClassEx(&ws)){
        char msg[100]="Can't register class: ";
        strcat(msg,szClassName);
    }
}

```

```

        MessageBoxA(0,msg,"Error",MB_OK);
        return;
    }
    hWnd=CreateWindow(szClassName,windowName,windowStyle,x,y,width,height,h
Parent,0,hInst,0);
    if(!hWnd){
        char text[100]="Can't create window: ";
        strcat(text,(LPCSTR)windowName);
        MessageBoxA(0,text,"Error",MB_OK);
        return;
    }
    ShowWindow(hWnd,cmdShow);
}

```

### Б3. Створення вікна, малювання синусоїди.

```

#include<Windows.h>
#include<tchar.h>
#include <math.h>
#include"KWnd.h"
#define Pi 3.14159265 //число Пі
LRESULT CALLBACK pWndProc(HWND,UINT,WPARAM,LPARAM);
void DrawDiagram(HWND, HDC, int);
int WINAPI WinMain(HINSTANCE hInstance,HINSTANCE hPrevInstance,LPSTR
lpCmdLine,int nCmdShow){
    MSG msg;
    KWnd MainWnd(_T("A Oscilloscope
application"),hInstance,nCmdShow,pWndProc);
    while(GetMessage(&msg,0,0,0)){
        TranslateMessage(&msg);

```

```

        DispatchMessage(&msg);
    }
    return msg.wParam;
}

LRESULT CALLBACK pWndProc(HWND hWnd,UINT uMsg,WPARAM
wParam,LPARAM lParam){
    HDC hDC;
    PAINTSTRUCT ps;
    RECT rect;
    int userReply;
    static int offset = 0;
    SetTimer(hWnd, 1, 200, NULL);
    switch(uMsg){
    case WM_TIMER:
        GetClientRect(hWnd, &rect);
        InvalidateRect(hWnd, &rect, true);
        UpdateWindow(hWnd);
        ++offset;
        break;
    case WM_PAINT:
        hDC=BeginPaint(hWnd,&ps);
        DrawDiagram(hWnd, hDC, offset);
        EndPaint(hWnd, &ps);
        break;
    case WM_CLOSE:
        userReply=MessageBox(hWnd,_T("Закрити
додаток?"),(LPCTSTR)"" ,MB_YESNO|MB_ICONQUESTION);
        if(IDYES==userReply)DestroyWindow(hWnd);

```

```

        break;
case WM_DESTROY:
    PostQuitMessage(0);
    break;
default:
    return DefWindowProc(hWnd,uMsg,wParam,lParam);
}
return 0;
}

void DrawDiagram(HWND hwnd, HDC hdc, int offset)
{
    RECT rect;
    GetClientRect(hwnd, &rect);
    const int xVE = rect.right - rect.left;  const int yVE = rect.bottom - rect.top;
    const int xWE = xVE;
    const int yWE = yVE;
    double nPixPerVolt = yVE / 1000.0;
    double nPixPerMs = xVE / 60.0;
    SetMapMode(hdc, MM_ISOTROPIC);
    SetWindowExtEx(hdc, xWE, yWE, NULL);
    SetViewportExtEx(hdc, xVE, -yVE, NULL);
    SetViewportOrgEx(hdc, 10*nPixPerMs, yVE/2, NULL);
    const int tMin = 0;
    const int tMax = 40;
    const int uMin = -400;
    const int uMax = 400;
    const int tGridStep = 5;
    const int uGridStep = 100;

```

```

int x, y;
char* xMark[] = {"0", "5", "10", "15", "20", "25", "30", "35", "40"};
char* yMark[] = {"-40", "-30", "-20", "-10", "0", "10", "20", "30", "40"};
HPEN hPen0 = CreatePen(PS_SOLID, 1, RGB(0, 160, 0));
HPEN hOldPen = (HPEN)SelectObject(hdc, hPen0);
int u = uMin;
int xMin = tMin * nPixPerMs;
int xMax = tMax * nPixPerMs;
for(int i = 0; i < 9; ++i) {
    y = u * nPixPerVolt;
    MoveToEx(hdc, xMin, y, NULL);
    LineTo(hdc, xMax, y);
    TextOut(hdc, xMin-40, y+8, yMark[i], strlen(yMark[i]));
    u += uGridStep;
}
int t = tMin;
int yMin = uMin * nPixPerVolt;
int yMax = uMax * nPixPerVolt;
for(int a = 0; a < 9; ++a) {
    x = t * nPixPerMs;
    MoveToEx(hdc, x, yMin, NULL);
    LineTo(hdc, x, yMax);
    TextOut(hdc, x, yMin-10, xMark[a], strlen(xMark[a]));
    t += tGridStep;
}
HPEN hPen1 = CreatePen(PS_SOLID, 3, RGB(0, 0, 0));
SelectObject(hdc, hPen1);
MoveToEx(hdc, 0, 0, NULL); LineTo(hdc, xMax, 0);

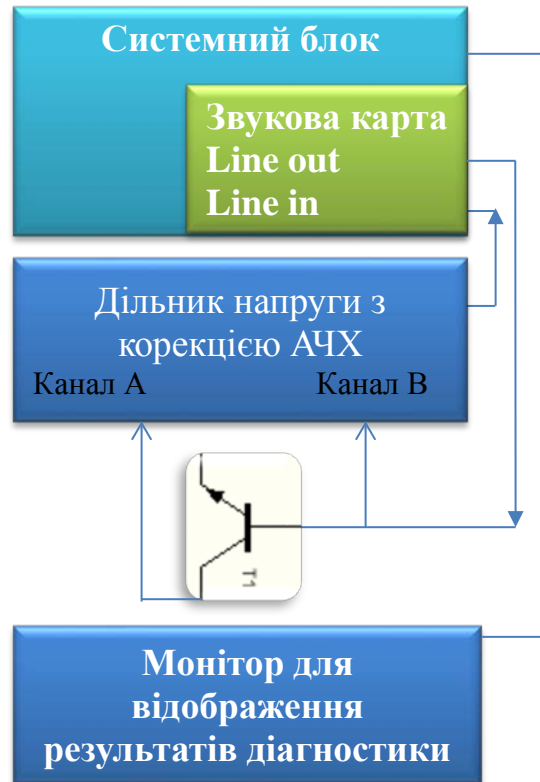
```

```

MoveToEx(hdc, 0, yMin, NULL); LineTo(hdc, 0, yMax);
HPEN hPen2 = CreatePen(PS_SOLID, 5, RGB(200, 0, 100));
SelectObject(hdc, hPen2);
int tStep = 1;
double radianPerx = 2 * Pi / 30;
const double uAmplit = 250;
t = tMin;
MoveToEx(hdc, 0, ((uAmplit * sin(t * radianPerx - offset)) * nPixPerVolt), NULL);
while(t <= tMax) {
    u = uAmplit * sin(t * radianPerx - offset);
    LineTo(hdc, t * nPixPerMs, u * nPixPerVolt);
    t += tStep;
}
SelectObject(hdc, hOldPen);}

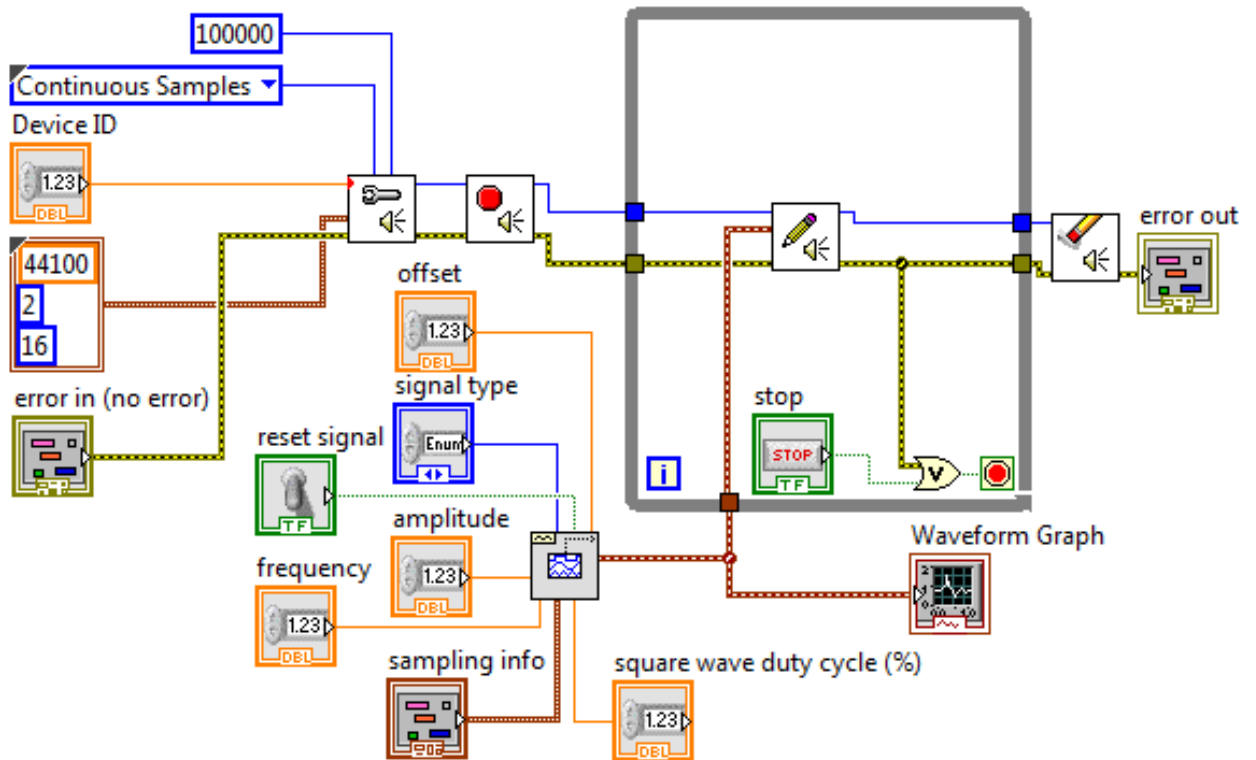
```

#### Б4. Структурна схема комп'ютеризованої системи

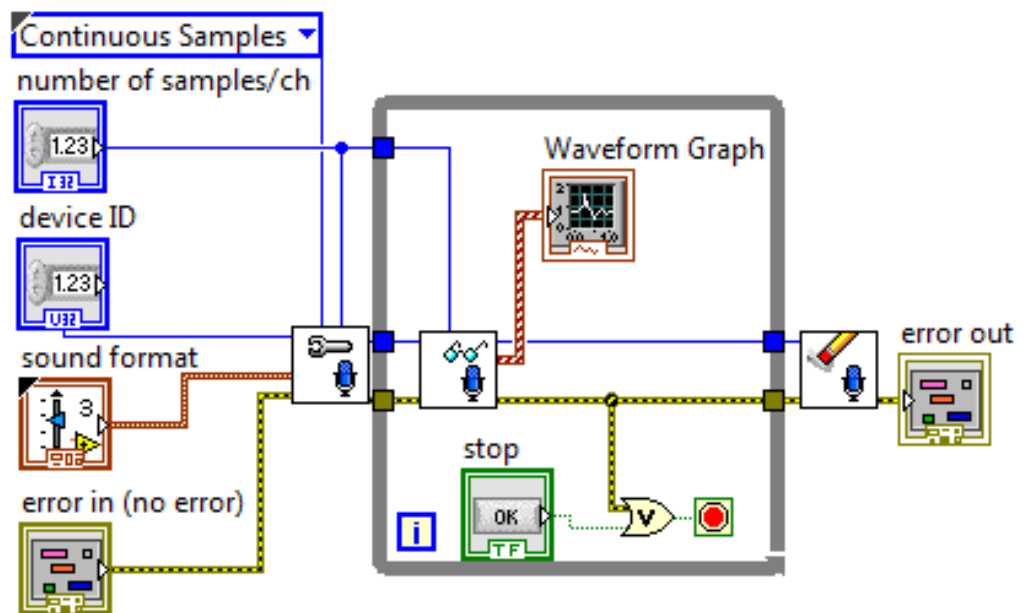


Line in - сигнали, що вимірюються. Line out – вихід генератору. Вхід: тестовий сигнал. Вихід: функція відгуку системи на тестовий сигнал у вигляді осцилограми, спектрограми, числового значення.

**Б5.** Функціональна схема генератора функцій, що була розроблена за домого мови візуального програмування LabView



**Б6.** Функціональна схема осцилографа, що була розроблена за домого мови візуального програмування LabView



## ДОДАТОК В

### Результати експеримента

Мета експеримента - перевірити можливість проводити ефективність діагностики, яка здійснюється за допомогою запропонованої комп'ютеризованої системи діагностування з використанням фігур Ліссажу.

Об'єкт експеримента – процес діагностування електронних систем.

Предмет експеримента - сто вольтметрів В7-40, які знаходяться в експлуатації на Державному підприємстві «Завод 410 цивільної авіації».

Під час експерименту було дотримано усіх мов експлуатації вольтметрів В7-40, які вказані в керівництві по експлуатації що до цих приладів та нормальні умови вимірювання: температура 20 °С, атмосферний тиск 760 мм рт.ст., відносна вологість 60%, частота вібрацій не перевищувала 10 Гц.

При діагностуванні використовувалась така апаратура: тестер (МУ64), осцилограф (GDS-820), калібратор (Н4-6), магазин опорів (Р3026), комп'ютеризована система діагностування з використанням фігур Ліссажу.

У процесі експеримента були виявлені такі основні несправності.

#### 1. Несправності блоку живлення.

##### 1.1. Несправності цифрового стабілізатора.

1.1.1. При включенні приладу не загоряються індикатори, не чутий писк стабілізатора.

1.1.2. Відсутня напруга живлення +5 В.

1.1.3. Великі пульсації (в межах 1 В).

##### 1.2. Несправності аналогового стабілізатора.

1.2.1. Зменшились напруги -15В до -13В, -13В до -11В.

1.2.2. Зменшилась напруга живлення -13В (транзистор VT16 цілий).

1.2.3. Напруги  $\pm 15В$  зменшились до + 6В і -5В (зменшились також і -13В, -11В).

#### 2. Несправності АЦП.

2.1.3 прогріванням різко збільшується похибка вимірюного сигналу на вході  
+ V =

- 2.2. Дуже велика похибка вимірювання сигналу на вході  $-V =$
- 2.3. Мигтять покази останнього розряду на межах  $200\text{mV} = \text{і } 20\text{ V} =$
- 2.4. Неправильна опорна напруга. Джерела
- 2.5. Відсутній нуль при закороченому вході, спотворені покази при вимірах.
- 2.6. Немає можливості виставити нуль при закороченому вході
3. Несправності, пов'язані з управлінням.
  - 3.1. Блокування вимірювань при входній змінній напрузі  $\geq 400\text{ V}$ .
  - 3.2. При включенні приладу на табло відображаються покази приладу відмінні від нуля та не змінюються при подальших маніпуляціях з приладом
  - 3.3. При натисканні кнопки перемикання меж « $\leftrightarrow$ » вмикається режим омметра.
  - 3.4. Періодично (5-10 разів на день) раптово клацає реле та висвічується перевантаження.
  - 3.5. Не перемикаються межі вимірів і режими роботи.
  - 3.6. Не світяться коми.
  - 3.7. Не клацають реле при перемиканні режимів
4. Несправності входних перетворювачів.
  - 4.1. Вимірює постійну напругу ( $V =$ ) після подачі напруги з другого разу.
  - 4.2. Відсутній нуль при замкнутому вході.
  - 4.3. На межі  $20\text{V}$  постійної напруги немає нуля при закороченому вході.
  - 4.4. Не вимірює опір  $R$  - перенавантаження.
  - 4.5. Спотворені показання при вимірюванні опору  $1\text{КОм}$  на вході, а на індикаторі  $0,6\text{кОм}$ .
  - 4.6. Хаотичні покази в режимі вимірювання опору ( $R$ ).
  - 4.7. Довгий встановлення нульових показань в режимі вимірювання опору ( $R$ ).
  - 4.8. Похибка на межах  $2$  і  $20\text{МОм}$  більше допуску.
  - 4.9. Велика похибка на межі  $20\text{МОм}$  (покази сильно занижені)
  - 4.10. Не вистачає діапазону регулювання на межі  $20\text{КОм}$ .

#### 4.11. Не вимірює струм.

Аналізуючи результати проведення експерименту можна констатувати, що комп'ютеризована система діагностики з використанням фігур Ліссажу цілком задовільно діагностує несправності окремих компонентів друкованої плати. Під час діагностування методом контрольних точок, накладається обмеження на частотний діапазон сигналу, який приймає пропонована комп'ютерна система діагностики. Це обмеження накладає звукова карта ПК.

## ДОДАТОК Д

### Спостережувані значення $\chi^2$ та $\omega^2$

Якщо в колонках в табл. В.1 – В.6 стоїть прочерк – то отримані результати, для даного розподілу, не можливо обробити за допомогою математичного апарата, який запропонований критерієм згоди. Рівень значимості  $\rho$  необхідно вибирати з ряду: 0,01; 0,05; 0,1; 0,15; 0,2; 0,3; 0,5.

Таблиця Д1

Спостережувані значення  $\chi^2$  і відповідні їм рівні значимості  $\rho$   
(генеральна сукупність № 4)

F	DN		DM		N		LN		W	
	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$
0,1	5,5399	0,2	5,3789	0,2	5,5179	0,2	5,5048	0,2	6,3297	0,15
0,2	10,6711	0,05	10,5973	0,05	8,5541	0,2	10,7178	0,05	8,6744	0,15
0,3	1,2819	0,5	1,281	0,5	2,5923	0,5	1,2619	0,5	9,0081	0,05
0,5	2,5526	0,5	2,5529	0,5	3,8008	0,5	2,5855	0,5	8,975	0,1

Таблиця Д2

Спостережувані значення  $\chi^2$  і відповідні їм рівні значимості  $\rho$   
(генеральна сукупність № 5)

F	DN		DM		N		LN		W	
	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$
0,1	17,2064	-	16,7797	-	6,7836	0,05	16,8374	-	5,7573	0,1
0,2	2,177	0,5	2,1678	0,5	4,99158	0,2	2,2165	0,5	8,8093	0,05
0,3	5,5633	0,3	5,5471	0,3	5,9920	0,3	5,5891	0,3	9,4391	0,15
0,5	14,9131	-	14,902	-	10,3724	0,01	14,8742	-	10,1739	0,01

Таблиця Д.3

Спостережувані значення  $\chi^2$  і відповідні їм рівні значимості  $\rho$   
(генеральна сукупність № 10)

$F$	DN		DM		N		LN		W	
	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$	$\chi^2$	$\rho$
0,1	92,046	-	90,45	-	36,04	-	88,02	-	33,51	-
0,2	6,8546	0,2	6,8061	0,2	6,0367	0,3	6,6664	0,2	11,6712	0,01
0,3	3,0054	0,3	3,0153	0,3	6,4558	0,05	3,0086	0,3	15,137	-
0,5	3,5151	0,5	3,5122	0,5	2,5103	0,5	3,4988	0,5	7,8221	0,15

Таблиця Д4

Спостережувані значення  $\omega^2$  (генеральна сукупність № 4)

$F$	DN		DM		N		LN		W	
	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$
0,1	1,148	0,709	1,123	0,7	0,95	0,615	1,12	0,7	1,16	0,717
0,2	1,046	0,668	1,038	0,663	0,608	0,361	1,054	0,668	0,786	0,512
0,3	0,3943	0,141	0,3935	0,141	0,471	0,222	0,39	0,141	1,369	0,789
0,5	0,3186	0,078	0,3183	0,078	0,3459	0,104	0,3204	0,078	0,9933	0,637

Таблиця Д5

Спостережувані значення  $\omega^2$  (генеральна сукупність № 5)

$F$	DN		DM		N		LN		W	
	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$
0,1	1,137	0,709	1,1183	0,7	0,943	0,610	1,1177	0,7	1,186	0,725
0,2	0,461	0,212	0,455	0,212	0,61	0,361	0,457	0,212	0,13	0,704
0,3	0,6241	0,731	0,6235	0,371	0,806	0,526	0,622	0,371	1,556	0,837
0,5	0,9827	0,632	0,9819	0,632	0,6	0,352	0,9808	0,632	1,139	0,709

Спостережувані значення  $\omega^2$  (генеральна сукупність № 10)

$F$	DN		DM		N		LN		W	
	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$	$\omega^2$	$\rho$
0,1	2,426	0,945	2,399	0,944	0,937	0,610	2,384	0,943	1,344	0,780
0,2	0,558	0,313	0,556	0,313	0,676	0,424	0,549	0,304	1,421	0,803
0,3	0,34653	0,104	0,34697	0,104	0,657	0,407	0,345	0,104	1,815	0,884
0,5	0,4694	0,222	0,4692	0,222	0,434	0,181	0,467	0,222	1,534	0,831

**Додаток Е**  
**Відносні помилки**

Таблиця Е1

Значення критерію згоди  $\chi^2$  для функції DN - розподілу, обчисленої з використанням таблиць DN - розподілу. Вибірка №4

$x$	$\vartheta$	$m_j$	$\vartheta_j$	$DN(x, \tilde{\nu})$	$p_j$	$n p_j$	$(m_j - n p_j)^2$	$(m_j - n p_j)^2 / n p_j$
0,60241	0,06	12	0,06	0,053391	0,0532	5,3391	6,66090548	8,309959985
0,70281	0,07	7	0,07	0,213564	0,1602	16,0173	-9,0172836	5,076478948
0,90361	0,09	28	0,09	0,53391	0,3204	32,0346	-4,0345671	0,508130226
1,10442	0,11	22	0,11	0,747473	0,2136	21,3564	0,64362192	0,019396977
1,20482	0,12	12	0,12	0,854255	0,1068	10,6782	1,32181096	0,163621772
1,40562	0,14	10	0,14	0,9610370	0,1068	10,6782	-0,678189	0,043072882
1,90763	0,19	9	0,19	1,06248	0,1014	10,1443	-1,1442796	0,129075285
$\chi^2 = \sum_{j=1}^r \frac{1}{n p_j} (m_j - n p_j)^2 = 14,24973607 ; k=7-3=4. \text{ Гіпотеза спростована.}$								

Таблиця Е2

Значення критерію згоди  $\chi^2$  для функції DN - розподілу, обчисленої з використанням функції нормованого нормального розподілу. Вибірка №4

$\vartheta$	$m_j$	$\vartheta_j$	$DN(x, \tilde{\mu}, \tilde{\nu})$	$p_j$	$n p_j$	$(m_j - n p_j)^2$	$(m_j - n p_j)^2 / n p_j$
1	2	3	4	5	6	7	8
0,06	12	0,06	0,071749154	0,071749	7,174915	4,82508458	3,244838423
0,07	7	0,07	0,167548508	0,095799	9,579935	-2,5799354	0,694792423
0,09	28	0,09	0,435056497	0,267508	26,7508	1,24920111	0,058334834
0,11	22	0,11	0,681154795	0,246098	24,60983	-2,6098298	0,276767929
0,12	12	0,12	0,772305659	0,091151	9,115086	2,88491363	0,913071615

## Продовження таблиці Е2

1	2	3	4	5	6	7	8
0,14	10	0,14	0,892018728	0,119713	11,97131	-1,971307	0,324613782
0,19	9	0,19	0,987127483	0,095109	9,510875	-0,5108755	0,02744161
$\chi^2 = \sum_{j=1}^r \frac{1}{n_{p_j}} (m_j - n_{p_j})^2 = 5,5539860616; k = 7-3=4. \text{ Гіпотеза прийнята для } \rho=0,2.$							

## Таблиця Е3

Відносна помилка, викликана використанням таблиць DN - розподілу. Вибірка №4

$DN(x, \tilde{\mu}, \tilde{\nu})$	$DN(x, \tilde{\nu})$	Відносна помилка, $\delta$
0,071749154	0,053390945	0,343845
0,167548508	0,213563781	0,2154638
0,435056497	0,533909452	0,1851493
0,681154795	0,747473233	0,0887235
0,772305659	0,854255123	0,0959309
0,892018728	0,961037014	0,0718165
0,987127483	1,062479809	0,0709212

## Таблиця Е4

Значення критерію згоди  $\chi^2$  для функції DN - розподілу, обчисленої з використанням таблиць DN - розподілу. Вибірка №5

$x$	$\vartheta$	$m_j$	$\vartheta_j$	$DN(x, \tilde{\nu})$	$p_j$	$n p_j$	$(m_j - n p_j)^2$	$(m_j - n p_j)^2 / n p_j$
1	2	3	4	5	6	7	8	1
0,5877	0,06	12	0,06	0,04807268	0,04807	4,80727	7,19273	10,7619123
0,7836	0,08	16	0,08	0,19229072	0,14422	14,4218	1,5782	0,17270404

## Продовження таблиці Е4

1	2	3	4	5	6	7	8	1
0,8815	0,09	14	0,09	0,38458143	0,192291	19,2291	-5,22907	1,42197136
1,0774	0,11	30	0,11	0,57687215	0,19229	19,2291	10,7709	6,03320345
1,1753	0,12	8	0,12	0,6730175	0,09615	9,61452	-1,61454	0,27112341
1,7629	0,18	20	0,18	0,95183904	0,27882	27,8822	-7,88215	2,22824777
$\chi^2 = \sum_{j=1}^r \frac{1}{n_{p_j}} (m_j - n_{p_j})^2 = 20,88916234; k = 6-3=3. \text{ Гіпотеза спростована.}$								

## Таблиця Е5

Значення критерію згоди  $\chi^2$  для функції DN - розподілу, обчисленої з використанням функції нормованого нормального розподілу.

## Вибірка №5

$\vartheta$	$m_j$	$\vartheta_j$	$DN(x, \tilde{\mu}, \tilde{\nu})$	$p_j$	$n p_j$	$(m_j - n p_j)^2$	$(m_j - n p_j)^2 / n p_j$
0,06	12	0,06	0,040685243	0,040685243	4,068524	7,93147566	15,4621924
0,08	16	0,08	0,237377089	0,196691846	19,66918	-3,6691846	0,684467398
0,09	14	0,09	0,381986431	0,144609342	14,46093	-0,46093421	0,014692021
0,11	30	0,11	0,656485073	0,274498642	27,44986	2,550135822	0,236911653
0,12	8	0,12	0,760536737	0,104051664	10,40517	-2,4051664	0,555957028
0,18	20	0,18	0,984289307	0,22375257	22,37526	-2,37525703	0,252146644
$\chi^2 = \sum_{j=1}^r \frac{1}{n_{p_j}} (m_j - n_{p_j})^2 = 17,20636714; k = 6-3=3. \text{ Гіпотеза спростована.}$							

Відносна помилка, викликана використанням таблиць DN - розподілу.

Вибірка №5

$DN(x, \tilde{\mu}, \tilde{\nu})$	$DN(x, \tilde{\nu})$	Відносна помилка, $\delta$
0,040685243	0,04807268	0,153672222
0,237377089	0,19229072	0,234469845
0,381986431	0,38458143	0,006747593
0,656485073	0,57687215	0,138007925
0,760536737	0,6730175	0,130040057
0,984289307	0,95183904	0,03409218

Таблиця Е7

Значення критерію згоди  $\chi^2$  для функції DN - розподілу, обчисленої

з використанням таблиць DN - розподілу. Вибірка №10

$x$	$\vartheta$	$m_j$	$\vartheta_j$	$DN(x, \tilde{\nu})$	$p_j$	$n p_j$	$(m_j - n p_j)^2$	$(m_j - n p_j)^2 / n p_j$
0,5187	0,05	6	0,05	0,003113	0,003113	0,311327	5,6886731	103,9454091
0,6224	0,06	6	0,06	0,023519	0,020406	2,040578	3,95942172	7,682636128
0,8299	0,08	20	0,08	0,270002	0,246483	24,64825	-4,6482539	0,876583976
0,934	0,09	15	0,09	0,441416	0,171415	17,14147	-2,141474	0,267533056
1,1411	0,1	14	0,11	0,755302	0,313885	31,38853	-17,388533	9,632851272
1,2448	0,12	28	0,12	0,863855	0,108553	10,85534	17,1446579	27,07784696
1,6598	0,16	11	0,16	1,006696	0,14284	14,28405	-3,2840479	0,755036029
$\chi^2 = \sum_{j=1}^r \frac{1}{n p_j} (m_j - n p_j)^2 = 150,2378965; k = 7 - 3 = 4. \text{ Гіпотеза спростована.}$								

Таблиця Е8

Значення критерію згоди  $\chi^2$  для функції DN - розподілу, обчисленої з використанням функції нормованого нормального розподілу. Вибірка №10

$g$	$m_j$	$g_j$	$DN(x, \tilde{\mu}, \tilde{\nu})$	$p_j$	$n p_j$	$(m_j - n p_j)^2$	$(m_j - n p_j)^2 / n p_j$
0,05	6	0,05	0,006259544	0,00626	0,625954	5,37404558	46,13812951
0,06	6	0,06	0,039864474	0,033605	3,360493	2,63950704	2,07320697
0,08	20	0,08	0,272163712	0,232299	23,22992	-3,2299238	0,449093504
0,09	15	0,09	0,443177899	0,171014	17,10142	-2,1014187	0,258221876
0,1	14	0,11	0,740521076	0,297343	29,73432	-15,734318	8,326027751
0,12	28	0,12	0,838320438	0,097799	9,779936	18,2200638	33,94405839
0,16	11	0,16	0,983606592	0,145286	14,52862	-3,5286154	0,857007098
$\chi^2 = \sum_{j=1}^r \frac{1}{n p_j} (m_j - n p_j)^2 = 92,0457451; k = 7 - 3 = 4. \text{ Гіпотеза спростована.}$							

Таблиця Е9

Відносна помилка, викликана використанням таблиць DN - розподілу.

Вибірка №10

$DN(x, \tilde{\mu}, \tilde{\nu})$	$DN(x, \tilde{\nu})$	Відносна помилка, $\delta$
0,006259544	0,003113269	1,0106018
0,039864474	0,023519052	0,7338522
0,272163712	0,270001591	0,9768166
0,443177899	0,441416331	0,9858194
0,740521076	0,755301657	0,9917125
0,838320438	0,863855078	0,9927539
0,983606592	1,006695558	0,9937821

## ДОДАТОК Ж

### Графіки щільностей розподілів

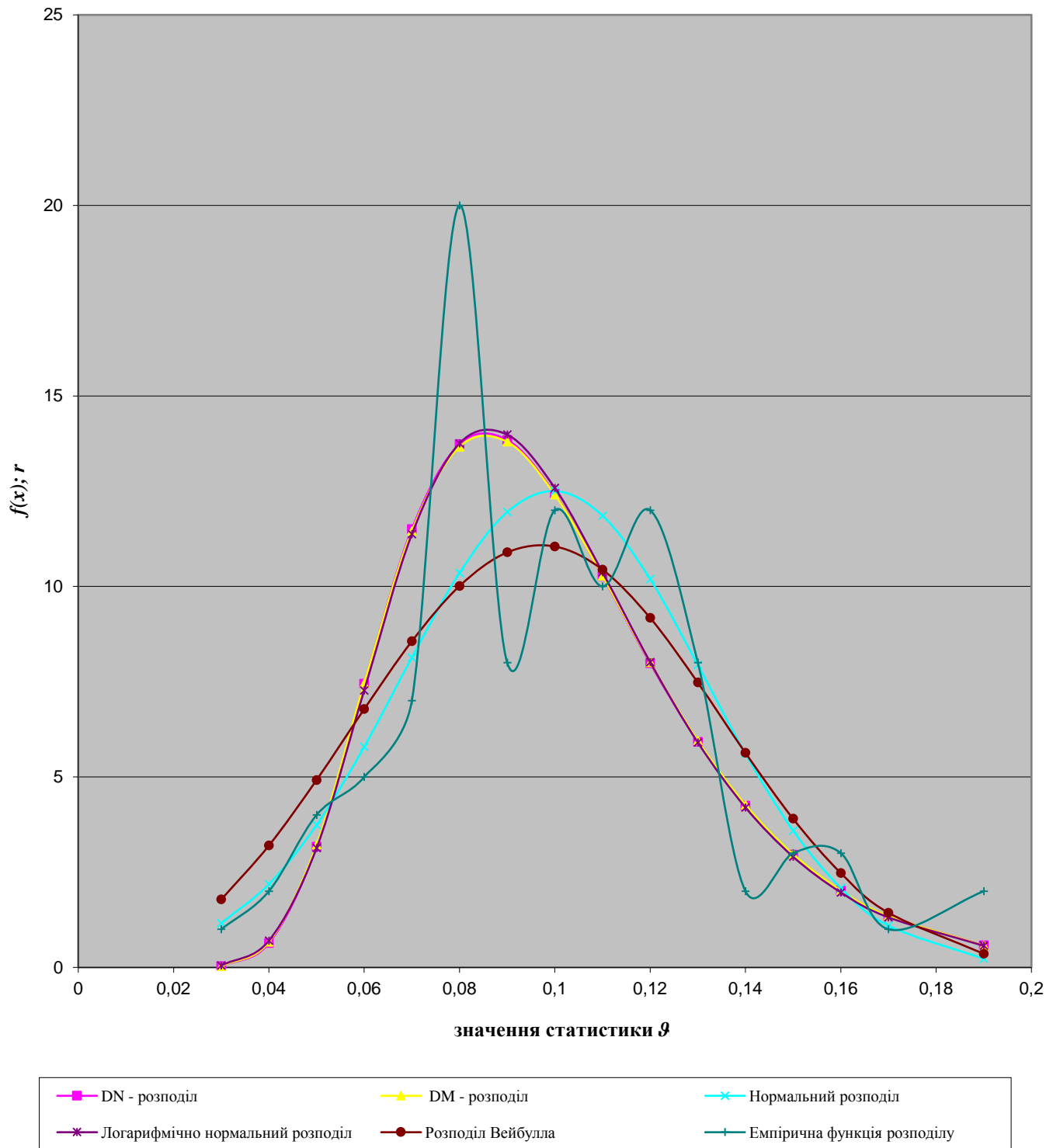


Рис. Ж1 Щільність розподілів для генеральної сукупності №4. Об'єм вибірки  $N=463$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,1$ .

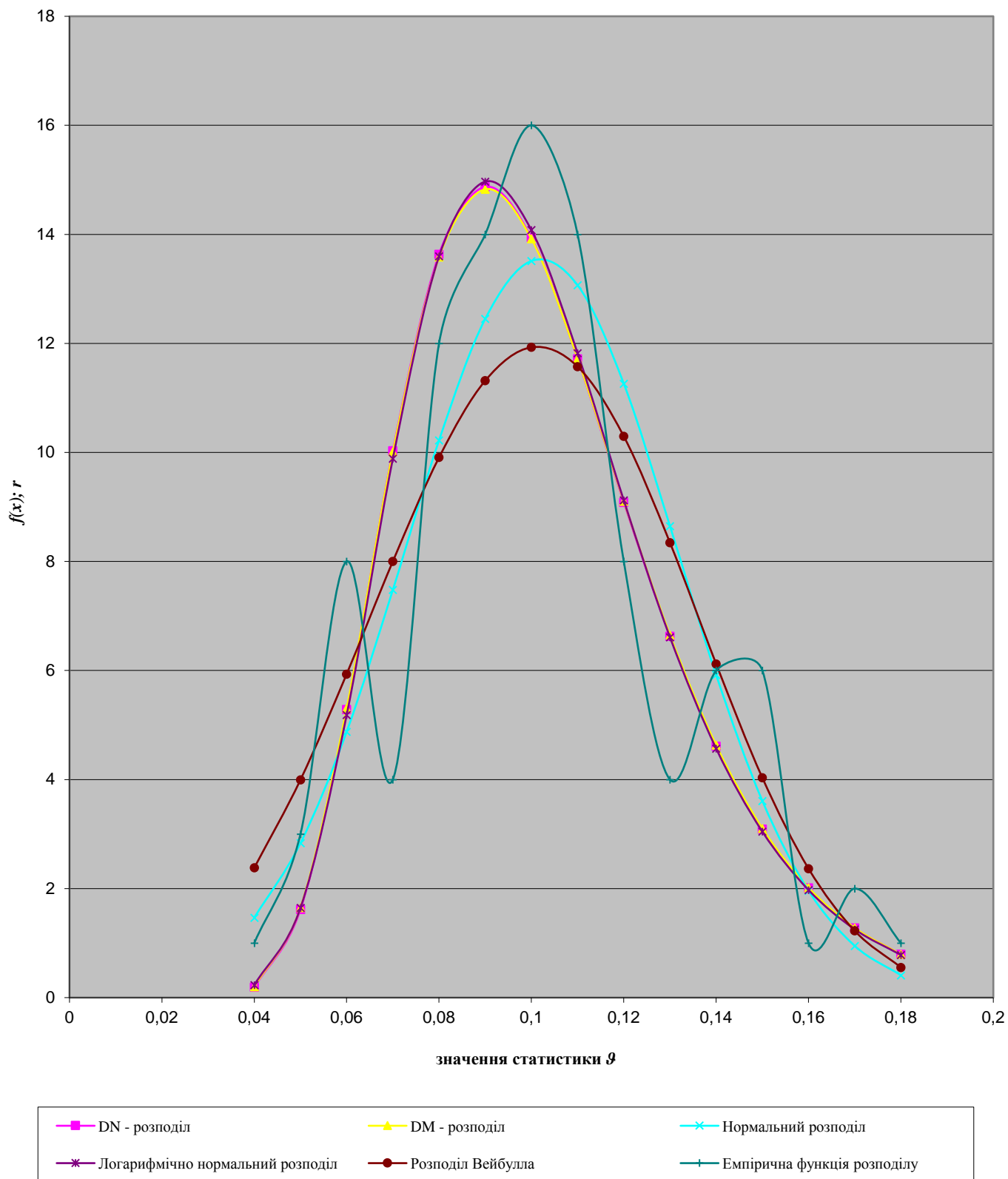


Рис. Ж2. Щільність розподілів для генеральної сукупності №5. Об'єм вибірки  $N=504$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,1$ .

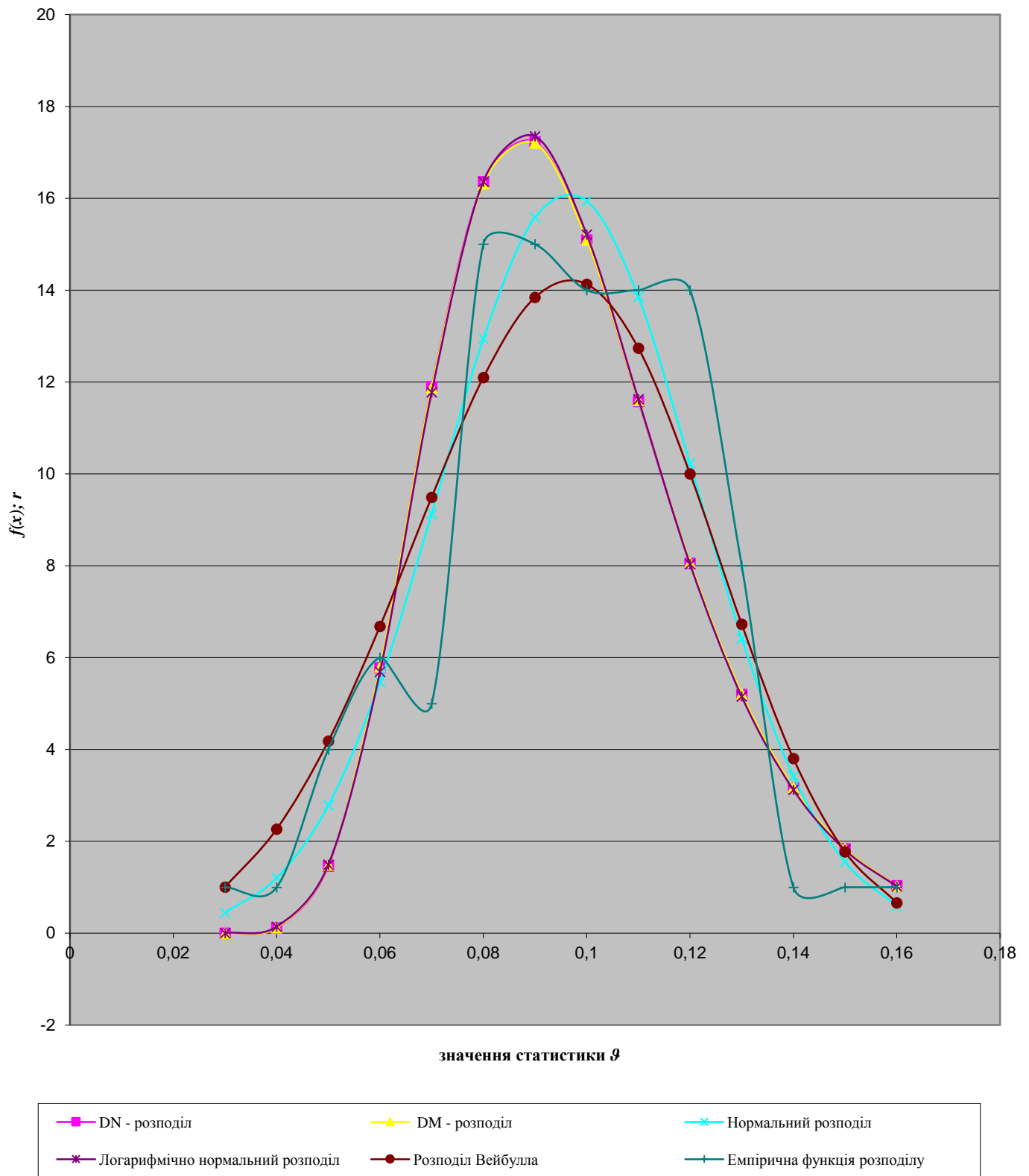


Рис. Ж3. Щільність розподілів для генеральної сукупності №10. Об'єм вибірки  $N=309$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,1$ .

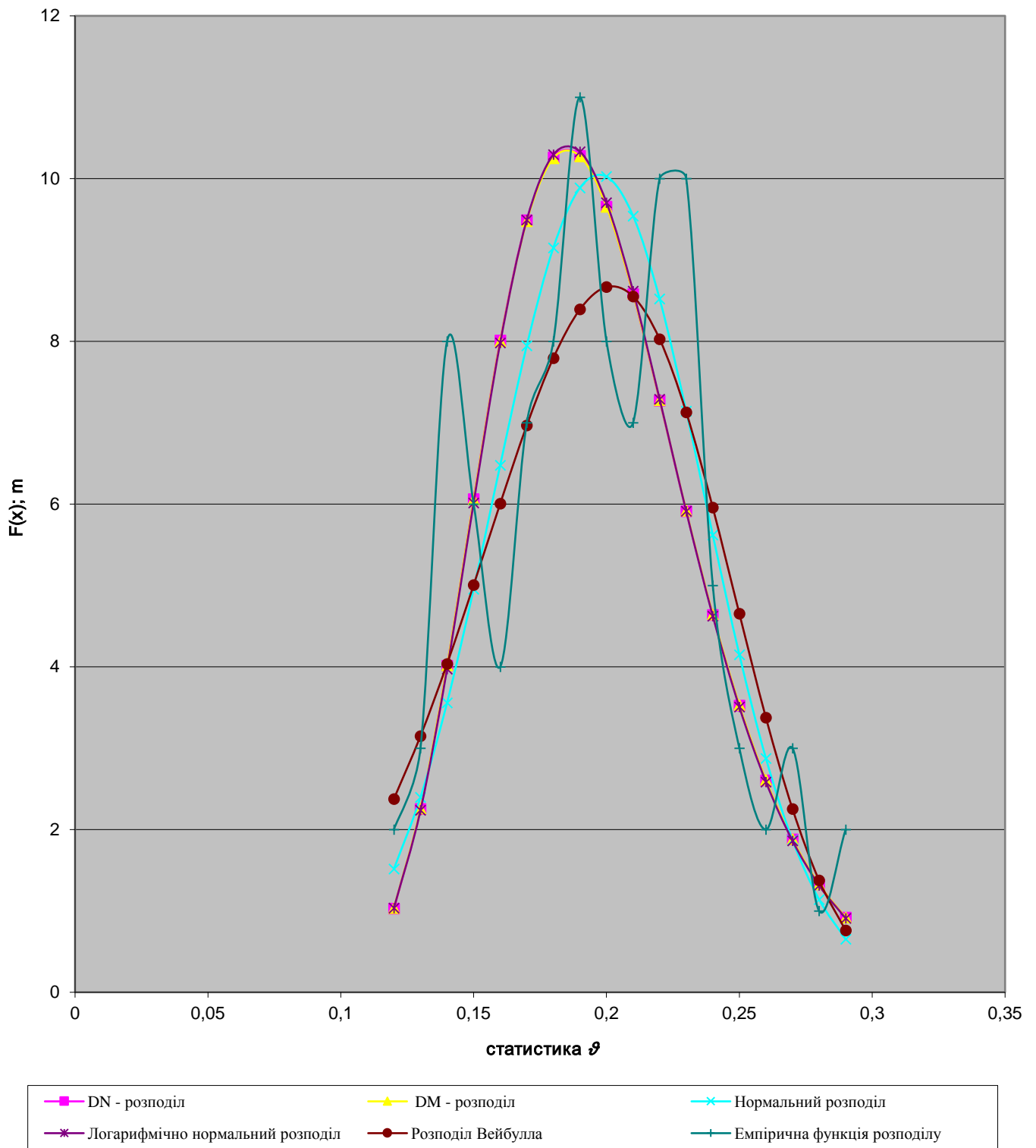


Рис. Ж4. Щільність розподілів для генеральної сукупності №4. Об'єм вибірки  $N=463$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,2$ .

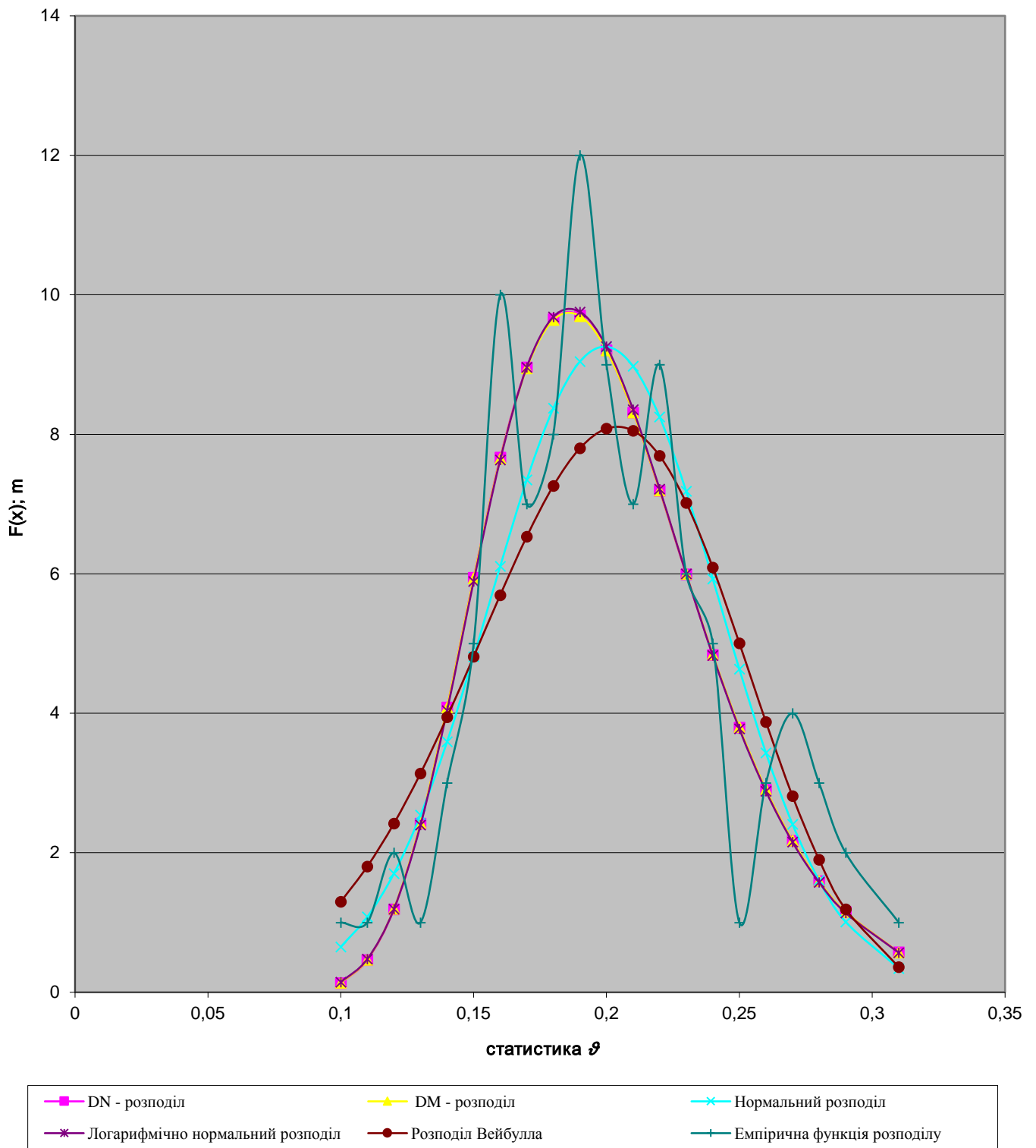


Рис. Ж5. Щільність розподілів для генеральної сукупності №5. Об'єм вибірки  $N=504$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,2$ .

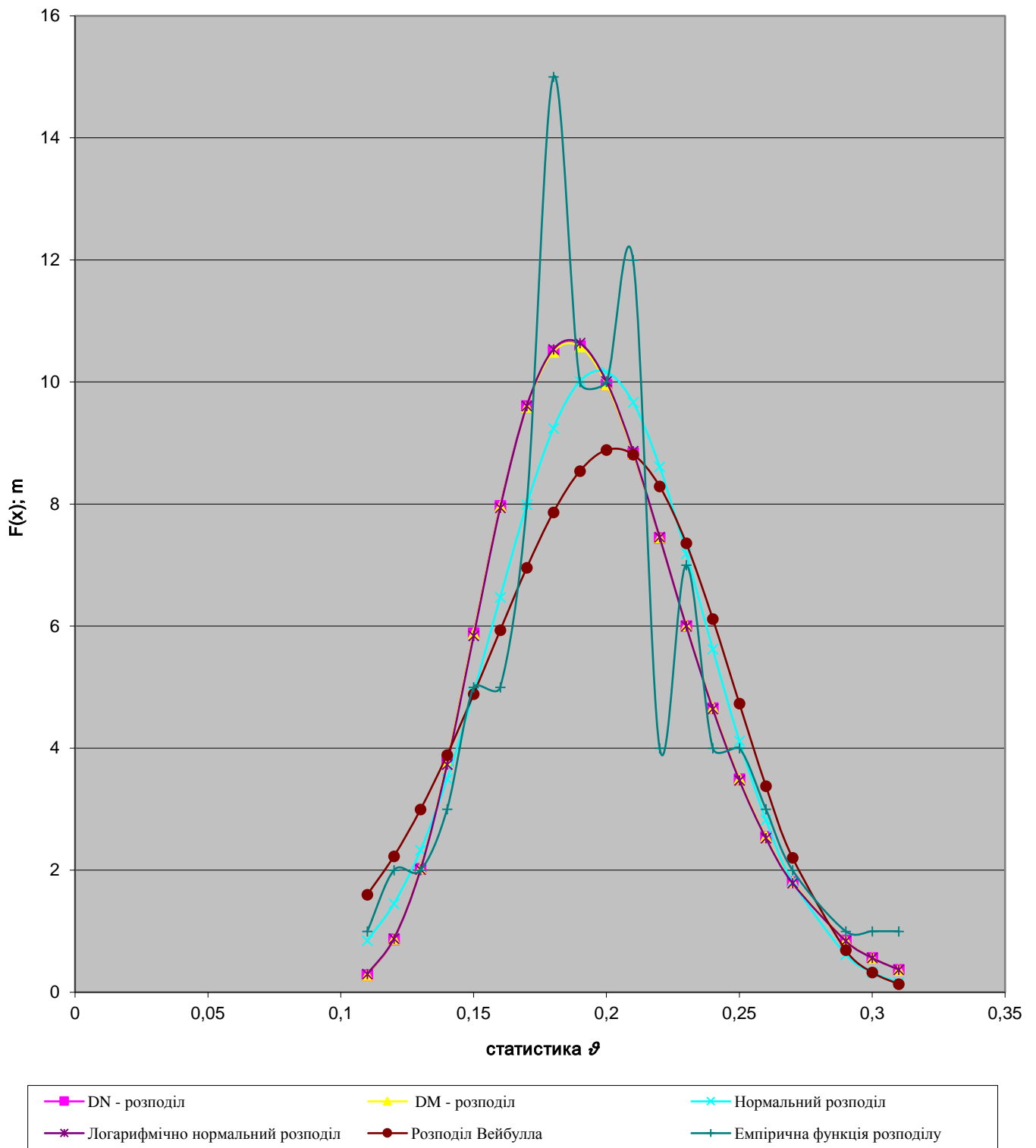


Рис. Ж6. Щільність розподілів для генеральної сукупності №10. Об'єм вибірки  $N=504$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,2$ .

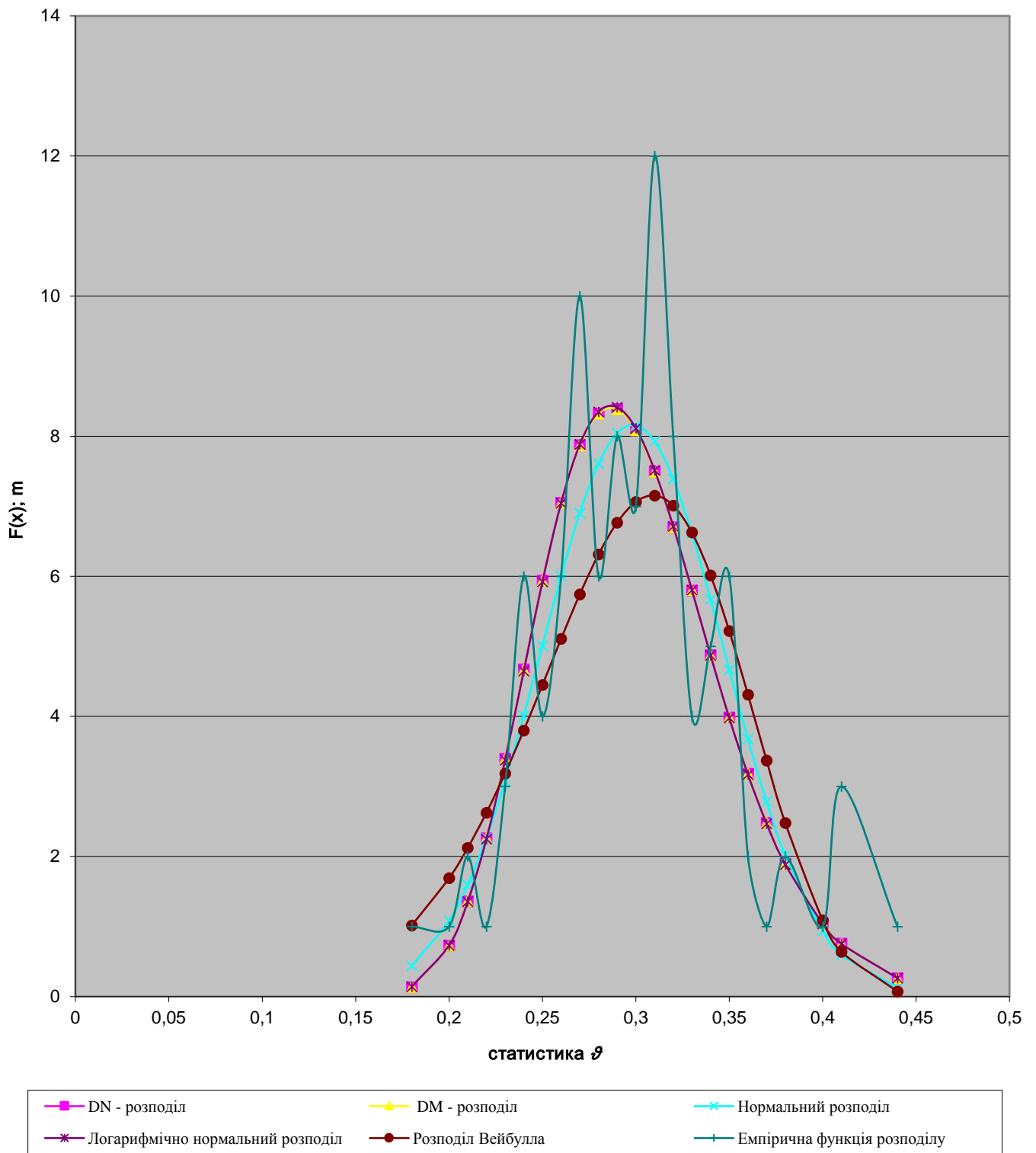


Рис. Ж7. Щільність розподілів для генеральної сукупності №4. Об'єм вибірки  $N=463$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,3$ .

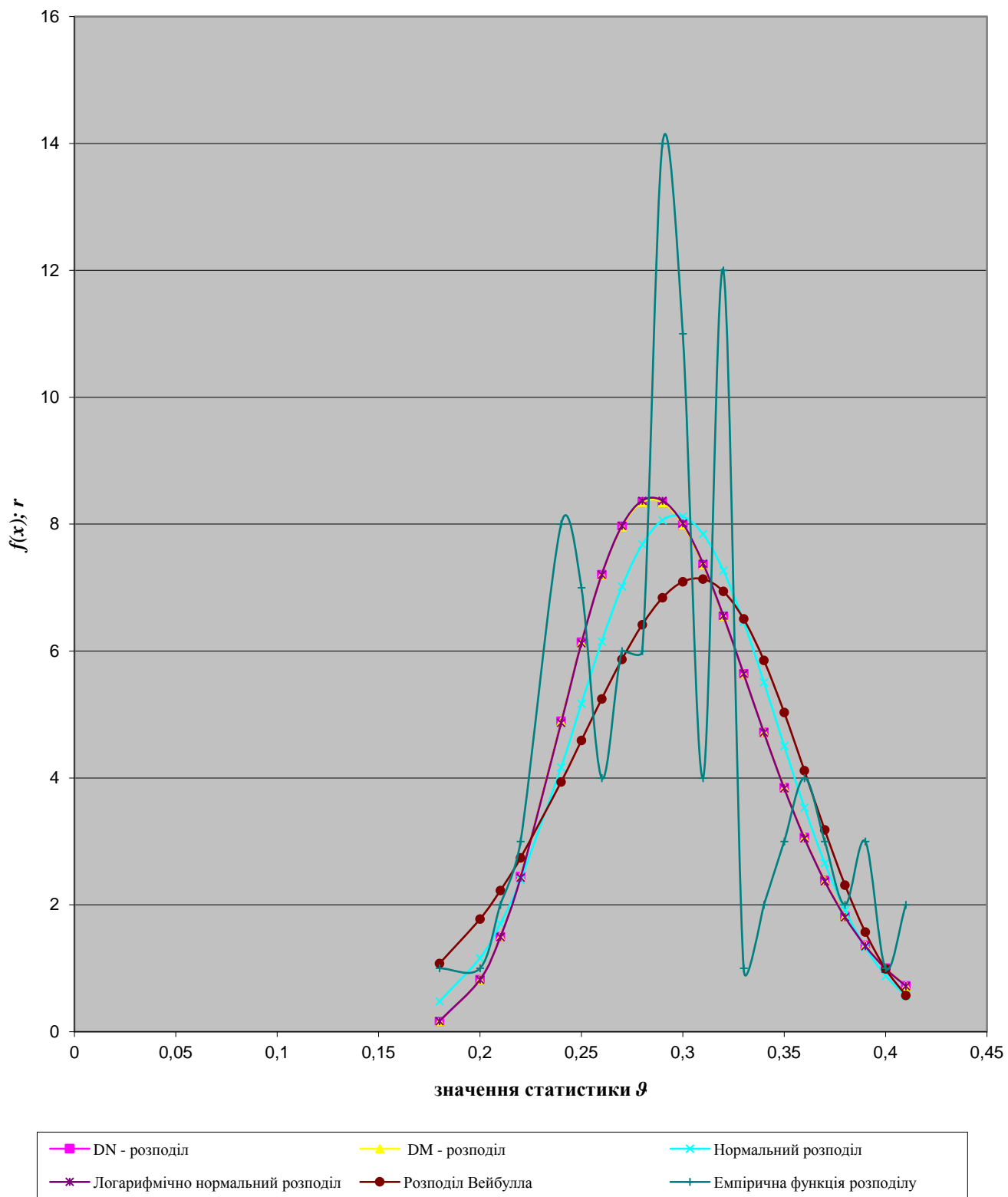


Рис. Ж8. Щільність розподілів для генеральної сукупності №5. Об'єм вибірки  $N=504$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,3$ .

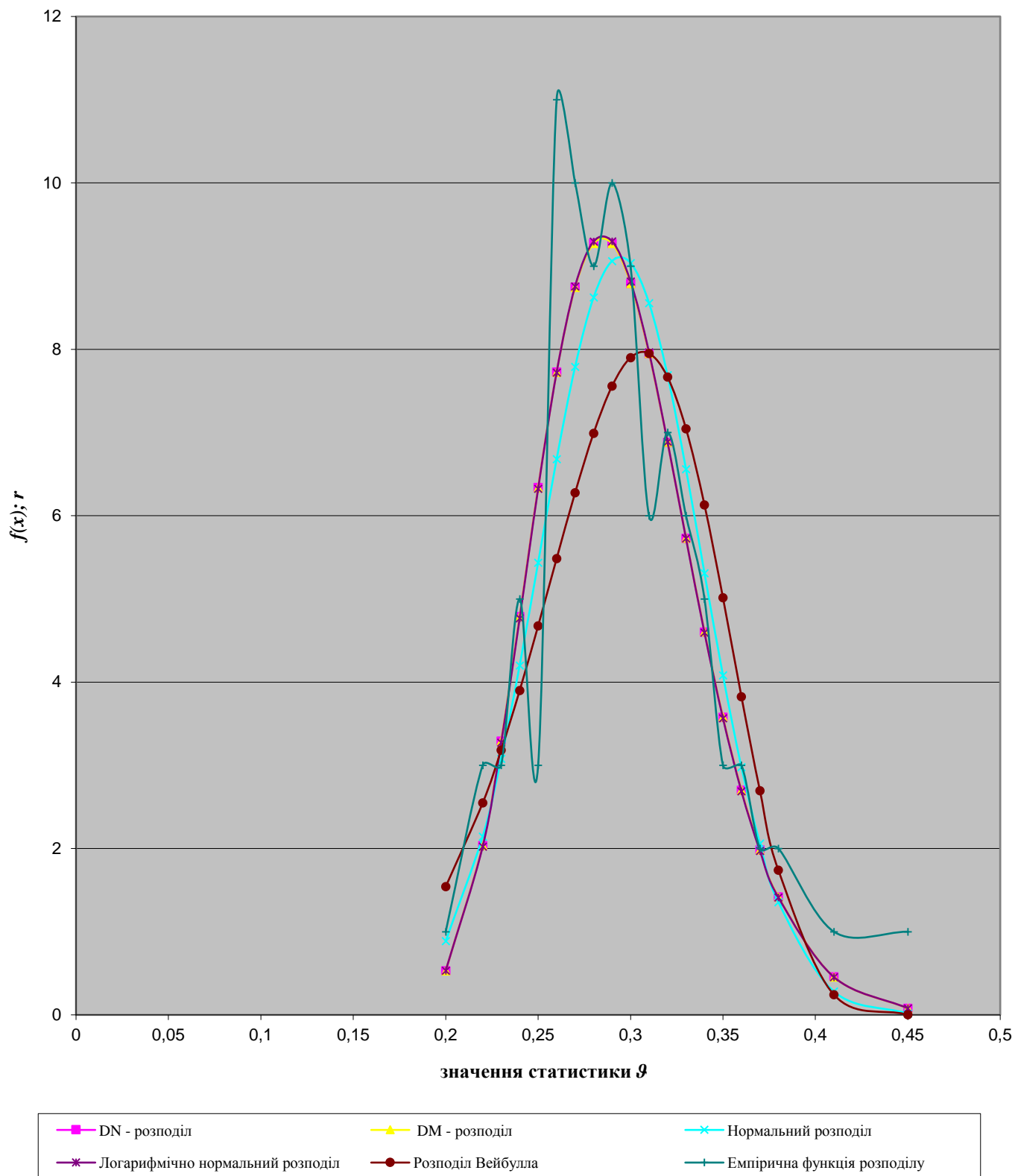


Рис. Ж9. Щільність розподілів для генеральної сукупності №10. Об'єм вибірки  $N=309$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,3$ .

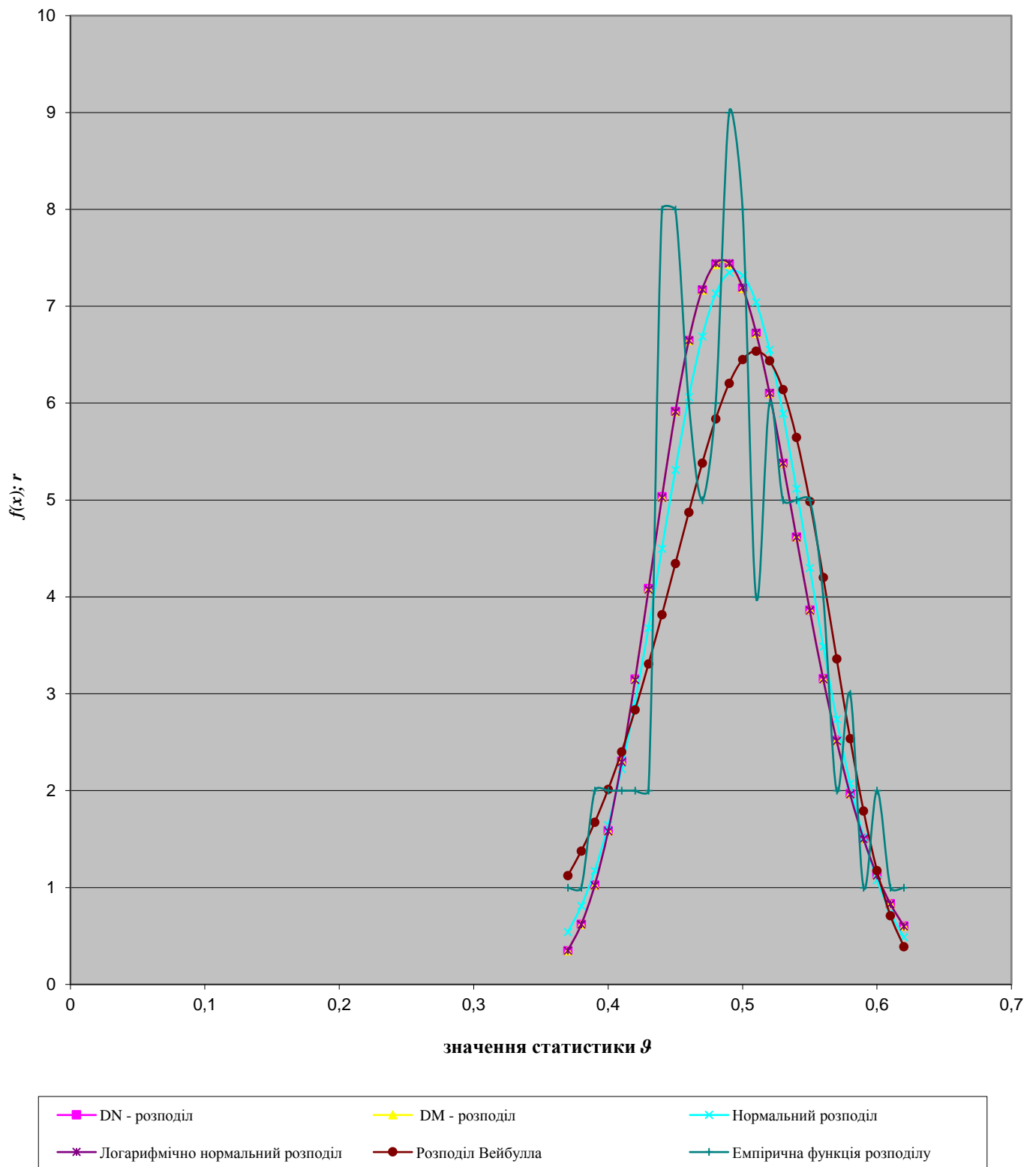


Рис. Ж10. Щільність розподілів для генеральної сукупності №4. Об'єм вибірки  $N=463$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,5$ .

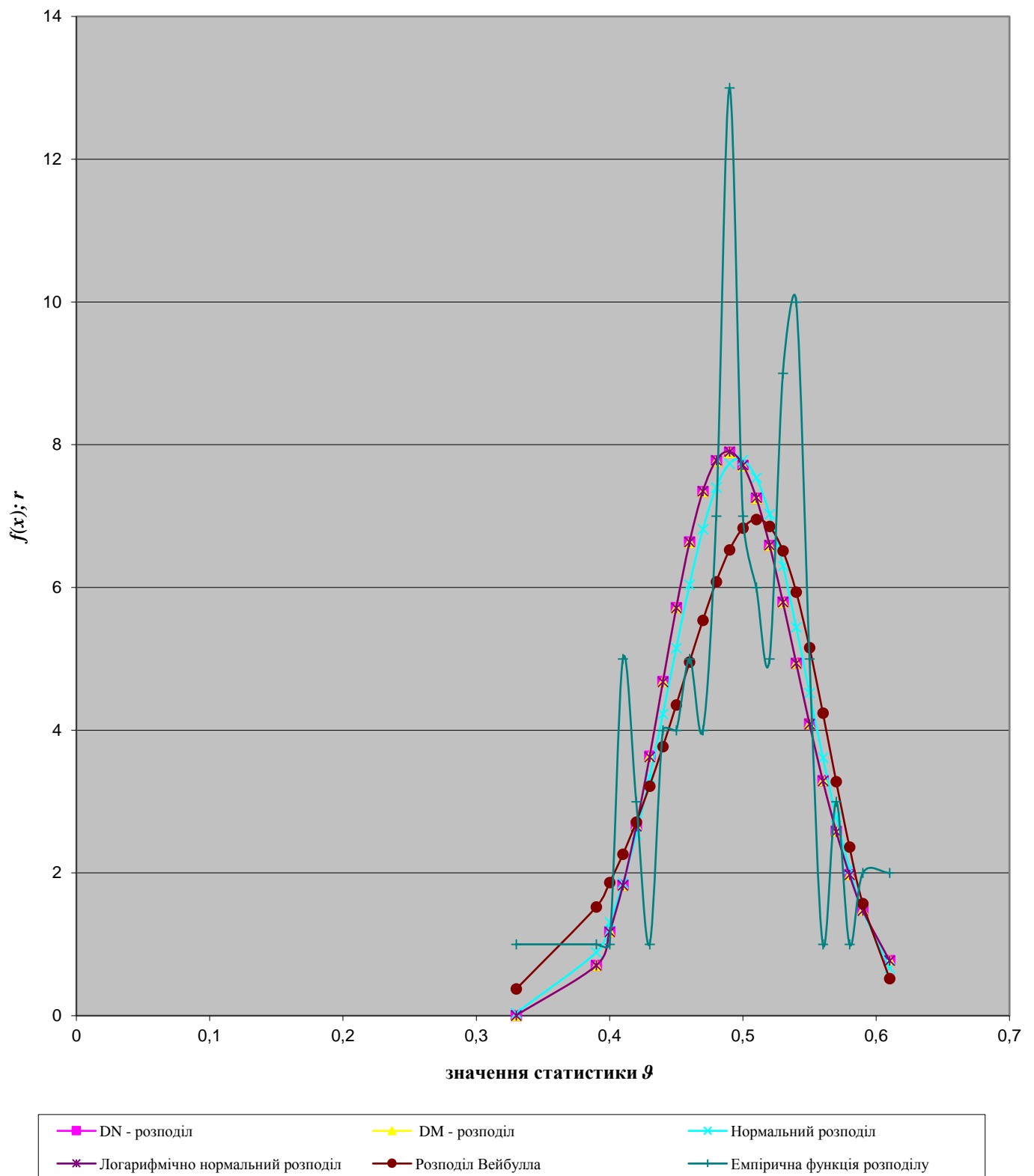


Рис. Ж11. Щільність розподілів для генеральної сукупності №5. Об'єм вибірки  $N=504$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,5$ .

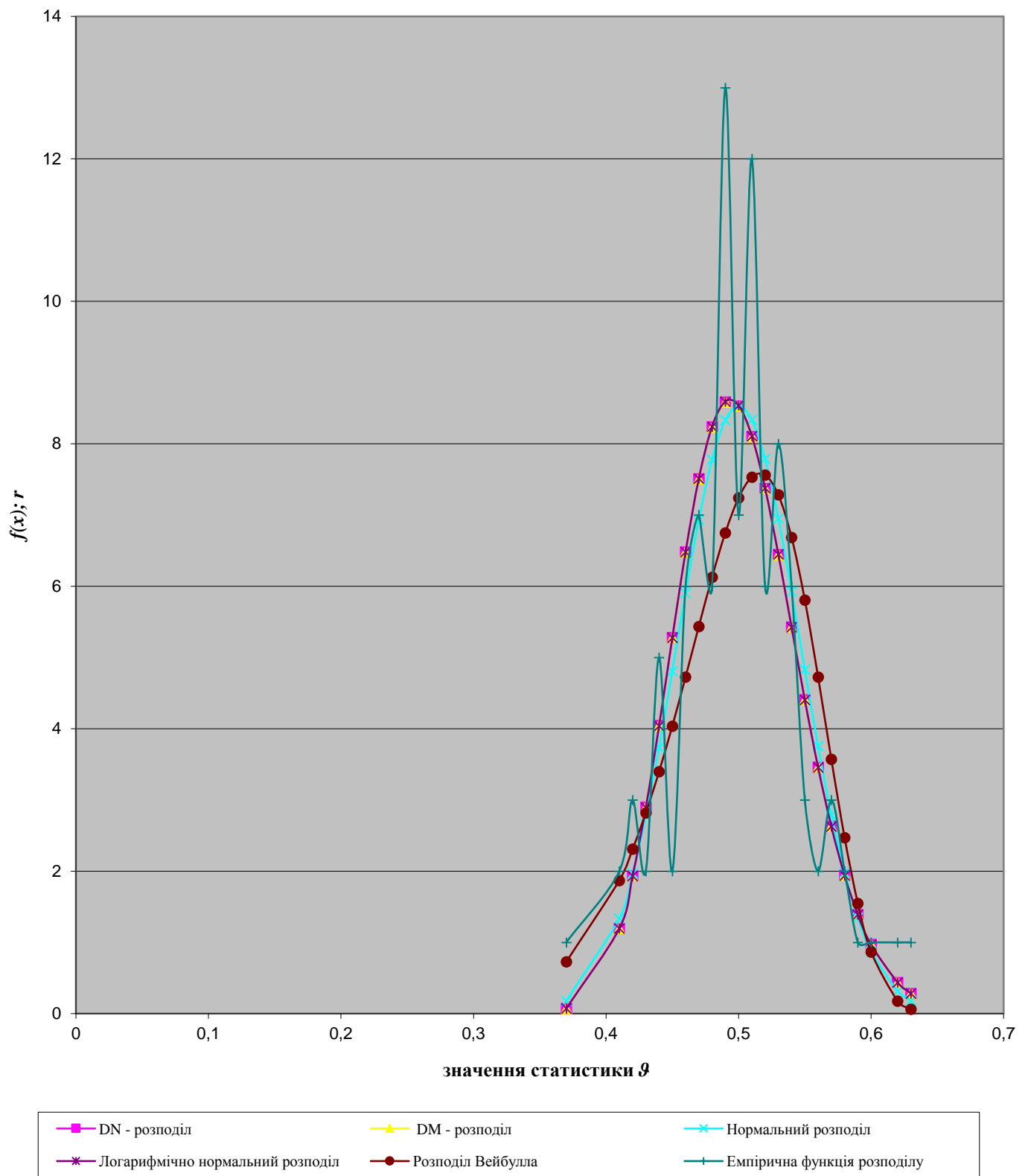


Рис. Ж12. Щільність розподілів для генеральної сукупності №10. Об'єм вибірки  $N=309$ , емпірична ймовірність появи відмови  $F=0,5$ .