УДК 004.52.32
DOI: 10.15587/2312-8372.2016.66481

Єгоров С. В.,
Шкварницька Т. Ю.

# ДОСЛІДЖЕННЯ МЕТОДА ВИЗНАЧЕННЯ БЕЗВІДМОВНОСТІ ТЕХНІЧНИХ СИСТЕМ З ВИКОРИСТАННЯМ МОДЕЛЮВАННЯ ВИПРОБУВАНЬ

*Проведене моделювання методом Монте-Карло випадкових вибірок з генеральної сукупності з метою визначення ймовірності безвідмовної роботи. Проведений аналіз якості статистики. Зроблений аналіз статистичних рядів, які складаються з випадкових чисел за допомогою критеріїв згоди Андерсона-Дарлінгтона ($\Omega^2$ Мізеса), $\chi^2$ Пірсона. Наведений метод моделювання гаусовського закону розподілу.*

**Ключові слова:** *теорія ймовірностей, математична статистика, перевірка правдоподібності гіпотез, ймовірність безвідмовної роботи.*

## 1. Вступ

Наше суспільство на даний момент досягло такого ступеня розвитку, при якому роль впливу інформації на хід подій у всіх сферах суспільного життя починає ставати домінуючим. Тому сучасне суспільство по праву можна назвати інформаційним. Зростаючий вплив інформації обумовлює появу нових видів діяльності, таких як створення й розвиток ринку інформаційних послуг, створення й розвиток глобального інформаційного простору, яке забезпечує доступ до світових інформаційних ресурсів, поява нових видів соціальної й економічної діяльності. Усе це сприяє перетворенню інформаційних ресурсів сучасного суспільства в дуже потужні ресурси розвитку суспільства.

Тому в цей час проблема надійності є ключовою стосовно сучасних інформаційних і телекомунікаційних систем, по суті, від неї багато в чому залежать темпи їх розвитку. Відмова в роботі (у тому числі й неправильне функціонування) інформаційних систем може привести навіть до катастрофічних наслідків глобального масштабу.

Актуальність даної статті полягає у наступному:

— Для аналізу параметрів надійності типу імовірність безвідмовної роботи потрібно зібрати статистику. Для цього необхідно провести випробування певних об'єктів. Часто на такі випробування витрачаються дуже великі кошти. Це не є ефективним, наприклад, у тих випадках, коли необхідно просто перевірити новий метод, модель. Тому виникає необхідність розробити метод, який дозволяє моделювати випробування партії зразків на надійність.

— Під час аналізу отриманих результатів використовується певна статистика. У зв'язку з цим, виникає питання: а чи маємо ми право цю статистику використовувати? У цій статті була дана відповідь на це питання.

## 2. Аналіз досліджень і публікацій та постановка проблеми

Існуючі методи дослідження надійності машин та апаратури, в Україні так і за кордоном, все більше не задовольняють вимогам практики та рівню технології виробництва. В оглядах про стан технології дослідження надійності [1, 2] все частіше і частіше лунає розчарування існуючою технологією дослідження надійності, у зв'язку з тим, що досить часто та набагато розходяться оцінки, що прогнозуються і реальні значення показників надійності.

Слід зауважити, що в останній час, в першу чергу, із-за неадекватного прогнозування на основі інтенсивності відмов, з'являється підвищений інтерес до «фізики відмов» [3].

В роботах закордонних фахівців [2–4] несправедливо відмічається, що широко розповсюджений стандарт MIL-HDBK-217, який базується на використанні експонентного розподілу, не призначеній для того, щоб забезпечити показник надійності з гарантованою точністю. Скоріше, він призначений для використання у якості інструмента при оцінки придатності і порівняння нових проектів.

Модель експонентного розподілу вже давно різко критикувалася [5]. Але до цього часу із-за відсутності математичної моделі, що підходить, яка дозволяла би вирішувати основні задачі й надійності на інженерному рівні, дослідники змушені користуватися математичним апаратом, який критикується.

На цей час в стандартах та нормативних матеріалах рекомендуються плани та методики експериментальної оцінки ймовірності безвідмовної роботи об'єктив (систем) на основі використання різних теоретичних моделей відмов, що приводить до істотної розбіжності оцінок і різним об'ємам випробувань [6–9].

Експериментальні методи передбачають проведення випробувань, в результаті яких одержується статистичний ряд, вирівняти який можливо, згідно з теорією ймовірності і математичній статистиці, тільки за допомогою критеріїв згоди.

Сучасна теорія ймовірності і математична статистика на цей час для вирішення цієї проблеми пропонує тільки одне: для вирівнювання статистичних рядів висувати декілька гіпотез і після цього зробити перевірку правдоподібності гіпотез [10–12]. Критерії згоди (в цій роботі використовувались критерії Пірсона і $\Omega^2$) дозволяють авторам статті побачити похибку, з якою можна прийняти рішення. Якщо точність не задовольняє, то можна просто збільшити кількість випробувань. Тому цей математичній апарат необхідно застосовувати і до оцінки безвідмовності.

## 3. Об'єкт, мета та задачі дослідження

*Об'єкт дослідження* — методи імітаційного моделювання випробувань та процеси обробки результатів випробувань в теорії надійності.

*Мета дослідження* — підвищення ефективності методів імітаційного моделювання випробувань та методів обробки результатів випробувань.

Для досягнення поставленої мети необхідно виконати такі задачі:

— Оцінити якість статистики, що використовується для оцінки імовірності безвідмовної роботи.

— Перевірити погодженість теоретичного і статистичного розподілів.

## 4. Якість оцінної функції

Для оцінки показників надійності типу ймовірність безвідмовної роботи $R(t)$ використовується статистика:

$$\vartheta = \frac{r}{N}, \tag{1}$$

де $r$ — число об'єктів, що відмовили, за наробіток $t$ з $N$ зразків, поставлених на $R(t)=1-\vartheta$ випробування.

У математичній статистиці якість оцінних функцій визначається наступними показниками: достатністю, спроможністю, незміщеністю, ефективністю.

В [1] установлене, що статистика виду $\vartheta = r/N$ є достатньою.

Оцінна функція називається спроможною, якщо зі збільшенням об'єму ($n$) вихідних статистичних даних вибіркове середнє $\tilde{\vartheta}$ сходиться по ймовірності до дійсного значення $\vartheta$.

Доведемо, що статистика $\vartheta$ спроможна.

Запишемо числові характеристики статистики $\vartheta$ — середнє вибіркове значення й дисперсію — та з'ясуємо, як вони змінюються зі збільшенням кількості дослідів, $n$.

Позначимо наявні статистичні дані випадкової величини:

$$\vartheta_1, \vartheta_2, \ldots \vartheta_n. \tag{2}$$

Очевидно, що сукупність величин (2) являє собою $n$ незалежних випадкових величин, кожна з яких розподілена по тому ж закону, що й сама величина $\vartheta$.

Уведемо позначення $M[\vartheta_i]$ для вибіркової середньої величини $\vartheta$ й $D[\vartheta_i]$ для вибіркової дисперсії величини $\vartheta$. У ряді випадків, коли величини $M[\vartheta_i]$ й $D[\vartheta_i]$ входять у формули як певні числа, їх зручніше позначати однієї буквою. У цих випадках будемо позначати вибіркове середнє величини $\vartheta$ через $m_\vartheta$, а вибіркову дисперсію $D[\vartheta_i]$ величини $\vartheta$ позначимо через $D_{\tilde{\vartheta}}$.

Вибіркове середнє має наступний вираз:

$$\tilde{\vartheta} = \frac{\sum_{n=1}^{n} \vartheta_i}{n}. \tag{3}$$

Випадкова величина $\tilde{\vartheta}$ є функція незалежних випадкових величин (2). Знайдемо математичне $m_{\tilde{\vartheta}}$ очікування й дисперсію $D_{\tilde{\vartheta}}$ цієї величини ($m_{\tilde{\vartheta}}$ і $D_{\tilde{\vartheta}}$ входять у формулу як числа).

$$m_{\tilde{\vartheta}} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} M[\vartheta_i] = \frac{1}{n} n m_\vartheta = m_\vartheta, \tag{4}$$

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

$$D_{\tilde{\vartheta}} = \frac{1}{n^2}\sum_{i=1}^{n} D[\vartheta_i] = \frac{D_\vartheta}{n}, \tag{5}$$

де $D[\vartheta_i] = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left(\vartheta_i - M[\vartheta_i]\right)$.

Отже, середнє вибіркове величини $\tilde{\vartheta}$ не залежить від числа дослідів, $n$ і дорівнює середньому вибірковому величини $\vartheta$, яка спостережується; що стосується дисперсії величини $\tilde{\vartheta}$, то вона необмежено убуває зі збільшенням числа дослідів і при досить великому $n$ може бути зроблена як завгодно малою. Отже, автори статті переконалися, що середнє вибіркове є випадкова величина з як завгодно малою дисперсією й при великій кількості дослідів поводиться майже як не випадкова.

Спроможність оцінної функції забезпечує ріст якості оцінки (зниження ймовірності помилок, що виходять за встановлені межі), зі збільшенням об'єму статистики.

Оцінна функція є незміщеною, якщо середнє вибіркове оцінки $\tilde{\vartheta}$ дорівнює дійсному значенню $\vartheta$.

Згідно з (4) і (5) оцінка $\tilde{\vartheta}$ є незміщеною.

Незміщеність оцінної функції забезпечує відсутність систематичної помилки при багаторазовому використанні $\tilde{\vartheta}$ замість $\vartheta$.

Оцінна функція є ефективною, якщо при даному фіксованому об'ємі статистичних даних оцінка має мінімальну дисперсію (серед оцінок, що забезпечуються будь-якими іншими можливими оцінними функціями).

З метою виявлення ефективності оцінної функції було пророблено експеримент (табл. 1).

Крім дисперсій досліджуваної статистики $\vartheta$ оцінювалися дисперсії оцінних функцій (імовірностей відмов) на основі цілого ряду теоретичних розподілів [6–8, 10–12].

Емпірична дисперсія статистики (1):

$$D_\vartheta = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(\vartheta_i - \tilde{\vartheta}\right)}{n}.$$

Розподіл Релея ($R$):

$$D = \left(2 - \frac{\pi}{2}\right)\sigma^2.$$

Нормальний розподіл ($N$):

— дисперсія:

$$D(\vartheta)=\widehat{\sigma}^2,$$

де $\widehat{\sigma}=\sqrt{\frac{1}{1-n}\sum_{i=1}^{n}(\vartheta_i-\widehat{\mu})^2}$ — середньоквадратичне відхилення, $\widehat{\mu}=\mu$;

— математичне очікування:

$$M[\vartheta_i]=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\vartheta_i.$$

Експонентний розподіл ($EXP$):

— дисперсія:

$$D(\vartheta)=\frac{1}{\left(\frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\vartheta_i}\right)^2}.$$

Логарифмічно нормальний розподіл ($LN$):

— дисперсія:

$$D(\vartheta)=\left(e^{\hat{\sigma}^2}-1\right)\left(e^{2\hat{\mu}+\hat{\sigma}^2}\right),$$

де $\widehat{\sigma}=\left(\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(\ln\vartheta_i-\widehat{\mu})^2\right)^{\frac{1}{2}}$ — середньоквадратичне відхилення; $\widehat{\mu}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln(\vartheta_i)$ — параметр масштабу.

Розподіл Вейбулла:

— дисперсія:

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

де параметри $\widehat{a}$ й $\widehat{b}$ визначають, вирішуючи наступну систему рівнянь:

$$\begin{cases}\left(\left(\frac{n}{\widehat{b}}\right)+\sum_{i=1}^{n}\ln\vartheta_i\right)\sum_{i=1}^{n}\vartheta_i^{\widehat{b}}-n\sum_{i=1}^{n}\vartheta_i^{\widehat{b}}\ln\vartheta_i=0;\\ n\widehat{a}^{\widehat{b}}-\sum_{i=1}^{n}\vartheta_i^{\widehat{b}}=0.\end{cases}$$

— математичне очікування:

$$M=\Gamma\left(1+\frac{1}{\widehat{b}}\right).$$

Результати експериментів і оцінки дисперсій, досліджуваної статистики з використанням ряду теоретичних функцій наведено в табл. 1.

**Таблиця 1**

Значення дисперсій для законів розподілів випадкової величини

| Статистична ймовірність | Емпірична $D_\vartheta$ | $R$ | $N$ | $W$ | $LN$ | $EXP$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $F$ = 0,1 | 0,03191 | 0,00044 | 0,0010180 | 0,00119 | 0,31256 | 0,00992 |

Аналіз даних табл. 1 показує, що емпіричне значення дисперсії $D_\vartheta$ статистики виду (1) і дисперсія нормального розподілу збігаються, найменше значення має розподіл Релея, найбільше значення дисперсії має логарифмічно нормальний розподіл.

## 5. Погодженість теоретичного і статистичного розподілів

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 $\omega^2$. При цьому були використані наступні закони розподілу й математичні вирази.

Досліджувана статистика має вигляд:

$$\vartheta=\frac{r}{N},$$

де $r$ — число зразків, що відмовили, за наробіток $t$ з $N$ зразків, поставлених на випробування.

Нормальний розподіл ($N$):

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

де $\widehat{\mu}=\frac{\sum_{i=1}^{n}\vartheta_i}{n}$ — вибіркове середнє; $\vartheta_i$ — значення статистики для $i$-тої вибірки; $n$ — кількість вибірок; $\widehat{\sigma}=\sqrt{\frac{1}{1-n}\sum_{i=1}^{n}(\vartheta_i-\widehat{\mu})^2}$ — середньоквадратичне відхилення; $\Phi$ — нормований нормальний розподіл.

Розподіл Релея ($R$):

$$F(\vartheta)=R(\vartheta,\widehat{\sigma})=\frac{\vartheta}{\widehat{\sigma}^2}e^{\frac{-\vartheta^2}{\widehat{\sigma}^2}},$$

де

$$\widehat{\sigma}^2=\left(2-\frac{\pi}{2}\right)D,\quad D=\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(\vartheta_i-\widehat{\mu}).$$

Розподіл Коші ($C$) (розподіл Лоренца або Брейта-Вігнера):

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

де $\gamma$ — коефіцієнт масштабу.

Розподіл Вейбулла ($W$):

$$F(\vartheta)=W\left(\vartheta;\widehat{b},\widehat{a}\right)=1-e^{-\left(\frac{\vartheta}{\widehat{a}}\right)^{\widehat{b}}},$$

де

$$\widehat{b}\cong\frac{1}{\tilde{v}};$$

де $\tilde{v}=\widehat{\sigma}/\widehat{\mu}$ — коефіцієнт варіації,

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

Логарифмічно нормальний розподіл ($LN$):

$$F(\vartheta)=LN\left(\vartheta;\breve{\mu},\breve{\sigma}\right)=\Phi\left(\frac{\ln(\vartheta)-\breve{\mu}}{\breve{\sigma}}\right),$$

де

$$\breve{\mu}=\ln\widehat{\mu}-\frac{1}{2}\ln\left(\frac{D}{\widehat{\mu}^2}+1\right);\quad \breve{\sigma}=\left(\ln\left(\frac{D}{\widehat{\mu}^2}+1\right)\right)^{\frac{1}{2}}.$$

Були так само використані критерії згоди:

— $\chi^2$ Пірсона:

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

де $r'$ — кількість інтервалів після їхнього об'єднання; $m_j$ — число елементів статистики $\vartheta$, що потрапили в $j$-й інтервал; $n_{p_j}=p_jn$; $p_j$ — ймовірність 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):

$$\Omega_N^2=-n-2\sum_{j=1}^{n}\left\{\begin{array}{l}\frac{2j-1}{2n}\ln F(\vartheta_i)+\\+\left(1-\frac{2j-1}{2n}\right)\ln\left(1-F(\vartheta_i)\right)\end{array}\right\}.$$

Для оцінки адекватності математичного апарата не завжди є можливість провести реальний експеримент. Щоб вирішити цю проблему слід використовувати різні методики моделювання. У даному випадку можна запропонувати моделювання методом Монте-Карло, яке було проведено таким чином. З метою перевірки правдоподібності гіпотез було зроблено сто вибірок, кожна з яких містила по сто елементів. Вибірки були змодельовані методом Монте-Карло.

Суть методу Монте-Карло полягає в наступному. Для прикладу, оберемо генеральну сукупність з об'ємом (кількість елементів) $N$ = 463. Зробимо моделювання. Для цього потрібно обмежити час випробування або наробіток кожного зразка, що не відмовив. Щоб це зробити потрібно прийняти, наприклад, емпіричну ймовірність появи відмови $F$ = 0,1 і вирішити таке рівняння:

$$\frac{x}{N}=F\Rightarrow\frac{x}{463}=0{,}1\Rightarrow x\approx 46,$$

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 $N$ (потрібно згенерувати всього сто елементів) та фіксуємо числа, які $\leq x$. Кількість генерованих чисел дорівнює кількості відмов.

За вказаним вище порядком було виконано моделювання генеральної сукупності для перевірки статистики, що досліджується, для прийнятого рівня $F$. Об'єм кожної вибірки складався зі 100 значень. Моделювання здійснювалось в Microsoft Excel. Якщо прийняти $F$ > 0,1 то рівномірність генератора випадкових чисел Microsoft Excel почне дуже сильно проявлятися. У цьому випадку моделювання це не бажано. Тому брати $F$ > 0,1 немає сенсу (якщо проводити моделювання в Microsoft Excel).

Результати досліджень, які були отримані після перевірки правдоподібності гіпотез були зведені в табл. 2, 3.

**Таблиця 2**

Спостережувані значення $\chi^2$ і відповідні їм рівні значимості $\rho$ для $F$ = 0,1

| *N* | *R* | *C* | *LN* | *W* |
|---|---|---|---|---|
| $\rho$ = 0,01 | Гіпотеза спростована | Гіпотеза спростована | $\rho$ = 0,05 | Гіпотеза спростована |

**Таблиця 3**

Спостережувані значення $\Omega^2$ і відповідні їм рівні значимості $\rho$ для $F$ = 0,1

| *N* | *R* | *C* | *LN* | *W* |
|---|---|---|---|---|
| $\rho$ = 0,615 | Гіпотеза спростована | Гіпотеза спростована | $\rho$ = 0,7 | Гіпотеза спростована |

## 6. Обговорення результатів моделювання методом Монте-Карло

Переваги запропонованого метода полягають у наступному.

— Використання перевірки правдоподібності гіпотез сумісно з методом моделювання Монте-Карло призвело до підвищення точності визначення безвідмовності.

— Статистика (1), яка використовується під час моделювання методом Монте-Карло приводить до зниження погрішностей під час процесу імітаційного моделювання й при обробці реальних статистичних даних.

— Завдяки тому, що під час перевірки правдоподібності гіпотез висувається декілька конкуруючих гіпотез, є можливість вибрати більш адекватний розподіл для обчислення безвідмовності.

— При використанні перевірки правдоподібності гіпотез, планування зводиться просто до збору статистики.

До недоліків слід віднести той факт, що для адекватного аналізу статистики необхідно зібрати певну кількість відмов. Наприклад, для критерію $\chi^2$ необхідно зібрати, як мінімум декілька сотень, $\omega^2$ — не менше ніш 60. Ці мінімуми не гарантують обраний рівень значущості. У такому випадку слід продовжити збір статистики.

Ці матеріали є продовженням досліджень із області імітаційного моделювання надійності та обробки статистичних даних. Для усунення недоліків є необхідність продовжувати вдосконалювання запропонованого методу.

## 7. Висновки

У результаті проведених досліджень можна зробити наступні висновки:

1. Набув подальшого розвитку метод Монте-Карло, який на відміну від відомих тим, що в методі розглянуто перевірка правдоподібності гіпотез, що привело до поліпшення його адаптації для імітаційного моделювання процесу проведень випробувань, що призвело до підвищення визначення ймовірності безвідмовної роботи.

2. Уперше показано, що статистика, яка використовується у вдосконаленому методі Монте-Карло, є незміщеною спроможною й ефективною і може використовуватися для оцінки ймовірності безвідмовної роботи, що привело до доказу того факту, що математичний апарат, який використовується у вдосконаленому методі Монте-Карло приводить до зниження погрішностей під час процесу імітаційного моделювання й при обробці реальних статистичних даних.

3. Уперше показано, що для оцінки параметрів ЙБР за експериментальним даними, необхідна перевірка правдоподібності гіпотез, що приводить до підвищення точності прогнозування (оцінки) параметрів ЙБР, за рахунок висування декількох конкуруючих гіпотез та вибору найбільш адекватної.

4. Уперше показано, що у випадку використання перевірки правдоподібності гіпотез, планування зводиться до збору статистики відмов устаткування, яке перебуває в експлуатації, що приводить до значного спрощення методики моделювання (проведення) випробувань та обробки експериментальних даних, та приводить до точнішого визначення ЙБР.

### Література


1. The Status of Reliability Engineering Technology [Text] // RAC Journal. — 1995. — № 1. — P. 5–7.
2. Coppola, A. The Status of Reliability Engineering Technology [Text] / A. Coppola // Reliability Society Newsletter. — 1997. — Vol. 43. — P. 7–10.
3. Fuqua, N. B. «Physics of Failure» — historic perspective [Text] / N. B. Fuqua // RAC Journal. — 1995. — Vol. 2. — P. 27–30.
4. Neubeck, K. MIL-HDBK-217 and the real [Text] / K. Neubeck // RAC Journal. — 1994. — Vol. 2. — P. 15–18.
5. Zelen, M. The Robustness of Life Testing Procedures Derived from the Exponential Distribution [Text] / M. Zelen, M. Dannemiller // Technometrics. — 1961. — Vol. 3, № 1. — P. 29–49. doi:10.1080/00401706.1961.10489925
6. Гнеденко, Б. В. Надежность и эффективность в технике [Текст]. Т. 2. Математические методы в теории надежности и эффективности: справочник / под ред. Б. В. Гнеденко. — М.: Машиностроение, 1987. — 280 с.
7. Судаков, Р. С. Надежность и эффективность в технике [Текст]. Т. 6. Надежность и эффективность в технике: справочник / под ред. Р. С. Судакова, О. И. Тескина. — М.: Машиностроение, 1989. — 376 с.
8. Винарский, М. С. Планирование эксперимента в технологических исследованиях [Текст] / М. С. Винарский, М. В. Лурье. — К.: Техніка, 1975. — 163 с.
9. Bhattacharyya, G. K. Fatigue Failure Models — Birnbaum-Saunders vs. Inverse Gaussian [Text] / G. K. Bhattacharyya, A. Fries // IEEE Transactions on Reliability. — 1982. — Vol. R-31, № 5. — P. 439–441. doi:10.1109/tr.1982.5221421
10. Санкт-Петербургский государственный университет телекоммуникаций им. проф. М. А. Бонч-Бруевича [Электронный ресурс]. — Режим доступа: \www/URL: http://www.sut.ru/
11. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей и её инженерные приложения [Текст]: учебник / Е. С. Вентцель, Л. А. Овчаров. — М.: Высшая школа, 2000. — 480 с.
12. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей [Текст]: учебник / Е. С. Вентцель. — М.: Наука, 1969. — 564 с.


### ИССЛЕДОВАНИЕ МЕТОДА ОПРЕДЕЛЕНИЯ БЕЗОТКАЗНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МОДЕЛИРОВАНИЯ ИСПЫТАНИЙ


Проведено моделирование методом Монте-Карло случайных выборок из генеральной совокупности с целью определения вероятности безотказной работы. Проведен анализ качества статистики. Сделан анализ статистических рядов, которые состоят из случайных чисел с помощью критериев согласия Андерсона-Дарлингтона ($\Omega^2$ Мизеса), $\chi^2$ Пирсона. Приведен метод моделирования гаусовского закона распределения.



**Ключевые слова:** теория вероятностей, математическая статистика, проверка правдоподобия гипотез, вероятность безотказной работы.



***Єгоров Сергій Вікторович,*** *асистент, кафедра засобів захисту інформації, Національний авіаційний університет, Київ, Україна,* ***e-mail: sehorov@gmail.com****.*

***Шкварницька Тетяна Юріївна,*** *кандидат технічних наук, доцент, кафедра комп'ютеризованих електротехнічних систем та технологій, Національний авіаційний університет, Київ, Україна.*

***Егоров Сергей Викторович,*** *ассистент, кафедра средств защиты информации, Национальный авиационный университет, Киев, Украина.*

***Шкварницкая Татьяна Юрьевна,*** *кандидат технических наук, доцент, кафедра компьютеризированных электротехнических систем и технологий, Национальный авиационный университет, Киев, Украина.*

***Yehorov Serhii,*** *National Aviation University, Kyiv, Ukraine,* ***e-mail: sehorov@gmail.com****.*

***Shkvarnytska Tetiana,*** *National Aviation University, Kyiv, Ukraine*