

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ



*Одеська державна академія
технічного регулювання та якості*

ЗБІРНИК НАУКОВИХ ПРАЦЬ
ОДЕСЬКОЇ ДЕРЖАВНОЇ АКАДЕМІЇ
ТЕХНІЧНОГО РЕГУЛЮВАННЯ ТА ЯКОСТІ

Випуск 2(3)2013

ОДЕСА

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ

ЗБІРНИК НАУКОВИХ ПРАЦЬ
ОДЕСЬКОЇ ДЕРЖАВНОЇ АКАДЕМІЇ
ТЕХНІЧНОГО РЕГУЛЮВАННЯ ТА ЯКОСТІ

Випуск 2(3) 2013

Заснований у 2012 р.

Засновник: Одеська державна академія технічного регулювання та якості

65020, м. Одеса вул. Ковальська, 15

Телефон: (048)726-68-92, факс: (048)726-76-95

E-mail: odivt@mail.ru

Сайти: www.kachestvo.od.ua, odatrya.org.ua.

Редакційна колегія

Голова редакційної колегії

Коломієць Леонід Володимирович (д.т.н., професор)

Заступник голови редакційної колегії

Братченко Геннадій Дмитрович (д.т.н., с.н.с.)

Андрієнко Микола Миколайович (к.т.н., професор)

Бойченко Олег Валерійович (д.т.н., доцент)

Боряк Костянтин Федорович (д.т.н., доцент)

Ваганов Олександр Іванович (д.т.н., с.н.с.)

Величко Олег Миколайович (д.т.н., професор)

Волков Сергій Леонідович (к.т.н., доцент)

Гордієнко Тетяна Богданівна (к.т.н., с.н.с., доцент)

Дяченко Олександр Феодосійович (к.т.н., с.н.с.)

Зборовська Ірина Адамівна (к.т.н., доцент)

Квасніков Володимир Павлович (д.т.н., професор)

Клещов Геннадій Михайлович (к.т.н., доцент)

Корсун Валерій Іванович (д.т.н., професор)

Кучерук Володимир Юрійович (д.т.н., професор)

Левін Сергій Федорович (д.т.н., професор, Російська Федерація)

Ленков Сергій Васильович (д.т.н., професор)

Мілованов Валерій Іванович (д.т.н., професор)

Новіков Володимир Миколайович (д.ф.-м.н., професор)

Петришин Ігор Степанович (д.т.н., професор)

Скачков Валерій Вікторович (д.т.н., професор)

Відповідальний секретар Братченко Геннадій Дмитрович

Затверджений до друку Вченою Радою Одеської державної академії технічного регулювання та якості (протокол № 4 від 28 листопада 2013 р.)

Свідоцтво про державну реєстрацію КВ № 18770-7570Р від 30.01.2012 р.

ЗМІСТ

Стандартизація, сертифікація, менеджмент якості	4
О. М. Величко, д.т.н., Л. В. Коломієць, д.т.н., Т. Б. Гордієнко, к.т.н. ВИБІР МЕТОДІВ ЗАГАЛЬНОГО ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКІВ У СФЕРІ ТЕХНІЧНОГО РЕГУЛЮВАННЯ.....	5
Л. В. Коломієць, д.т.н., А. И. Новикова, Р. В. Злобин, В. И. Новиков НЕКОТОРЫЕ АСПЕКТЫ МЕТРОЛОГИЧЕСКОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ УЧЕТА ПИЩЕВОЙ И ЛИКЁРО-ВОДОЧНОЙ ПРОДУКЦИИ.....	10
Прилади та методи вимірювання фізичних величин, їх метрологічне забезпечення	13
Г. Д. Братченко, д.т.н., А. М. Попенака, М. О. Петрище, к.т.н., С. Л. Крутов ВИМІРЮВАЛЬНО-ОБЧИСЛЮВАЛЬНИЙ КОМПЛЕКС ДЛЯ ПОВІРКИ ЕЛЕКТРОВИМІРЮВАЛЬНИХ ПРИЛАДІВ.....	14
Ю. В. Щербина, к.т.н., С. Л. Волков, к.т.н. ЕЛЕМЕНТИ ПРАКТИЧНОЇ РЕАЛІЗАЦІЇ ЧАСТОТНОГО ТЕСТУ ГЕНЕРАТОРІВ КРИПТОГРАФІЧНИХ ПЕРЕТВОРЕНЬ.....	17
О. Ф. Дяченко, к.т.н. ВИЗНАЧЕННЯ ГЕОМЕТРИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ БЛОКА-МОДУЛЯ ЛІНІЙНОГО ТЯГОВОГО ЕЛЕКТРОДВИГУНА ГУСЕНИЧНОЇ МАШИНИ.....	22
Інформаційно-вимірювальні системи і технології	26
В. В. Корчинский, к.т.н., Н. Ф. Казакова, к.т.н., В. О. Манько, к.т.н. УСЛОВИЕ ОБЕСПЕЧЕНИЯ ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СКРЫТНОСТИ ХАОТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ ПРИ ПЕРЕДАЧЕ КОНФИДЕНЦИАЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ.....	27
G. V. Banzak, PhD, O. V. Banzak, PhD, O. I. Leshchenko, PhD INFLUENCE OF FACTOR VARIATION ON SIZE OF AN OPTIMUM LEVEL OF MAINTENANCE SERVICE	32
АЛФАВІТНИЙ ПОКАЖЧИК	36
ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ	37

РОЗДІЛ 1

Стандартизація, сертифікація, менеджмент якості

О. М. Величко, д.т.н., Л. В. Коломієць, д.т.н., Т. Б. Гордієнко, к.т.н.

Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса

ВИБІР МЕТОДІВ ЗАГАЛЬНОГО ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКІВ У СФЕРІ ТЕХНІЧНОГО РЕГУЛЮВАННЯ

У міжнародних стандартах стандартизовано різноманітні методи загального оцінювання та управління ризиками, які застосовуються для управління, контролю і удосконалення процесів. Проведено порівняльний аналіз стандартизованих методів загального оцінювання ризиків і запропоновано рекомендації щодо їхнього використання. Розглянуто деякі особливості застосування методів загального оцінювання ризиків.

Ключові слова: метод оцінювання ризиків, загальне оцінювання ризиків, технічне регулювання, стандарт.

Вступ

В умовах глобалізації, зростання обсягів міжнародних торговельних, фінансових та інвестиційних потоків, розвиток усіх сфер економічного життя все більше визначає дію загальносвітових факторів. Усе більша кількість учасників ринків, які орієнтувалися раніше винятково на внутрішні ресурси, виходять на міжнародні ринки. Ключовими елементами глобалізації починають виступати розширення зовнішньої торгівлі, швидке поширення нових інформаційних технологій і збільшення міжнародних потоків капіталу.

В умовах розвитку ринкових відносин проблема існування ризику у фінансово-господарській діяльності підприємств здобуває самостійного теоретичного і прикладного значення. Це визначається тим, що ризик є характерною рисою ринкової економіки і вимагає проведення поглибленого аналізу впливу на діюче підприємство факторів зовнішнього та внутрішнього середовища, що створюють конкретний ризик. Ризик є не випадковим результатом діяльності, а об'єктивною реальністю всіх суб'єктів господарювання, яка вимагає постійного удосконалення умов функціонування в економічно нестабільному середовищі.

Досягнення конкурентоспроможності продукції національних товаровиробників на світовому ринку неможливе без урахування сучасних вимог щодо забезпечення контролю якості та оцінювання ризику, викладених у сучасних нормативно-правових актах і нормативних документах, гармонізованих з відповідними вимогами стандартів та настанов міжнародних організацій.

Оцінювання ризику передбачає виявлення причинних факторів, що впливають на безперерйне функціонування виробничого процесу, прийняття обґрунтованих рішень для їх мініміза-

ції або усунення. Тому сучасні статистичні методи контролю та оцінювання ризику зараз набувають все більшого визнання і поширення в різних галузях промисловості. Основним завданням статистичних методів контролю й оцінювання ризиків є забезпечення виробництва придатної до вживання продукції та надання корисних послуг з найменшими витратами.

Низка міжнародних стандартів описують різноманітні статистичні методи оцінювання та управління ризиками, які застосовують для управління, контролю і удосконалення процесів, надають рекомендації щодо їхнього використання на практиці [1, 2]. Актуальним є проведення порівняльного аналізу можливостей таких методів оцінювання і вироблення необхідних рекомендацій щодо їх вибору для конкретного оцінювання ризиків.

1. Основні поняття щодо ризику

Ризиком за загальними визначеннями є можлива небезпека якого-небудь несприятливого результату; чи поєднання вірогідності та наслідків настання несприятливої події; чи характеристика ситуації, що має невизначеність результату, при обов'язковій наявності несприятливих наслідків. Невизначеність у загальному вигляді – це відсутність або недолік визначення чого-небудь.

Існує безліч визначень ризику, пов'язаних з різними ситуаційними контекстами і різними особливостями застосувань. Ризик завжди означає ймовірнісний характер результату, при цьому в основному під словом ризик найчастіше розуміють вірогідність отримання несприятливого результату, хоча його можна описати і як ймовірність отримати результат, відмінний від очікуваного.

Ймовірністю події є відношення кількості тих спостережень, за яких певна подія настала,

до загальної досить великої кількості спостережень. Частотою є число подій або результатів подій на визначену одиницю часу. Її можна використовувати як міру вірогідності/ймовірності щодо минулих подій або щодо потенційних майбутніх подій.

Коефіцієнтом ризику є відношення ймовірності несприятливої і сприятливої подій

$$K = P_{\text{неспр}} / P_{\text{спр}}, \quad (1)$$

де:

$P_{\text{неспр}}$ – ймовірність несприятливої події;

$P_{\text{спр}}$ – ймовірність сприятливої події.

Якщо поточне значення рівня несприятливої події дорівнює a , то прогнозований коридор має вигляд $[A, B]$. Якщо випадкова величина a розподілена рівномірно, то коефіцієнт ризику K , в цьому випадку, може бути визначений таким чином

$$K = \begin{cases} 0, & \text{якщо } a \leq A, \\ P_{\text{неспр}} / P_{\text{спр}}, & \text{якщо } A < a < B, \end{cases} \quad (2)$$

де:

$P_{\text{неспр}} = (a - A)h$ – ймовірність того, що майбутнє значення рівня несприятливої події буде меншим за поточне, але більшим, ніж мінімальне значення (оцінка A) вибраного діапазону $[A, B]$;

$P_{\text{спр}} = (B - a)h$ – ймовірність того, що майбутнє значення рівня сприятливої події буде більшим за поточне, але меншим, ніж максимальне значення (оцінка B) вибраного діапазону $[A, B]$.

Ризик буде тим більший, чим ближче поточне значення рівня несприятливої події до прогнозованого максимального значення, тобто чим більша ймовірність того, що майбутнє значення рівня несприятливої події буде більшим за поточне.

Оцінкою ймовірності події може слугувати частота її настання в тривалій серії незалежних спостережень у випадковому експерименті.

Статистичний ризик часто зводиться до ймовірності деякої небажаної події. Зазвичай ймовірність такої події і деяка оцінка її очікуваної шкоди об'єднується в один правдоподібний результат.

Технічний ризик оцінюється за виразом

$$R = P \cdot L, \quad (3)$$

де:

R – ризик;

P – ймовірність однієї небажаної події;

L – кількість втрат в результаті однієї небажаної події.

2. Загальне оцінювання ризику

Загальне оцінювання ризику – це та частина управління ризиком, яка дає можливість мати структурований процес, у ході якого визначають, що може вплинути на досягнення цілей, а також аналізують ризик стосовно наслідків та їхніх ймовірностей перш, ніж приймати рішення щодо необхідності подальшого оброблення ризику.

Обробкою ризику є процес видозмінювання ризику, який стосовно негативних наслідків іноді називають “пом’якшенням ризику”, “усуненням ризику”, “запобіганням ризику” та “зниженням ризику”. Така обробка може створювати нові ризики чи видозмінювати наявні ризики.

Загальне оцінювання ризику – це спільний процес ідентифікації ризику, аналізу ризику та оцінювання ризику (рис. 1) [2]. Таке оцінювання забезпечує розуміння ризиків, їхніх причин, наслідків та їхніх ймовірностей і надає вхідні дані для прийняття рішень.

Після завершення загального оцінювання ризику проводять обробку ризику, яка передбачає вибір та погодження одного чи кількох прийнятних варіантів, що дають змогу змінити ймовірність виникнення ризиків, впливи ризиків або і те, і друге.

Якісне загальне оцінювання дає змогу визначати наслідок, ймовірність та рівень ризику такими термінами щодо рівня значущості як “високий”, “середній” та “низький”, поєднувати наслідок та ймовірність і оцінювати рівень ризику, який впливає з цього, відповідно до якісних критеріїв.

Рівні ризику треба виражати в термінах, найпридатніших для цього типу ризику, та у формі, що сприяє оцінюванню ризику. У деяких випадках величину ризику може бути виражено як розподілення ймовірності за діапазоном наслідків [2].

Ризики можна ранжувати для того, щоб визначити найзначніші ризики або вилучити з подальшого аналізу менш значні чи мінімальні ризики. Однак, треба дбати про те, щоб не відкинути низькі ризики, які виникають часто і мають значний сумарний ефект.

З аналізом ризику часто пов’язані значні невизначеності, розуміння яких необхідне для того, щоб належним чином інтерпретувати результати аналізу. Аналіз невизначеностей, пов’язаних з даними, методами та моделями, використовуваними для ідентифікації й аналізу ризиків, відіграє важливу роль в їх застосуванні.

Ризики при загальноприйнятому підході розділенні на три діапазони [2]:

верхній діапазон, у якому рівень ризику розглядають як недопустимий незалежно від будь-якої вигоди внаслідок діяльності, і в якому

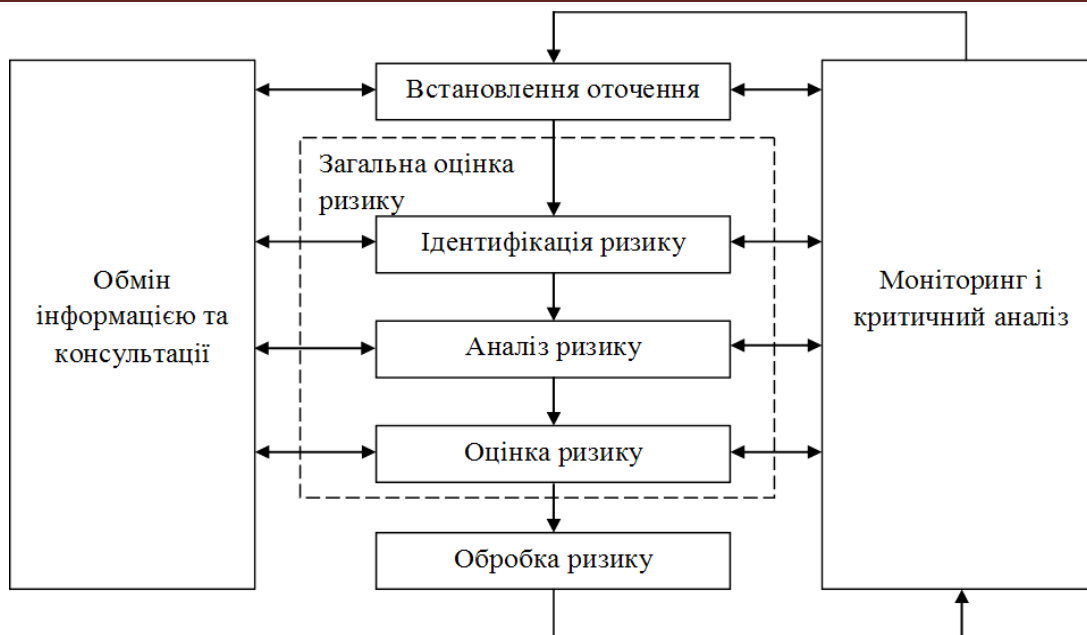


Рисунок 1 - Внесок загального оцінювання ризику до процесу управління ризиком

обробка ризику конче потрібна незалежно від витрат на нього;

середній діапазон (“сіра” зона), у якому враховано витрати та переваги, а можливості збалансовано відповідно до потенційних наслідків;

нижній діапазон, у якому рівень ризику розглядають як незначний або настільки малий, що жодних заходів з обробки ризику не потрібно.

Загальне оцінювання ризику можна застосовувати на всіх стадіях життєвого циклу і зазвичай його застосовують багаторазово з різними рівнями докладності для полегшення прийняття рішення на кожній стадії.

3. Вибір методів загального оцінювання ризику

У таблиці 1 проілюстровано взаємозв’язок між основними категоріями методів загального оцінювання ризику згідно з процесом загального оцінювання ризику (ідентифікація ризику) [2].

Розглянуто сім основних груп для 31-го методу загального оцінювання ризику: методи пошуку (2); допоміжні методи (5); методи аналізу сценарію (8); методи функціонального аналізу (5); методи загального оцінювання засобів контролю (2); статистичні методи (3); інші методи (6).

Обґрунтовуючи вибір методів, треба враховувати їхню відповідність і придатність. У разі поєднання результатів різних досліджень, треба, щоб застосовувані методи та отримувані вихідні дані можна було порівняти.

Вибір конкретного методу здійснюється з урахуванням таких чинників: цілі дослідження;

потреби тих, хто приймає рішення; тип і діапазон ризиків, що аналізуються; потенційна величина наслідків; ступінь фахової компетентності, потреба в людських та інших ресурсах; наявність інформації та даних; потреба модифікувати чи актуалізувати загальне оцінювання ризику тощо [1, 2].

Цілі загального оцінювання безпосередньо позначатимуться на виборі застосовуваних методів. Якщо проводять порівняльне дослідження різних варіантів, то прийнятним може бути використання менш деталізованих моделей наслідків для частин системи, на які не впливають відмінності.

У деяких випадках потрібен високий рівень деталізації для прийняття оптимального рішення, в інших випадках достатнім є загальне розуміння. Рішення щодо глибини загального оцінювання ризику має відображати первісне сприйняття наслідків, хоча може виявитися необхідним змінити його після завершення попереднього оцінювання.

Простий, належно запроваджений метод, якщо він задовольняє цілі та сферу застосування загального оцінювання, може давати кращі результати, ніж складніша, але недостатньо опрацьована процедура. Зазвичай треба, щоб витрати на загальне оцінювання були сумірними з потенційним рівнем ризику, що аналізується.

На вибір підходу до загального оцінювання ризику впливають різноманітні чинники, зокрема, наявність ресурсів, характер і ступінь невизначеності наявних даних та інформації, складність випадку застосування.

Таблиця 1 – Концептуальний взаємозв'язок між основними категоріями методів загального оцінювання ризику

Методи та засоби аналізу	Процес загального оцінювання ризику				
	Ідентифікація ризику	Аналіз ризику			Оцінювання ризику
		Наслідок	Ймовірність	Рівень ризику	
1. Методи пошуку					
Переліки контрольних запитань	ЗЗ	НЗ	НЗ	НЗ	НЗ
Попередній аналіз небезпечних чинників (PHA)	ЗЗ	НЗ	НЗ	НЗ	НЗ
2. Допоміжні методи					
Структуровані чи напівструктуровані опитування	ЗЗ	НЗ	НЗ	НЗ	НЗ
“Мозкова атака”	ЗЗ	НЗ	НЗ	НЗ	НЗ
Метод Дельфі	ЗЗ	НЗ	НЗ	НЗ	НЗ
Структурований метод “Що – якщо?” (SWIFT)	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ
Загальне оцінювання надійності людини (HRA)	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	З
3. Методи аналізу сценарію					
Аналіз першопричин (RCA)	НЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ
Аналіз сценарію	ЗЗ	ЗЗ	З	З	З
Загальне оцінювання екологічного ризику	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ
Аналіз впливу на діяльність	З	ЗЗ	З	З	З
Аналіз дерева відмов	З	НЗ	ЗЗ	З	З
Аналіз дерева подій	З	ЗЗ	З	З	НЗ
Аналіз причин і наслідків	З	ЗЗ	ЗЗ	З	З
Аналіз причинно-наслідкових зв'язків	ЗЗ	ЗЗ	НЗ	НЗ	НЗ
4. Методи функціонального аналізу					
Аналіз видів і наслідків відмов (FMEA)	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ
Технічне обслуговування, зорієнтоване на забезпечування безвідмовності	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ
Аналіз паразитних схем (SCA)	З	НЗ	НЗ	НЗ	НЗ
Дослідження небезпечних чинників і працездатності (HAZOP)	ЗЗ	ЗЗ	З	З	З
Аналіз небезпечних чинників і критичні точки контролю (HACCP)	ЗЗ	ЗЗ	НЗ	НЗ	ЗЗ
5. Методи загального оцінювання засобів контролю					
Аналіз рівнів захисту (LOPA)	З	ЗЗ	З	З	НЗ
Аналіз за схемою “краватка-метелик”	НЗ	З	ЗЗ	ЗЗ	З
6. Статистичні методи					
Марківський аналіз	З	ЗЗ	НЗ	НЗ	НЗ
Імітаційне моделювання за методом Монте-Карло	НЗ	НЗ	НЗ	НЗ	ЗЗ
Байєсова статистика і мережі Байєса	НЗ	ЗЗ	НЗ	НЗ	ЗЗ
7. Інші методи					
Дерево рішень	НЗ	ЗЗ	ЗЗ	З	З
Криві FN	З	ЗЗ	ЗЗ	З	ЗЗ
Показники ризику	З	ЗЗ	ЗЗ	З	ЗЗ
Матриця “наслідок-ймовірність”	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	ЗЗ	З
Аналіз витрат і вигод	З	ЗЗ	З	З	З
Багатокритеріальний аналіз рішень (MCDA)	З	ЗЗ	З	ЗЗ	З
ЗЗ – завжди застосовний; НЗ – незастосовний; З – застосовний					

Щоб визначити характер і ступінь невизначеності, потрібне розуміння щодо якості, кількості та повноти наявної інформації щодо роз-

глянутого ризику. Значна невизначеність може бути зумовлена низькою якістю даних або нестачею значимих і достовірних даних.

В сфері технічного регулювання широко застосовуються методи оцінювання ризиків, зокрема щодо випробувань зразка продукції, підтвердження чи встановлення міжпівірочних інтервалів (МПІ) засобів вимірювальної техніки (ЗВТ), випробувань програмного забезпечення ЗВТ тощо. При цьому важливе значення має вибір найбільш ефективного методу.

В міждержавній рекомендації МІ 1317 [3] розглянуто питання визначення значення окремого параметра зразка матеріального об'єкта при заданих значеннях параметрів режиму роботи зразка і параметрів умов, в яких він знаходиться. Таку експериментальну операцію названо випробуванням зразка об'єкта.

Результатом контролю параметра зразка є висновок про те, чи знаходиться або не знаходиться в заданих межах значення контрольованого параметра зразка, тобто застосовується статистичний метод. Результат контролю супроводжують вказівкою показників достовірності контролю, номінальних значень параметрів умов контролю і статистичних оцінок характеристик.

Найбільшу ймовірність $P_{\text{бам}}$ помилкового визнання придатним будь-якого насправді дефектного зразка визначають за виразом

$$P_{\text{бам}} = L(\Delta_x) \text{ при } |\Delta_x| = |G|, \quad (4)$$

де:

Δ_x – відхилення контрольованого параметра x зразка від номінального значення x_N , виражене в одиницях контрольованого параметра;

G – границя поля допуску для відхилення Δ_x , що визначає придатність чи дефектність зразка продукції за контрольованим параметром;

$L(\Delta_x)$ – залежність ймовірності визнання зразка не придатним при його контролі від значення Δ_x .

При підтвердженні МПІ ЗВТ оцінку ймовірності безвідмовної роботи $\tilde{P}_t$ визначають за виразом (статистичний метод)

$$\tilde{P}_t = (n - \Delta n_t) / n, \quad (5)$$

де:

n – кількість контрольованих ЗВТ;

Δn_t – кількість ЗВТ, у яких зареєстровані відмови в період від початку випробувань з підтвердження МПІ.

Якщо при всіх щорічних перевірках протягом МПІ одержують значення $\tilde{P}_t \geq P_{\text{мс}}$, де $P_{\text{мс}} = 0,85$ – значення ймовірності метрологічної справності, то встановлене раніше значення МПІ підтверджується.

Висновки

При загальному оцінюванні ризиків з метою більш ефективного контролю і удосконалення процесів використовуються різноманітні стандартизовані методи. При цьому доцільно використовувати спеціальні рекомендації щодо особливостей застосування цих методів, що дозволить достовірніше оцінити існуючі ризики.

Порівняльний аналіз методів загального оцінювання ризику дозволяє обрати саме такі методи, які дозволяють більш ефективно здійснювати оцінювання ризиків. У сфері технічного регулювання існують значні резерви для застосування не лише статистичних методів, а також і інших стандартизованих методів оцінювання ризиків, які дозволять підвищити достовірність оцінки конкретного ризику.

Список використаних джерел

1. ISO 31000:2009. Risk management. – Principles and guidelines.
2. IEC 31010:2009. Risk management. – Risk assessment techniques.
3. МІ 1317-2004. ГСИ. Результаты и характеристики погрешности измерений. Формы представления. Способы использования при испытаниях образцов продукции и контроле их параметров.

Надійшла до редакції 15.11.2013

О. Н. Величко, д.т.н., Л. В. Коломиец, д.т.н., Т. Б. Гордиенко, к.т.н.

ВЫБОР МЕТОДОВ ОБЩЕГО ОЦЕНИВАНИЯ РИСКОВ В СФЕРЕ ТЕХНИЧЕСКОГО РЕГУЛИРОВАНИЯ

В международных стандартах стандартизованы разнообразные методы общего оценивания и управления рисками, которые применяют для управления, контроля и усовершенствования процессов. Проведен сравнительный анализ стандартизованных методов общего оценивания рисков и предложены рекомендации относительно их использования. Рассмотрены некоторые особенности применения методов общего оценивания рисков.

Ключевые слова: метод оценки рисков, общее оценивание рисков, техническое регулирование, стандарт.

O. M. Velychko, DSc, L. V. Kolomiets, DSc, T. B. Gordiyenko, PhD

A CHOICE OF METHODS OF GENERAL EVALUATION OF RISKS IN THE FIELD OF TECHNICAL REGULATION

In international standards various methods are standardized for general evaluation and management risks that apply for a management, control and improvement of processes. The comparative analysis of the standardized methods of general evaluation of risks is conducted and offered recommendation for its using. Some features of application of methods of general evaluation risks are considered.

Keywords: method of evaluation of risks, common evaluation of risks, technical regulation, standard.

УДК 657.6

Л. В. Коломиец¹, д.т.н., А. И. Новикова¹, Р. В. Злобин², В. И. Новиков²

¹Одесская государственная академия технического регулирования и качества, г. Одесса

² Государственное предприятие «Одесский региональный центр стандартизации, метрологии и сертификации», г. Одесса

НЕКОТОРЫЕ АСПЕКТЫ МЕТРОЛОГИЧЕСКОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ УЧЕТА ПИЩЕВОЙ И ЛИКЕРО-ВОДОЧНОЙ ПРОДУКЦИИ

В данной статье обосновывается необходимость внесения изменений в существующую нормативную документацию (НД), решение проблем учета в отрасли вино-водочного производства и рассматриваются функциональные возможности, которые будут способствовать повышению достоверности измерений и качества продукции.

Ключевые слова: учет, контроль, технические требования, техническая документация, методики поверки.

Учет и контроль – основа успешной деятельности любого предприятия, организации, государства – в конечном итоге.

Оглядываясь на сокращающиеся запасы природных и сырьевых ресурсов, становится всё очевидней актуальность их учета и контроля, особенно на предприятиях, перерабатывающих сельскохозяйственную продукцию.

Рассмотрим вопросы учета в винодельческой, спиртовой, консервной промышленности и проблемы, возникающие при определении количества тех или иных продуктов.

С давних пор так сложилось, что вино-водочное производство приносит большую долю поступлений в бюджет страны и поэтому каждый недоучтенный литр (дм³) данной продукции оборачивается значительными недопоступлениями в казну государства.

Поэтому так важно точно знать: 1) где? 2) чего? 3) сколько? в каждый момент времени.

И если в отношении виноматериалов вопрос качества учета стоит не так остро, то, что касается спирта и его производных, есть необходимость совершенствования процесса этого учета в плане повышения достоверности результатов.

На отечественных предприятиях ликеро-водочной промышленности используется огромный парк различных типов мерников, емкостей (реакторов, купажеров, трубопроводов) и другого технологического оборудования.

Возникает резонный вопрос: «А сколько в том или ином объеме в данный момент находится продукта?», то есть существует необходимость создания градуировочных таблиц, составленных с погрешностью, приемлемой для объективного, достоверного учета.

Известно, что такие таблицы могут составляться как на основе геометрического метода определения объема, так и на основе метода налива с применением эталонных средств измерительной техники (СИТ).

Не будем останавливаться на перечислении тех СИТ, которые используются при поверке или калибровке тех или иных пищевых емкостей, а остановимся на вопросах, возникших на сегодняшний день и не имеющих ответов в НД.

В настоящее время в Одесском регионе явно просматривается возрождение виноделия – восстанавливаются старые заводы и строятся новые. За короткий срок восстановлены заводы в горо-

дах: Белгород-Днестровский, Болград, Измаил, Килия и других.

Для приготовления, хранения, переработки, купажирования и розлива вина и виноматериалов винзаводы должны быть оснащены резервуарным парком. Вино и виноматериалы длительное время должны храниться в этих резервуарах и, учитывая, что вино и виноматериалы в настоящее время не дешевы (примерно 1 евро за литр, что сопоставимо с ценами на нефтепродукты), то они могут быть приравнены к стратегическому сырью.

У предприятий виноделия возникает потребность в правильном и достоверном учете вина и виноматериалов, кроме того достоверный учет виноматериалов на предприятиях позволяет свести до минимума технологические и непроизводственные потери.

Так как отдельные винзаводы производят и продают только виноматериалы, то эти резервуары входят в сферу государственного метрологического надзора (ГМН) и должны проходить процедуру поверки или государственной метрологической аттестации (ГМА).

По технологии производства вина из резервуаров должны отбираться пробы на лабораторный анализ.

Однако в настоящее время отсутствует НД на общие технические требования к резервуарам для вина, виноматериалов и других пищевых продуктов, а также методики их поверки.

Для удобства пользования и проведения учетных, учётно-расчетных операций с вином, виноматериалами и другими пищевыми продуктами конструкцию резервуаров необходимо доработать, установив дополнительные водомерные трубки и шкалы. Затем отградуировать их объемным или геометрическим методом и провести поверку.

Кроме того, желательна установка водомерных трубок с трехходовыми кранами для удобства отбора проб.

Дважды в год на винзаводах совместно с налоговыми органами, проводится инвентаризация спирта, вина и виноматериалов, поэтому наличие градуировочных таблиц на резервуары для вина и виноматериалов позволит вести их достоверный учет.

В 1987 году Госагропромом Украины предприятиям перерабатывающих отраслей было направлено письмо № 18 - 1 - ХР / 18 о сроках и правилах градуировки емкостей, где были установлены порядок проведения и сроки градуировки резервуаров (1 раз в 2 - 5 лет в зависимости от сроков эксплуатации).

Проведение метрологических работ по градуировке и поверке резервуаров для вина и виноматериалов позволит предприятиям регулярно контролировать состояние резервуарного парка, вести достоверный учет, сократить потери, что в конечном итоге должно отразиться на качестве выпускаемой продукции.

Отдельно стоит вопрос о транспортных мерах для пищевых жидкостей. Основное в этом вопросе то, с какой точностью необходимо определять их вместимость: 0,2 % или 0,5 %. Тарифы на поверку что одних, что других транспортных мер одинаковы, а если определять вместимость транспортной меры с точностью 0,2 %, то затраты по времени гораздо больше. Учитывая, что цена на виноматериалы сопоставима с ценой на нефтепродукты, предлагается определять их вместимость с точностью 0,5 %, а вместимость транспортных мер для перевозки спирта определять с точностью 0,2 %, но при этом увеличить тариф на их поверку. В 1989 году Одесским научно-производственным объединением «Пищепромавтоматика», трестом «Огрпищепром», ремонтно-механическим комбинатом «Киевремашналадка» и экспериментальным управлением «Антипор» разработаны «Методические указания РД 10-04-5-87 [1]. Резервуары и технологическое оборудование стандартные и измерительные. Определение общей и интервальных вместимостей», которые были согласованы с ВНИИ расходомерии Госстандарта СССР и утверждены Госагропромом СССР.

Градуировка резервуаров проводится с целью использования их как рабочих СИТ измерения объемов жидких пищевых продуктов для учета, взаимных расчетов, а также для измерения и контроля количества продуктов при дозировании, хранении и других технологических операциях.

В методике приведен порядок определения вместимости резервуаров для пищевых продуктов геометрическим и объемным методами, применяемые для этих целей СИТ и необходимое оборудование, а также порядок составления градуировочных таблиц.

Следует отметить, что эта методика устарела и нуждается в переработке.

Рассмотрим некоторые особенности этого нормативного документа. Величины допускаемой относительной погрешности находятся в пределах:

- определения общей вместимости резервуаров и технологического оборудования геометрическим и объемным методом - $\pm 0,4 \%$;
- определения интервальных вместимостей резервуаров и технологического оборудования -

$\pm 0,6 \%$.

В соответствии с п. 1.6 методики, резервуар может быть аттестован в качестве измерительного при условии соответствия и наличия необходимых СИТ и документов по результатам градуировки резервуара. Таким образом, существует необходимость ввести в методику определение «Измерительный резервуар», а также связанные с ним понятия. При этом допускаемые погрешности измерений в соответствии с методикой существенные (по ДСТУ 4147 [2] – 0,1%, по ДСТУ 4218 [3] – 0,25%).

Кроме того, к недостаткам методики можно отнести то, что не приведены возможные формы резервуаров, отсутствуют требования к водомерным трубкам, внутренним покрытиям, устаревшее программное обеспечение (ПО) для составления градуировочных таблиц и другие.

Вывод

На предприятиях перерабатывающей промышленности, имеющих установленные резервуары для хранения, переработки и реализации сырья, полуфабрикатов и готовой продукции необходимо:

1. Запретить их использование без предварительного определения компетентными организациями их действительной вместимости и градуировки с определением погрешности резервуаров, с составлением и утверждением в установленном порядке градуировочных таблиц.

2. Разработать необходимую техническую документацию, устанавливающую технические требования к пищевым резервуарам, методику их

поверки и ПО для расчета таблиц по результатам поверки.

3. При разработке методики поверки и ПО для расчета градуировочных таблиц предусмотреть градуировку резервуаров геометрическим методом по недоливу для удобства пользователей и ввиду особенностей конструкций этих резервуаров.

4. Разработать правила эксплуатации резервуаров (сроки и порядок проведения зачистки, требования к уплотняющим материалам, водомерным трубкам, шкалам, пломбированию и т.д.)

5. Возложить ответственность за комплектность и исправное состояние СИТ и резервуарного парка на руководителей предприятий, которые, в свою очередь, должны назначить ответственных лиц.

Список использованных источников

1. «Методические указания РД 10 – 04 – 5 – 87. Резервуары и технологическое оборудование стандартные и измерительные. Определение общей и интервальных вместимостей».

2. ДСТУ 4218:2003 Метрологія. Резервуари сталні горизонтальні циліндричні. Методика повірки (ГОСТ 8.346 – 2000, MOD).

3. ДСТУ 4147:2003 Метрологія. Резервуари сталеві вертикальні циліндричні. Методика повірки (ГОСТ 8.570 – 2000, MOD).

Поступила в редакцію 22.11.2013

Л. В. Коломієць, д.т.н., А. І. Новікова, Р. В. Злобін, В. І. Новіков

ДЕЯКІ АСПЕКТИ МЕТРОЛОГІЧНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ОБЛІКУ ХАРЧОВОЇ І ЛІКЕРО – ГОРІЛЧАНОЇ ПРОДУКЦІЇ

В даній статті обґрунтовується необхідність внесення змін у існуючу нормативну документацію, вирішення проблем обліку в галузі вино-горілкового виробництва та розглядаються функціональні можливості, що сприятимуть підвищенню достовірності вимірювань і якості продукції.

Ключові слова: облік, контроль, технічні вимоги, технічна документація, методики перевірки.

L.V. Kolomiets, DSc, A. I. Novikova, R. V. Zlobin, V. I. Novikov

SOME ASPECTS OF METROLOGY ASSURANCE ACCOUNT FOOD AND LIQUEUR AND TO VODKA PRODUCTS

In this article the necessity of making alteration is grounded for existent normative documentation, decision of problems of account in industry wine - vodka production and functional possibilities that will assist the increase of authenticity of measuring and quality of products are examined.

Keywords: account, control, technical requirements, technical documentation, methodologies of check.

РОЗДІЛ 2

Прилади та методи вимірювання фізичних величин, їх метрологічне забезпечення

Г. Д. Братченко¹, д.т.н., А. М. Попенака², М. О. Петрище¹, к.т.н., С. Л. Крутов³¹Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса²ТОВ «Туніка», м. Харків, ³ДП «Укрметртестстандарт», м. Київ

ВИМІРЮВАЛЬНО-ОБЧИСЛЮВАЛЬНИЙ КОМПЛЕКС ДЛЯ ПОВІРКИ ЕЛЕКТРОВИМІРЮВАЛЬНИХ ПРИЛАДІВ

Проаналізовано сучасний стан метрологічного забезпечення електровимірювальних приладів. Запропоновано обладнання для автоматизованих робіт при дослідженнях метрологічних характеристик згаданих засобів вимірювальної техніки.

Ключові слова: цифровий вимірювальний перетворювач, якість електричної енергії, засіб вимірювальної техніки, базовий блок, вимірювання, метрологічне забезпечення.

Чинним в Україні стандартом [1], яким встановлюються вимоги до якості електричної енергії, визначаються також вимоги до обладнання, яким контролюються її параметри. На сьогоднішній день на ринку засобів вимірювальної техніки (ЗВТ) достатньо широко представлені аналізатори якості електричної енергії, які призначено як для постійного моніторингу якості електричної енергії в комплектних розподільчих устаткуваннях (наприклад Diris A40, виробництва Socomes), так і для періодичного контролю (наприклад, Fluke 434 та Elspec G4400, відповідних виробників).

Враховуючи постійне зростання кількості таких ЗВТ в експлуатації актуальним питанням є їх метрологічне забезпечення. Традиційним методом повірки таких приладів є поелементна повірка за допомогою серійних радіо- та електровимірювальних приладів [2], що виключає можливість автоматизації таких робіт.

Метою роботи є розробка робочого еталону, який забезпечує комплексну повірку метрологічних характеристик згаданих аналізаторів.

Для вирішення такого завдання запропоновано вимірювально-обчислювальний комплекс (ВК) модульного складу (рис. 1), принцип якого базується на цифровій обробці сигналів, що визначено як перспективний метод створення еталонів в галузі електричних вимірювань [2]. В роботі ВК застосовано принцип векторних вимірювань, які починають застосовуватися для вимірювання електроенергетичних параметрів [3].

До складу ВК входять три цифрові вимірювальні перетворювачі (ЦВП) струму, три ЦВП напруги, базовий блок, синтезатор тестових сигналів (СТС) та персональний комп'ютер (ПК).

ЦВП призначені для вимірювання миттєвих значень відповідних величин. До складу кожного ЦВП входять масштабний перетворювач, преци-

зійний аналого-цифровий перетворювач (ПАЦП), швидкодіючий аналого-цифровий перетворювач (ШАЦП), блок гальванічного розділення кіл та інтерфейс USB.

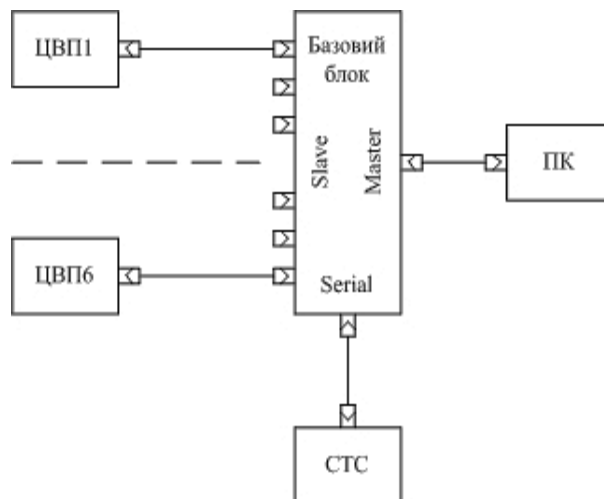


Рисунок 1 – Узагальнена структурна схема вимірювально-обчислювального комплексу

ПАЦП є основним елементом ЦВП та забезпечує метрологічні характеристики ЦВП при вимірюванні напруги або сили постійного (в режимі роботи з частотою дискретизації 1,4 кГц) та змінного (в режимі роботи з частотою дискретизації 13 кГц) струму. ШАЦП призначений для вимірювання сигналів з високим коефіцієнтом нелінійних спотворень (частота дискретизації 77 кГц). Блок гальванічного розділення кіл та інтерфейс USB забезпечують безпечне підключення ЦВП до базового блоку. Вихідними сигналами ЦВП є потоки миттєвих значень вхідних сигналів у вигляді цифрового коду. Нормовані метрологічні характеристики ЦВП визначають метрологічні характеристики ВК.

Базовий блок призначений для вимірювання часових інтервалів та частоти, підключення та живлення ЦВП, а також для керування СТС. Для вимірювання часових інтервалів та частот в базовому блоці встановлено джерело опорної частоти, при цьому існує можливість використання будь-якого зовнішнього джерела каліброваної частоти. В разі відсутності опорної частоти використовується системна частота ПК, в цьому разі результати вимірювання частот та інтервалів часу є інформативними (похибка вимірювання не нормується). Базовий блок містить пристрій для генерації сигналу прямокутної форми з заданою користувачем частотою. Вихідна частота може бути встановлена як постійна, так і змінна у відповідності до вимірюваних комплексом параметрів (наприклад, частота пропорційна вимірюваній потужності, аналогічно до еталонних лічильників електричної енергії).

СТС призначений для відтворення випробувальних режимів із заданими параметрами (амплітудні та діючі значення напруги та сили струму, кути зсуву фаз, амплітудні та фазові спектри сигналів тощо) при дослідженні метрологічних характеристик аналізаторів якості електричної енергії та інших електровимірювальних приладів (амперметрів, вольтметрів, ватметрів, фазометрів, синхроскопів, лічильників електричної енергії тощо). В разі підключення виходу СТС до входу ЦВП комплекс може функціонувати в режимі калібратора: обрані параметри випробувальних режимів автоматично регулюватимуться у відповідності із заданими значеннями.

ПК використовується для керування всіма компонентами комплексу, обчислення похідних величин, протоколювання та наочного відображення результатів вимірювання.

Робота ВК базується на синхронному вимірюванні первинних величин, що характеризують вимірювані сигнали: миттєвих значень напруги, сили струму та часових інтервалів. Отримані первинні дані є базовими для обчислення наступних похідних величин: діючих значень напруги та сили струму, активної, реактивної, повної потужності та енергії, частоти напруги та сили змінного струму, амплітудних та фазових характеристик гармонійного складу напруги та струму, провалів напруги та тимчасового перенапруження, коливань напруги та інших параметрів якості електричної енергії. Програмне забезпечення дозволяє доповнювати перелік та правила обчислення похідних величин (в першу чергу це актуально при вимірюванні реактивної енергії, оскільки на сьогоднішній день не існує згоди щодо її обчислення).

Комплекс оперує двома типами даних: сигнал і параметр. Сигнал – це іменованний спектр заданої користувачем ширини у вигляді набору комплексних чисел – однозначно описує поведінку фізичної величини за період вимірювання. Над сигналами можуть виконуватися арифметичні операції – додавання, віднімання, множення, фільтрація, результатом яких є інші сигнали. Наприклад, сигнал «потужність» - це добуток сигналів «напруга» і «струм». Сигнал «струм нейтралі» може бути отриманий двома способами: як сума сигналів фазних струмів, і як результат безпосереднього векторного вимірювання. Параметр – іменоване дійсне число, кількісна характеристика сигналу. Над параметрами може виконуватися широкий спектр математичних операцій.

У кожному періоді на послідовності миттєвих значень, отриманих з ЦВП, обчислюється дискретне перетворення Фур'є. Отриманий спектр з номерами гармонік $i = A, A + 1, \dots, B - 1$, В присвоюється певному вихідному сигналу. Ім'я сигналу та границі спектру задаються користувачем.

Після обробки всіх потоків миттєвих значень за правилами, заданими користувачем, обчислюються похідні сигнали. Всі подальші обчислення проводяться на основі отриманих спектрів. Наприклад, обчислення активної потужності i -тої гармоніки здійснюється за формулою

$$P_i = U_i \cdot I_i \cdot \cos \varphi_{U_i I_i}, \quad (1)$$

де U_i , I_i , $\cos \varphi_{U_i I_i}$ – напруга, сила струму i -тої гармоніки та зсув фаз між ними.

Розширена невизначеність вимірювання у відносній формі при цьому визначається за формулою

$$\delta_{P_i} = k_p \sqrt{\frac{\delta_{U_i}^2}{3} + \frac{\delta_{I_i}^2}{3} + (100 \cdot \Delta_{\varphi_i} \cdot \operatorname{tg} \varphi_{U_i I_i})^2}, \quad (2)$$

де k_p – коефіцієнт покриття, що залежить від заданої довірчої імовірності, до закону розподілу невизначеності; δ_{U_i} , δ_{I_i} – нормовані основні відносні похибки комплексу при вимірюванні діючих значень напруги та сили струму, Δ_{φ_i} – сумарна стандартна невизначеність вимірювання кута зсуву фаз між струмом та напругою i -тої гармоніки, що визначається за формулою

$$\Delta_{\varphi_i} = 2\pi \cdot f_i \cdot \sqrt{\Delta_{tU}^2 + \Delta_{tI}^2} \quad (3)$$

де f_i – частота i -тої гармоніки, Δ_{iU} , Δ_{iI} – нормовані похибки датування відліку ЦВП напруги та струму відповідно.

При вимірюванні інтергармонік дискретне перетворення Фур'є обчислюється не на кожному періоді, а на групі з L періодів, де L – коефіцієнт ділення частоти синхросигналу. В отриманому спектрі складова з номером i відповідає гармоніці або інтергармоніці вихідного сигналу з номером i/L . Вимірювання проводиться протягом заданого цілого числа періодів.

Після закінчення процесу вимірювання будуються графіки і розраховуються задані користувачем параметри сигналів. Розраховані параметри зберігаються в протокол або піддаються статистичній обробці, результат якої також може бути збережений до протоколу.

ВК дозволяє візуалізувати результати вимірювань та обчислень. Існує можливість побудови векторних діаграм, графіків форм кривих напруги, сили струму, потужності, їх спектрів, графіків зміни параметрів електричних сигналів у часі, графіка розподілу результатів вимірювання, графіків залежності одних результатів спостережень від інших (наприклад, графік залежності похибки вольтметра від напруги).

Програмне забезпечення дозволяє математичну обробку та документування результатів вимірювання, зокрема є можливість розрахувати середньоквадратичне відхилення результату вимірювання та апроксимувати залежність одних результатів від інших степеневим поліномом.

Висновок

Розроблений ВК дозволяє вирішити питання автоматизації при визначенні метрологічних характеристик під час проведення повірки або державної метрологічної атестації багатьох типів електровимірювальних приладів.

Впровадження розробленого ВК в роботу метрологічних центрів сприятиме зменшенню часових витрат та підвищенню ефективності цілого ряду метрологічних робіт.

Список використаних джерел

1. ГОСТ 13109-97. Нормы качества электрической энергии в системах общего электроснабжения. – Введ. 1999-01-01. – М.: ФГУП «Стандартинформ», 1996. – 315 с. – (Межгосударственный стандарт).
2. Захаров И. П. Эталоны в области электрорадиоизмерений. // И. П. Захаров, Ю. Ф. Павленко – М.: Горячая линия – Телеком, 2008. – 192 с.
3. Яковлева И. В. Математичне моделювання каналів вимірювання векторів напруги в системах керування електроенергетичних об'єктів / І. В. Яковлева, Є. М. Танкевич, Г. М. Варський // Вісник Вінницького політехнічного інституту. – 2012. – С. 58-61.

Надійшла до редакції 20.10.2013

Рецензент: д.т.н., професор Величко О. М., Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса.

Г. Д. Братченко, д.т.н., А. Н. Попенака, Н. А. Петрище, к.т.н., С. Л. Крутов

ИЗМЕРИТЕЛЬНО-ВЫЧИСЛИТЕЛЬНЫЙ КОМПЛЕКС ДЛЯ ПОВЕРКИ ЭЛЕКТРОИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ПРИБОРОВ

Проанализировано современное состояние метрологического обеспечения электроизмерительных приборов. Предложено оборудование для автоматизированных работ при исследованиях метрологических характеристик упомянутых средств измерительной техники.

Ключевые слова: цифровой измерительный преобразователь, качество электрической энергии, средство измерительной техники, базовый блок, измерение, метрологическое обеспечение.

G. D. Bratchenko, DSc, Popenaka A. M., M. O. Petrische, PhD, S. L. Krutov

MEASURING AND COMPUTING COMPLEX FOR VERIFICATION OF MEASURING DEVICES

The paper analyzes the modern state of metrological assurance of measuring devices. Equipment for automated work in study of metrological characteristics of the mentioned metering technology is proposed.

Keywords: digital measuring transducer, quality of electricity, means of measuring technique, the base unit, measurement, metrological assurance.

Ю. В. Щербина¹, к.т.н., С. Л. Волков², к.т.н.

¹Одеський національний економічний університет

²Одеська державна академія технічного регулювання та якості

ЕЛЕМЕНТИ ПРАКТИЧНОЇ РЕАЛІЗАЦІЇ ЧАСТОТНОГО ТЕСТУ ГЕНЕРАТОРІВ КРИПТОГРАФІЧНИХ ПЕРЕТВОРЕНЬ

В статті розглянуті теоретичні принципи частотного тестування псевдовипадкових криптографічних послідовностей та способи їх практичної реалізації.

Ключові слова: криптографія, криптографічне перетворення, тестування, генератор псевдовипадкових послідовностей.

Постановка проблеми в загальному вигляді та її зв'язок з науковими і практичними завданнями. Побудова криптостійких систем може бути здійснена шляхом багатократного застосування простих криптографічних перетворень (примітивів). У якості таких примітивів Клод Шеннон запропонував використовувати підстановки (*substitution*) і перестановки (*permutation*). Часто використовуваними криптографічними примітивами є перетворення типу *циклічне зрушення* або *гамування*, тобто метод шифрування, заснований на «накладенні» γ -послідовності на відкритий текст. Як γ -послідовності найчастіше використовують псевдовипадкові послідовності (ПВП), що формуються на основі поліномів.

В даний час, однією з проблем, пов'язаною з захистом даних, що передаються в інформаційно-телекомунікаційних системах, а також з конфіденційністю інформації, є потреба в генераторах криптографічних перетворень, які відповідають високим вимогам до рівномірності розподілу ймовірності формованих ними чисел. Ці вимоги сформовані фахівцями NIST, які в 1999 р. в рамках проекту AES (*Advanced Encryption Standard*) розробили набір статистичних тестів NIST STS (*NIST Statistical Test Suite*) для випробувань ПВП [1].

Також зазначимо, що генератори криптографічних перетворень знаходять застосування в криптографічних протоколах для формування ключів, при хешуванні паролів, а також в алгоритмах, закладених в основу поточкових симетричних криптографічних систем, вживаних для захисту конфіденційності передаваної інформації. Побудова таких генераторів – абсолютно нетривіальне завдання і його рішення вимагає копіткої праці математиків та аналітиків. Генератор, слабкий з криптографічної точки зору, може значно ослабити захищеність інформаційної системи і, з цієї причини, для розробників крипто-

графічних систем важливо мати в наявності засіб перевірки їх надійності.

Аналіз наукової і технічної літератури показує, що за останні десятиліття була розроблена і досліджена велика кількість «елементарних» генераторів криптографічних перетворень до яких відносять лінійні конгруентні генератори [2, 3], генератори Фібоначчі з запізнюванням [1], генератори, побудовані на лінійних регістрах зі зворотним зв'язком [3–6] і деякі їх різновиди. Багаторічні дослідження вчених привели до висновку про те, що всі вони не є криптографічно стійкими і можуть входити до складу формулаторів криптографічних перетворень тільки як складові елементи.

Як показано в [3], ідея побудови складеного генератора базується на тому факті, що комбінація двох і більше вихідних послідовностей від генераторів різного типу за допомогою таких операцій як «+», «-», «x», « $\oplus$ », дозволяє розробити структуру генератора з «кращими властивостями випадковості». Найбільш вдалі складені генератори (з погляду криптографії) детально розглянуті в роботі Б. Шнаєра [7].

З часом в алгоритмах, що здавалися раніше надійними, знаходять нові «слабкі місця». З цієї причини в процесі розробки криптографічних протоколів стає питання про пошук нових інженерних рішень з метою побудови нових, ефективних з точки зору криптографії стійких генераторів, вільних від виявлених недоліків.

Найбільш вдалим на сьогоднішній день формулювачем криптографічних перетворень є алгоритм, реалізований в потоковому шифрі RC4 [7]. Однак, все частіше з'являються повідомлення про те, що і в ньому вже знайдені уразливості. Стверджується, що вдалося встановити статистичну залежність характеру ПВП, що генерувалася в потоковому шифрі RC4, від перших символів ключа.

На відміну від інших інженерних завдань,

розробка нового алгоритму формування відрізняється тим, що достовірна відповідь на питання про ефективність знайденого рішення задачі може з'явитися тільки через деякий час, коли для нього буде розроблений індивідуальний метод криптоаналізу. Розробникові залишається задовольнитися тільки результатами попереднього тестування. Про це прямо сказано в керівництві до пакету тестів, розроблених NIST [1]. Будь-який із запропонованих тестів або навіть цілий пакет тестів не замінює криптоаналізу. При цьому попереднє тестування є обов'язковим. Генератор, що не задовольняє умовам тестування непридатний. Кожен з вхідних в пакет тестів орієнтується на пошук певного виду аномалій в потоці формованих символів.

До тестових пакетів, які найбільш рекомендуються до використання, відноситься вже згадуваний пакет NIST STS. Він включає набір з 16-ти тестів і методику їх використання. Успішний результат випробувань проектного генератора із застосуванням всього набору цих тестів дає підстави сподіватися на те, що формована генератором послідовність невідмітна від «справжньої» випадкової послідовності.

Відомі й інші пакети тестів, створені для потреб криптографії. До них відноситься набір статистичних тестів під назвою Diehard [6], призначений для визначення якості послідовності випадкових чисел. Ці тести були розроблені Дж. Марсальей (George Marsaglia). Він включає 12 тестів і доступний в Інтернеті за адресою: <http://stat.fsu.edu/pub/diehard/>.

За адресою <http://www.isi.qut.edu.au/resources/cryptx/> можна зв'язатися з розробниками пакету тестів CRYPT-X [2] і отримати програмне забезпечення та керівництво по їх застосуванню.

Проте використання відмічених пакетів прикладних програм натрапляє на ряд серйозних перешкод. Перша з них полягає в тому, що вони призначені для оцінки вже готових генераторів. У практичній роботі такі пристрої розробники конструюють поетапно, поступово доводячи їх до рівня відповідності вимогам, що пред'являються.

Друга проблема полягає в тому, що в основі кожного з вхідних в пропонований пакет тестів лежить достатньо складне теоретичне обґрунтування, що вимагає від розробників серйозної математичної підготовки та знань різних несуміжних розділів математики. На жаль, в керівництві, що додається до тестів, розробники такого обґрунтування, як правило, не приводять.

Нарешті, третя проблема полягає в тому, що, хоча до програмного забезпечення і наданий вільний безкоштовний доступ, скористатися ним складно. Більшість тестів припускають попереднє

створення файлу, в який записується випробовувана псевдовипадкова послідовність у вигляді 32-бітових слів, а потім запускається процедура тестування. Це не завжди зручно і підходить не для всіх тестів, оскільки вимагає значних програмно-апаратних ресурсів. До того ж, пропоновані тести розраховані на певну програмно-апаратну платформу.

Перераховані проблеми примушують розробників якщо не розробляти власні тести, то, принаймні, створювати власне програмне забезпечення, яке їх реалізує, є зручним в роботі та може ефективно використовуватись в процесі пошуку конструктивного вирішення генератора, що розробляється.

Всякий пакет тестів має свою внутрішню логіку. Передбачається, що випробування нового генератора повинне починатися з частотного тестування. Як вказується в [1], якщо генератор не проходить частотний тест, то проведення всіх інших тестів вже не має сенсу. Тому, враховуючи все вищесказане, **метою статті** є аналіз виконання частотного тестування і методики її проведення.

Виклад основного матеріалу. Тестування генератора, зокрема частотне, засноване на порівнянні цього генератора з ідеалом. Передбачається, що такий ідеальний генератор формує криптографічну послідовність з рівномірним розподілом ймовірності одиниць і нулів, причому таку, що наступний вихідний біт неможливо передбачити за наслідками спостереження деякого відрізка цієї послідовності з ймовірністю, що відрізняється від 0,5.

Насправді, реальний генератор криптографічних перетворень видає «несправжню» випадкову послідовність, а повністю визначувану значенням секретного ключа. Ступінь його схожості з реальним формувачем випадкової гами може бути встановлена на підставі вибраного еталону та критерію, який дозволяє визначити ступінь відмінності отриманого результату від очікуваного рівномірного розподілу ймовірності.

Формальне визначення критерію припускає завдання нульової гіпотези H_0 , відповідно до якої тестована послідовність є випадковою. З нею безпосередньо пов'язана альтернативна гіпотеза H_A відповідно до якої ця послідовність не може бути визнана випадковою. Приймаючи нульову гіпотезу, експериментатор з ймовірністю α , ризикує помилитися – зробити так звану «помилку першого роду». Відповідно, з ймовірністю $1-\alpha$, він буде правим. Зазвичай, величину α вибирають в межах $0,01 < \alpha < 0,001$.

При частотному тестуванні передбачається, що поява символів на виході генератора повністю відповідає розподілу Бернуллі. При цьому

ймовірність одиничного символу p дорівнює ймовірності появи нульового символу – $q = 1 - p$. В цьому випадку різниця між числом одиниць n_1 і числом нулів n_0 , $S_n = n_1 - n_0$ в n -розрядній послідовності складає $\varepsilon = \varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$, де ε_i – двійковий символ, що приймає значення $\{0, 1\}$. Різниця буде підпорядкована біноміальному закону розподілу ймовірності, який відповідно до теореми Муавра-Лапласа, при достатньо великому значенні n , добре апроксимується стандартним нормальним законом $N_{0,1}$ з нульовим математичним очікуванням і одиничною дисперсією. Як показано в [1, 10], ця різниця, відповідно до центральної граничної теореми, задовольняє умові

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left(\frac{S_n}{\sqrt{n}} < z \right) = \Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{u^2}{2}} du,$$

де $\Phi(z)$ – функція Лапласа, яка чисельно дорівнює площі фігури, обмеженої зверху кривою Гауса, знизу віссю абсцис, а справа – прямою $y = z$.

У [1] показано, що для додатних значень z , буде справедливий вираз

$$P \left(\frac{S_n}{\sqrt{n}} \leq z \right) = 2\Phi(z) - 1.$$

За даними випробування n -розрядної двійкової послідовності необхідно обчислити статистику

$$s_{obs} = \frac{|n_1 - n_0|}{\sqrt{n}} = \frac{|S_n|}{\sqrt{n}},$$

Значення статистики дозволяє розрахувати ймовірність того, що параметр z не вийде за межі допустимого значення α , визначуваного вибраним критерієм. Ця ймовірність може бути представлена у вигляді

$$2 \left[1 - \Phi \left(\frac{|S_{obs}|}{\sqrt{n}} \right) \right] = \operatorname{erfc} \left(\frac{|S_{obs}|}{\sqrt{n}} \right). \quad (1)$$

Враховуючи, що додаткова функція помилки визначається як

$$\operatorname{erfc}(z) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_z^{\infty} e^{-u^2} du, \quad (2)$$

тоді, з урахуванням границь інтегрування, вираз (1) можна переписати у вигляді

$$2 \left[1 - \Phi \left(\frac{|S_{obs}|}{\sqrt{2n}} \right) \right] = \operatorname{erfc} \left(\frac{|S_{obs}|}{\sqrt{2n}} \right),$$

Якщо, в результаті випробувань обчислена величина $P = \operatorname{erfc} \left(\frac{|S_{obs}|}{\sqrt{2n}} \right) \geq \alpha$, то тестована послідовність визнається випадковою.

Якщо величина α вибрана рівною 0,01, то це означає, що зі ста тестованих послідовностей не більше ніж одна з них може бути забракована як «невипадкова».

Програмна реалізація такого тесту має дві складності. Перша з них полягає в тому, що достатньо складно реалізувати ефективний підрахунок числа одиничних n_1 і, відповідно, нульових n_0 символів в тестованій послідовності. Це пояснюється тим, що в більшості сучасних обчислювальних архітектур команд для роботи з окремими бітами немає.

Друга складність полягає в необхідності обчислення в кожному тесті значення додаткової функції помилки erfc . В принципі, її значення можна обчислити і за допомогою прикладного програмного пакету MatLab, але в процесі тестування великого числа послідовностей звертатися до окремого програмного пакету не зручно.

Оскільки розмір тестованої послідовності n невеликий (у [1] рекомендується вибирати n не більше, ніж 100 символів), їх кількість в кожному байті може бути підрахована так, як це описано далі.

Зважаючи, що при двійковому численні вага кожного двійкового розряду машинного слова більше суми вагів всіх розрядів, які стоять зліва від нього (молодших по відношенню до цього розряду), значення двійкових символів, що входять до складу цього слова і їх кількість визначається по наступній методиці.

Вважатимемо, що символи a_i , k -розрядного слова $a = \{a_k, a_{k-1}, \dots, a_1\}$, що виражає число b , пронумеровані справа наліво (від молодшого розряду до старшого). Тоді значення кожного з них можна розрахувати за правилом

$$a_i = \begin{cases} 1, & \text{при } b - 2^{k-1} \geq 0, \\ 0, & \text{при } b - 2^{k-1} < 0. \end{cases}$$

Обчислення цієї процедури безпосередньо недоцільно, оскільки піднесення до ступеня – операція, трудомістка для обчислювальної системи. Якщо, наприклад, прочитування тестованої послідовності здійснюється побайтно, процедура підрахунку кількості одиничних n_1 і нульових n_0 бітів, написана на мові Delphi, може мати наступний вигляд:

```

b:=a-128;
if b>=0 then Begin
    a:=a-128; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;
b:=a-64;
if b>=0 then Begin
    a:=a-64; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;
b:=a-32;
if b>=0 then Begin
    a:=a-32; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;
b:=a-16;
if b>=0 then Begin
    a:=a-16; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;
b:=a-8;
if b>=0 then Begin
    a:=a-8; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;
b:=a-4;
if b>=0 then Begin
    a:=a-4; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;
b:=a-2;
if b>=0 then Begin
    a:=a-2; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;
b:=a-1;
if b>=0 then Begin
    a:=a-1; n1:=n1+1 End
else n0:=n0+1;

```

Тут лічильники **n1** і **n0** обнуляються на початку тестування і потім накопичують інформацію про кількість відповідних символів до закінчення тестування всієї послідовності. Така процедура виглядає декілька громіздко, проте працює швидко. Вона легко може бути розширена і на випадок блоку більшого розміру.

Алгоритм розглянутої процедури приведено на рис. 1.

Що стосується обчислення показника P , що є додатковою функцією помилки $erfc(x)$ вигляду (2), то її можна представити так:

$$erfc(x) = 1 - erf(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_x^{\infty} e^{-t^2} dt.$$

Брати такий інтеграл у вказаних межах незручно, тому краще обчислити функцію $erf(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt$, а потім перейти до функції $erfc(x)$.

Функція $erf(x)$ не може бути представлена через елементарні функції. Проте її можна представити у вигляді ряду

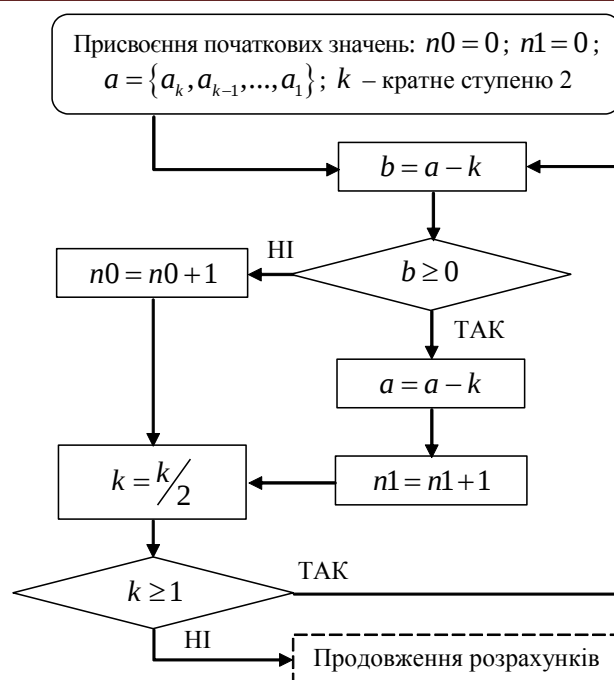


Рисунок 1 – Алгоритм підрахунку кількості одиничних і нульових бітів

$$erf(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-1)^n x^{2n+1}}{n!(2n+1)} = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \left(x - \frac{x^3}{3} + \frac{x^5}{10} - \frac{x^7}{42} + \frac{x^9}{216} - \dots \right).$$

Цим розкладанням можна користуватися, якщо значення аргументу функції $erf(x)$ не перевищує значення $x=3$. При більшому значенні аргументу можна скористатися асимптотичним розкладанням вигляду

$$erfc(x) = \frac{e^{-x^2}}{x\sqrt{\pi}} \left[1 + \sum_{n=1}^{\infty} (-1)^n \frac{1 \times 3 \times 5 \times \dots \times (2n-1)}{(2x^2)^n} \right] = \frac{e^{-x^2}}{x\sqrt{\pi}} \sum_{n=0}^{\infty} (-1)^n \frac{(2n)!}{n!(2x)^{2n}}$$

і обчислити значення функції $erfc(x)$ безносередньо. Якщо ряд для визначення значення функції $erf(x)$ вимагає обчислення до 30-ти членів, то останній ряд, для обчислення функції $erfc(x)$, дає хороше наближення вже при обчисленні чотирьох членів.

Представлені розкладання для функцій $erf(x)$ і $erfc(x)$ можна знайти за адресою <http://functions.wolfram.com/GammaBetaErf/>.

Висновки

Таким чином, для тестування послідовності, що формується проєктованим генератором,

необхідний програмний продукт, в який цей генератор входить як складова частина, і який дозволить формувати m n -розрядних послідовностей. Тут m – задане число тестів. При чому цей продукт повинен мати окремий вбудований генератор ключів, з тим, щоб забезпечити їх незалежність. У цьому ж продукті можна розмістити і програму для тестування, яка, з використанням викладених прийомів, дозволить визначати частку послідовностей, що не пройшли тест.

На закінчення відзначимо, що саме такий підхід поетапного тестування і підбору складових елементів генератора дозволяє зробити попередні висновки про прийнятність передбачуваної архітектури проєктованого генератора або шифру. Авторами реалізований описуваний підхід до тестування у вигляді двох окремих складових – модуля генератора і модуля тесту. Це дозволяє застосовувати модуль тестування для інших типів генераторів тієї ж розрядності.

Список використаних джерел

1. A Statistical Test Suite for the Validation of Random Number Generators and Pseudo Random Number Generators for Cryptographic Applications. NIST Special Publication 800-22. May 15, 2001.
2. Кнут, Д. Искусство программирования для ЭВМ [Текст] : монография / Д. Кнут. – М. : Мир, 1977. – 727 с.
3. Харин, Ю. С. Математические и компьютерные основы криптологии [Текст] : учебное пособие / Ю. С. Харин, В. И. Берник, Г. В. Матвеев, С. В. Агиевич. – М. : Новое издание, 2003. – 272 с.
4. Земор, Ж. Курс криптографии [Текст] : монография / Ж. Земор. – Ижевск: НИЦ «Регулярная и хаотическая динамика»; Институт компьютерных исследований, 2006. – 256 с.
5. Рябко, Б.Я. Криптографические методы защиты информации [Текст] : учебное пособие / Б. Я. Рябко, А. Н. Фионов. – М. : МГУ, 2005. – 115 с.
6. Фомичев, В. М. Дискретная математика и криптология [Текст] : курс лекций / В. М. Фомичев // под общ. ред. Н. Д. Подуфалова. – М. : ДИАЛОГ-МИФИ, 2003. – 400 с.
7. Шнайер Б., Прикладная криптография. Протоколы, алгоритмы, исходные тексты на языке Си [Текст] : монография / Б. Шнайер. – М. : Триумф, 2002. – 816 с.
8. The Marsaglia Random Number CDROM including the Diehard Battery of Tests of Randomness // <http://www.stat.fsu.edu/pub/diehard/>
9. Statistical test suite Crypt-X // <http://www.isi.qut.edu.au/resources/cryptx/>
10. Кац М. Статистическая независимость в теории вероятностей, анализе и теории чисел [Текст] : монография / М. Кац. – М. : Издательство иностранной литературы, 1963. – 156 с.

Надійшла до редакції 18.11.2013

Рецензент: д.т.н., доцент Скопа О. О., Одеський національний економічний університет, м. Одеса.

Ю. В. Щербина, к.т.н., С. Л. Волков, к.т.н.

ЭЛЕМЕНТЫ ПРАКТИЧЕСКОЙ РЕАЛИЗАЦИИ ЧАСТОТНОГО ТЕСТА ГЕНЕРАТОРОВ КРИПТОГРАФИЧЕСКИХ ПРЕОБРАЗОВАНИЙ

В статье рассмотрены теоретические принципы частотного тестирования псевдослучайных криптографических последовательностей и способы их практической реализации.

Ключевые слова: криптография, криптографическое преобразование, тестирование, генератор псевдослучайных последовательностей.

Y. V. Shcherbina, PhD, S. L. Volkov, PhD

ELEMENTS OF PRACTICAL IMPLEMENTATION OF TEST FREQUENCY GENERATORS CRYPTOGRAPHIC TRANSFORMATIONS

In this article the theoretical principles of the frequency of testing of cryptographic pseudo-random sequences and methods of their implementation.

Keywords: cryptography, cryptographic transformation, testing, generator of pseudocausal sequences.

О. Ф. Дяченко, к.т.н.

Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса

ВИЗНАЧЕННЯ ГЕОМЕТРИЧНИХ ПАРАМЕТРІВ БЛОКА-МОДУЛЯ ЛІНІЙНОГО ТЯГОВОГО ЕЛЕКТРОДВИГУНА ГУСЕНИЧНОЇ МАШИНИ

У роботі розглядається методика попереднього визначення основних геометричних параметрів конструктивних елементів блока-модуля лінійного тягового електродвигуна перспективної гусеничної машини з електромеханічною трансмісією на основі безпосереднього лінійного електроприводу гусениці, яка відрізняється тим, що при визначенні основних параметрів блоків-модулів лінійного тягового електродвигуна враховуються особливості конструкції гусеничного рушія швидкохідної гусеничної машини, елементи траків якої є рухливою частиною магнітопроводу.

Ключові слова: лінійний тяговий електродвигун, гусеничний рушій, електромагнітна сила, блок-модуль, електромеханічний перетворювач, полюсний поділ, повітряний проміжок.

Більшість з багатьох сотень наукових досліджень у галузі лінійних електродвигунів, що були опубліковані раніше, в основному присвячені вивченню крайових (граничних) ефектів, а відносно невелика частина - аналізу конструкцій, методам визначення геометричних параметрів та проектуванню даного типу машин. Серед небагатьох робіт, які присвячені методам математичного моделювання, оптимізації та проектування лінійних магнітоелектричних двигунів постійного струму, заслуговують уваги роботи, що виконані під науковим керівництвом Белікова В.Т. [1-2]. Особливою цінністю для розробки конструкцій гусеничного приводу є ідея модульного принципу побудови лінійних тягових електродвигунів (ЛТЕД).

Необхідність конструктивного поєднання ЛТЕД з зовнішнім виконавчим механізмом, яким є гусеничний рушій (ГР), [3] визначає новизну задачі щодо розробки методики визначення його основних конструктивних елементів. Крім того, у попередніх роботах не розглядалось питання роботи лінійного приводу в умовах змінного робочого повітряного проміжку.

Отримання тягового зусилля польовим шляхом очевидно передбачає перехід до принципово нових підходів конструювання всього механізму гусеничного рушія у цілому. Але, на першому етапі, оцінка можливостей створення тягового зусилля ЛТЕД може бути проведена на базі існуючих конструкцій гусеничних рушіїв. Основу вихідних даних для проектування елементів ЛТЕД будуть складати: потужність енергетичної установки гусеничної машини (ГМ); параметри гусеничного рушія - крок трака l_{tr} , ширина гусениці b_c і довжина ділянки гусеничного обводу, яка буде взаємодіяти з індуктором ЛТЕД - L_i ,

і на яку безпосередньо буде діяти електромагнітна сила; потрібні номінальне та максимальне тягове зусилля.

При цьому приймають $F_{max} \approx 0,585G$, а $F_N \approx 0,085G$ за умовою руху ГМ у важкому ґрунті. Тяговий розрахунок ЛТЕД постійного струму, завдяки високій перевантажній здібності двигунів цього типу [1], проводять по номінальному зусиллю. Високий коефіцієнт пристосованості $k_{ed} \approx 10$ дозволить ЛТЕД надійно працювати у зазначеному для ГМ діапазоні зусиль.

Висота індуктора або блока-модуля однобічного ЛТЕД, при його зовнішньому розміщенні під верхньою віткою гусеничного обводу обмежується необхідним ходом опорних котків і може складати не більше як 0,15 м. Виходячи з умов необхідності забезпечення високої живучості гусеничної машини у цілому та тягового двигуна зокрема, доцільно використовувати багатомодульну конструкцію з високим ступенем резервування. При цьому магнітоелектричні ЛТЕД забезпечують неперевершену, у порівнянні з іншими тяговими пристроями, простоту технічної реалізації таких конструкцій. Варіанти схеми побудови багатомодульного ЛТЕД з паралельним з'єднанням якірних обмоток блоків-модулів показані на рис. 1, де на схемі *a* представлений односторонній варіант розміщення блоків-модулів 3, а саме тільки під гусеничною стрічкою 1, а на схемі *б* двостороння конструкція ЛТЕД, при цьому блоки-модулі 3 розміщуються, як знизу - під гусеничною стрічкою 1, так і зверху над нею. Аналіз проведений у [3] показав, що для ЛТЕД ГМ на сьогодні доцільне використання односторонньої конструкції через її простоту та менші вартість і вагу.

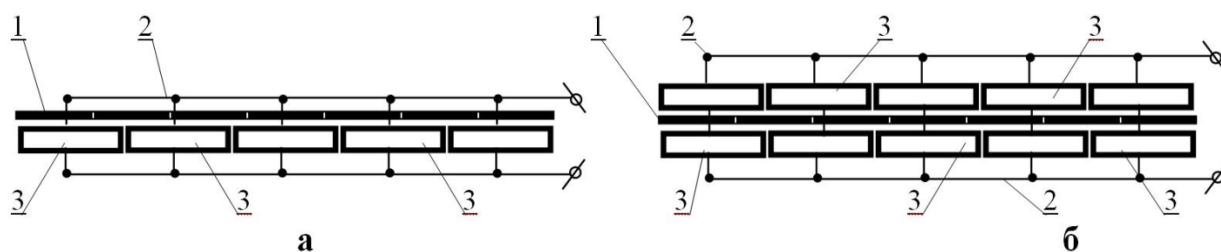


Рисунок 1 – Схеми підключення блоків-модулів ЛТЕД:

а – для ЛТЕД односторонньої конструкції, б – для ЛТЕД двосторонньої конструкції

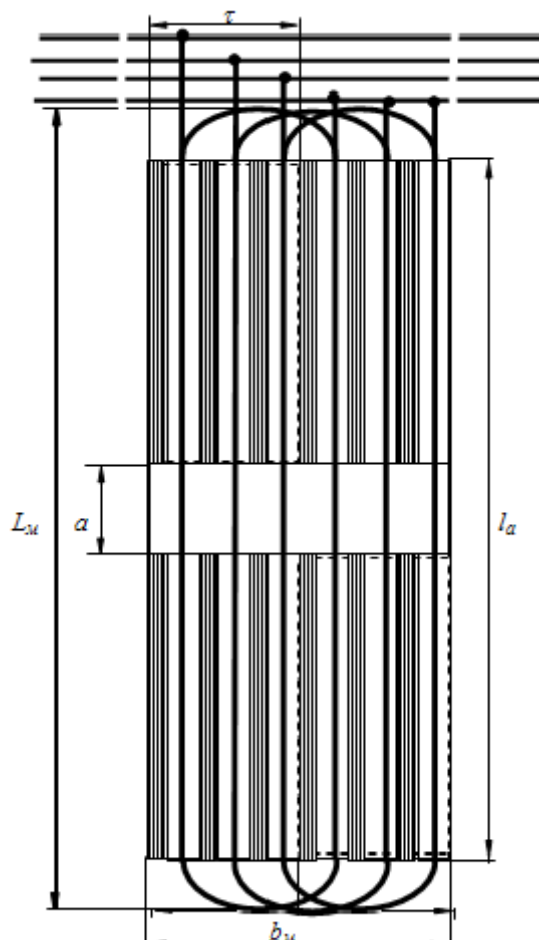


Рисунок 2 - Індуктор блока-модуля ЛТЕД з три-фазною обмоткою(вид зверху)

У свою чергу, керування проміжком буде забезпечувати роботу ЛТЕД у оптимальному діапазоні характеристики.

Але для досягнення всіх теоретично обґрунтованих переваг, які дає безпосередній електромагнітний вплив на гусеницю, необхідно розробляти також і найефективнішу двосторонню конструкцію, не зупиняючись перед необхідністю зміни звичного для нас традиційного вигляду гусеничного рушія. Саме двостороння конструкція ЛТЕД, завдяки наявності двох паралельних віток якірної обмотки, дозволяє вдвоє підвищити можливі лінійні навантаження і максимальні тя-

гові можливості, а також декілька підвищити к.к.д.

Кожен з блоків-модулів 3 (рис. 1) можна розглядати як окремий електромеханічний перетворювач, що має власну систему збудження магнітного потоку та якірну обмотку, живлення на яку подається від загальної системи керування за допомогою електрокомунікацій 2.

Якщо розміри блока-модуля за висотою – h_m та довжиною L_m (рис. 2) задаються у відповідності з вертикальним ходом опорних котків та шириною гусениці b , то ширина модулів b_m підбирається виходячи із можливості заміни пошкодженого блока-модуля на новий не більше, ніж двома членами екіпажу. Ергономічні вимоги, які підтверджені особистим практичним досвідом роботи автора з діючим прототипом, показують, що доцільна маса блока-модуля повинна бути у межах $m_\partial = 35 \div 45$ кг.

Попередню масу блока-модуля визначаємо за формулою:

$$m_m = \rho_m L_m b_m h_m, \quad (1)$$

де $\rho_m \approx 7 \cdot 10^3$ кг/м³ - приведена питома густина блока-модуля. b_m – ширина, h_m – висота, L_m – довжина блока-модуля. Використовуючи формулу (1) знаходимо доцільну ширину блока-модуля b_∂ як

$$b_\partial = \frac{m_\partial}{\rho \cdot L_m \cdot h_m}, \quad (2)$$

де m_∂ – доцільна маса блока-модуля. Тоді, для $L_m \approx 0,5$ м та $h_m = 0,07$ м, $b_\partial \approx 0,14..0,18$ м. Визначаємо кількість полюсів $2p$ блока-модуля

$$2p = \frac{b_\partial}{\tau}, \quad (3)$$

де p – кількість пар полюсів, τ – полюсний поділ. Отриманий результат округляємо до найближчого парного числа. Розрахункова активна ширина блока-модуля b_m визначається як

$$b_m = 2p \cdot \tau. \quad (4)$$

При цьому, для визначення розрахункового полюсного поділу τ необхідно забезпечити виконання наступних умов:

можливість розміщення багатофазної якірної обмотки, яка дозволяє забезпечити надійне керування рухом гусеничного рушія без зниження розрахункових параметрів тягового зусилля, при будь-яких положеннях призматичних формувачів магнітного потоку, які розташовані на траках гусениці, відносно зубців концентраторів магнітного потоку блоків-модулів;

довжина лобових частин якірної обмотки повинна бути якнайменша з метою зменшення кількості та ваги меді, що використовується для виготовлення обмотки;

втрати на перемагнічування феромагнітних призматичних формувачів магнітного потоку, або магнітних ділянок у безтраковій гусениці, та на вихрові струми у цих елементах та зубцях якору повинні бути мінімальними.

Залежність розміру полюсного поділу від технологічних та конструкційних параметрів якірної обмотки визначається формулою:

$$\tau = 3n_g \cdot \tau_z, \quad (5)$$

де n – кількість паралельних трифазних віток якірної обмотки ($n=1\dots3$), τ_z – зубцевий поділ, який визначається за формулою

$$\tau_z = (b_n + b_z), \quad (6)$$

де b_n – ширина пазу, b_z – ширина зубця. Як правило $b_n = 2/3\tau_z$, а $b_z = 1/3\tau_z$. При цьому відомо, що укладка обмотки у пази, ширина яких менша за 4 мм пов'язана з технологічними труднощами. Тому, виходячи зі сказаного, та згідно з формулами (5) та (6), отримаємо мінімальне значення полюсного поділу для лінійного блока-модуля $\tau_{min} = 0,018$ м. При малих полюсних поділах покращуються умови охолодження обмотки, але погіршується коефіцієнт заповнення пазу. Крім того, зменшення полюсного поділу обумовлює відповідне підвищення частоти роботи електронного комутатора f (табл. 1). Як відомо, електричні машини з частотою більшою за 500 Гц належать до машин підвищеної частоти, а поєднання високих лінійних навантажень з високою частотою веде до підвищення внутрішніх втрат у електроприводі.

Таблиця 1 - Значення частоти комутації для різних полюсних поділів (для $b_m = 0,18$ м; $v = 19,4$ м/с)

Показники	Значення полюсного поділу блока-модуля					
	τ (м)					
	0,09	0,045	0,03	0,0225	0,018	0,015
$2p$	2	4	6	8	10	12
f (Гц)	216	432	648	864	1080	1296

Аналіз за частотою комутації показує, що для блока-модуля ЛТЕД гусеничного рушія ГМ з вказаними вище ваговими та габаритними параметрами доцільною буде чотирьохполюсна конструкція ($2p=4$) з полюсним діленням $\tau = 45$ мм.

Таким чином, визначилися наступні основні геометричні параметри блока-модуля: кількість полюсів $2p = 4$; кількість пазів $n_n = 12$; ширина зубця $b_z = 5$ мм; ширина пазу $b_n = 10$ мм; глибина пазу $h_n = 40$ мм; розрахункова ширина такого модуля складає $b_m \approx 18$ см; довжина $L_m \approx 54,5$ см; маса $m_m \approx 48$ кг. У подальшому процесі розрахунку вказані геометричні величини будуть при необхідності уточнені та скориговані.

Методику попереднього визначення основних конструкційних параметрів блока-модуля ЛТЕД, яка пропонується, можна використовувати також для розрахунків конструкційних параметрів блоків-модулів, у яких використовуються зосереджені обмотки на основі мідної або срібної фольги і для розрахунків безпазових конструктивів.

Список використаних джерел

1. Беликов В. Т. Исследование форсируемого линейного электродвигателя / В. Т. Беликов [и др.] // Электричество. – 1991. – № 4. – С. 31-36.

2. Беликов В. Т. Модульное построение конструкций индукторных линейных двигателей постоянного тока с применением ЭВМ / В. Т. Беликов // Создание и применение линейных электродвигателей в машинах, оборудовании и транспортно-технологических системах: Сб. науч. тр. ВНИИВЭ. – Донецк, 1987. – С. 85-93.

3. Беліков В. Т. Експериментальні дослідження автономного магнітоелектричного гу-

сеничного рушія для пересування по сталевим поверхням / В. Т. Беліков, О. Ф. Дяченко // Збірник наукових праць ОІСВ. – Одеса, 2005. – № 10. – С. 16-20.

Надійшла до редакції 15.11.2013

Рецензент: к.т.н, доцент Беліков В. Т.,
Військова академія, м.Одеса.

А. Ф. Дяченко, к.т.н.

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ГЕОМЕТРИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ БЛОКА-МОДУЛЯ ЛИНЕЙНОГО ТЯГОВОГО ЭЛЕКТРОДВИГАТЕЛЯ ГУСЕНИЧНОЙ МАШИНЫ

В работе рассматривается методика предварительного определения основных геометрических параметров конструктивных элементов блока-модуля линейного тягового электродвигателя перспективной гусеничной машины с электромеханической трансмиссией на основе непосредственного линейного электропривода гусеницы, которая отличается тем, что при определении основных параметров блоков-модулей линейного тягового электродвигателя учитываются особенности конструкции гусеничного движителя быстроходной гусеничной машины, элементы траков которой являются подвижной частью магнитопровода.

Ключевые слова: линейный тяговый электродвигатель, гусеничный движитель, электромагнитная сила, блок-модуль, электромеханический преобразователь, полюсное деление, воздушный зазор.

A. F. Diachenko, PhD

DEFINITION OF THE GEOMETRIC PARAMETERS OF THE TRACTIVE LINEAR ELECTROMOTOR BLOCK MODULE OF VEHICLE

The method of preliminary determination of the basic geometric parameters of vehicle tractive linear electromotor block module structural elements is examined in the article. The vehicle is equipped with electromechanical transmission which based on direct linear electric drive of the track. The preliminary determination of the basic parameters of the linear tractive electromotor block-module is considered by the design features of the high-speed vehicle track mover. And the track-link elements of track mover are the moving parts of the magnetic circuit. These are the characteristic features of described method.

Keywords: Linear tractive electromotor, track mover, electromagnetic force, block-module, electromechanical converter, pole pitch, air gap.

РОЗДІЛ 3

Інформаційно-вимірювальні системи і технології

В. В. Корчинский¹, к.т.н., Н. Ф. Казакова², к.т.н., В. О. Манько³, к.т.н.

¹Одесская национальная академия связи им. А. С. Попова, г. Одесса

²Одесский национальный экономический университет, г. Одесса

³Одесская государственная академия технического регулирования и качества, г. Одесса

УСЛОВИЕ ОБЕСПЕЧЕНИЯ ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЙ СКРЫТНОСТИ ХАОТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ ПРИ ПЕРЕДАЧЕ КОНФИДЕНЦИАЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ

Рассмотрено условие обеспечения энергетической скрытности передачи информации в конфиденциальной системе связи на основе сигнальных конструкций реализаций динамического хаоса. Показана возможность использования многоуровневых последовательностей в качестве расширяющих последовательностей информационного сигнала для повышения скрытности передачи. Проведено имитационное моделирование системы связи с хаотическими сигналами.

Ключевые слова: скрытность, база, канал, хаос, сигнал, сигнатура.

Постановка проблемы в общем виде и ее связь с важными научными и практическими задачами. Одним из наиболее важных требований, предъявляемых к конфиденциальной системе связи (КСС) является обеспечение заданной помехозащищенности, которая характеризует способность системы выполнять свои задачи с заданным качеством в условиях радиоэлектронного подавления (РЭП) и несанкционированного доступа (НСД) [1]. РЭП и НСД организуется радиотехнической разведкой (РР) противоборствующей стороны, которая включает три основные задачи:

- 1) обнаружения факта работы КСС;
- 2) идентификация структуры и параметров сигналов-переносчиков;
- 3) раскрытие смыслового содержания перехваченного сообщения.

Способность КСС противостоять мерам радиотехнической разведки (РР) – это скрытность, которая является одним из главных показателей помехозащищенности. В соответствии с задачами радиоразведки можно выделить следующие основные виды скрытности [1]:

- энергетическая;
- структурная;
- информационная.

Другим важным показателем помехозащищенности является помехоустойчивость, которая характеризуется способностью системы связи нормально функционировать, выполняя задачи по приему информации в условиях действия радиопомех, в том числе, преднамеренных.

Анализ последних исследований и публикаций [1-3] показывает, что энергетическая скрытность направлена на существенное затруднение обнаружения сигнала работающей КСС средствами РЭП – разведывательным приемным

устройством. Данный вид скрытности в основном обеспечивается за счет энергетической скрытности сигналов-переносчиков с базой $B \gg 1$. Так в технологии многостанционного доступа с кодовым разделением каналов CDMA (Code Division Multiple Access) для этой цели применяются шумоподобные сигналы (ШПС), формируемые на основе двоичных расширяющих последовательностей Уолша – метод DSSS (Direct Sequence Spread Spectrum). При этом закономерно, что увеличение энергетической скрытности передачи достигается за счет большей базы сигнала-переносчика, т.е. чем больше распределение энергии сигнала в большей полосе частот, тем меньше вероятность её обнаружения разведывательным приемным устройством РЭП на фоне помех.

В случае перехвата сообщения структурная скрытность направлена на затруднение измерения параметров сигнала-переносчика и идентификации структуры сигнала. Для повышения структурной скрытности целесообразно применение сигналов со сложной и изменяемой структурой, что даёт возможность, в перспективе, создавать сигналы-переносчики с криптозащищенной структурой уже на первом уровне модели OSI. Одним из путей решения данной проблемы является использование широкополосных сигналов на основе реализаций шумового сигнала (например, динамического хаоса) [3]. В работах [4, 5] для построения КСС показаны возможности по формированию множеств сигнальных конструкций с помощью шумовых сигналов, которые для противника являются сигналами с неизвестной структурой, поэтому потенциально могут обеспечивать высокую структурную скрытность, а также сохраняют свойство по обеспечению энергетической скрытности анало-

гично шумоподобным сигналам на основе двоичных последовательностей в системе CDMA.

Информационная скрытность в основном реализуется на верхних уровнях модели OSI и требует применения криптографической системы [2].

Целью статьи является отображение того факта, что в качестве расширяющих последовательностей могут использоваться многоуровневые псевдослучайные последовательности, сформированные на основе шумового сигнала, выбор которых осуществляется случайным образом методом перебора с требуемыми спектральными свойствами. Данная методика выбора рассмотрена при построении конфиденциальных систем связи в работах [4, 5, 8]. В [6] показано, что использование многоуровневых последовательностей по сравнению с двоичными сигналами в системах с прямым расширением спектра существенно увеличивает структурную скрытность передаваемых сигнальных конструкций.

Изложение основного материала. Очевидно, что обеспечение энергетической скрытности шумового сигнала с прямым расширением спектра обосновано при условии, что полезный уровень передаваемого сигнала соизмерим с уровнем шума или меньше его, т.е. соотношение сигнал/шум $h^2 \leq 1$. Тогда работа станции РЭП по обнаружению передаваемого сигнала будет существенно затруднена. Однако при $h^2 \rightarrow 0$ необходимо иметь представление о возможности системы обеспечить требуемую помехоустойчивость с учетом значения базы широкополосного сигнала B . Из вышесказанного следует, что актуальным для противодействия РР являются исследования по созданию методов передачи, которые обеспечивают повышение различных показателей скрытности.

Целью статьи является оценка взаимосвязи энергетической скрытности передачи и помехоустойчивости при различных значениях базы шумового сигнала. В качестве инструмента исследования выбран метод имитационного моделирования.

Методы модуляции на основе широкополосных хаотических сигналов. Рассмотрим шумовой сигнал на основе динамического хаоса. Формирование хаотических сигналов может быть реализовано аппаратным или программным способом с помощью соответствующих генераторов. Небольшие изменения параметров или начальных значений генератора приводят к существенному изменению формы генерируемого колебания, что дает возможность формирования

и выбора различных реализаций хаотического процесса.

В работе используется программный способ генерирования хаотического колебания x_n , который может быть реализован в соответствии с некоторым разностным уравнением

$$x_{n+1} = f(x_0; x_n; a), \quad (1)$$

где $f(\cdot)$ – нелинейная функция отображения; a – управляющий параметр, x_0 , x_n , x_{n+1} – начальное, текущее и последующие значения или $x(t)$ в соответствии с дифференциальным уравнением вида

$$\frac{dx(t)}{dt} = F[x(t); m], \quad (2)$$

где F – нелинейный оператор; m – управляющий параметр.

Формирование хаотического сигнала осуществимо с помощью простейшего математического выражения [2]

$$x_{n+1} = ax_n(1 - x_n), \quad (3)$$

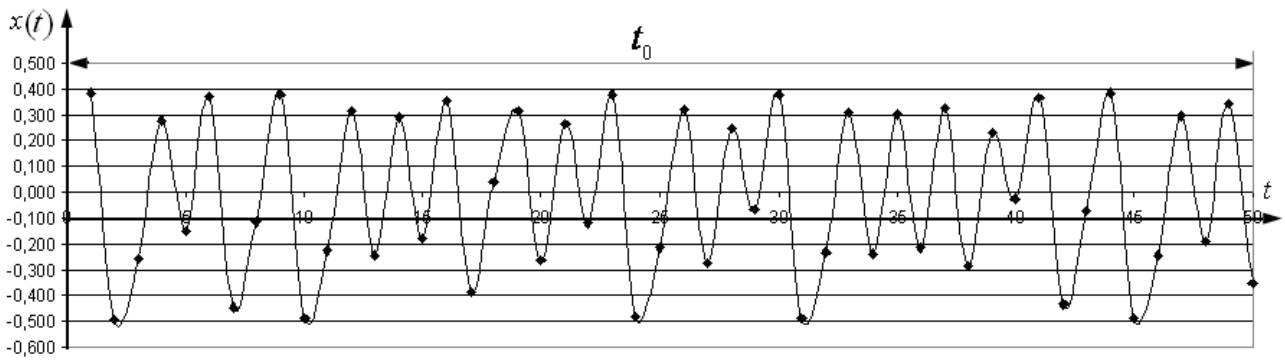
где a – управляющий параметр. На рис. 1 приведена центрированная реализация сигнала $x(t)$ на выходе генератора хаоса (3) при начальном значении $x_{n=0} = 0,5$ и $a = 3,9$, который по своему алгоритму функционирования является детерминированным устройством.

Формируемые по такому алгоритму колебания обладают всеми свойствами шумоподобного сигнала, так как для них характерно:

- 1) непериодичность траекторий во времени;
- 2) экспоненциально спадающая корреляционная функция;
- 3) сплошной непрерывный спектр мощности.

Среди методов модуляции сигнала на основе широкополосных хаотических сигналов можно выделить [4]:

- 1) хаотическую маскировку, при которой информационный сигнал суммируется с хаотическим сигналом и передается в канал связи;
- 2) переключение хаотических режимов – двоичный символ информационного сигнала «1» кодируется одним типом хаотического сигнала, а символ «0» – другим;
- 3) инвертирование хаотических сигналов – двоичный символ информационного сигнала «1» кодируется реализацией хаотического сигнала, а символ «0» – той же реализацией, но с инвертированием значений отсчетов сигнала.

Рисунок 1 - Реализация хаотического сигнала $x(t)$

Имитационное моделирование и результаты. Рассмотрим прямохаотическую систему связи. Для задачи исследования хаотический сигнал $x(t)$ предварительно проходит дискретизацию по времени (использована теорема отсчетов), квантование по уровню (в эксперименте использовалось 256 уровней) и преобразовывается в многоуровневую кодовую последовательность X_n . Кодовая последовательность X_n разбивается на сегменты определенной длины $S = 32, 63, 126, 256, 512, 1024$ элементов (чипов), которые будут использоваться в качестве сигнатур, а также представляют собой базу расширяющей последовательности B .

Формирование сигнала в одноканальной системе (рис. 2) осуществляется путем замены единичных информационных посылок $a(t)$ сигнатурой $s(t)$ с инвертированием реализаций

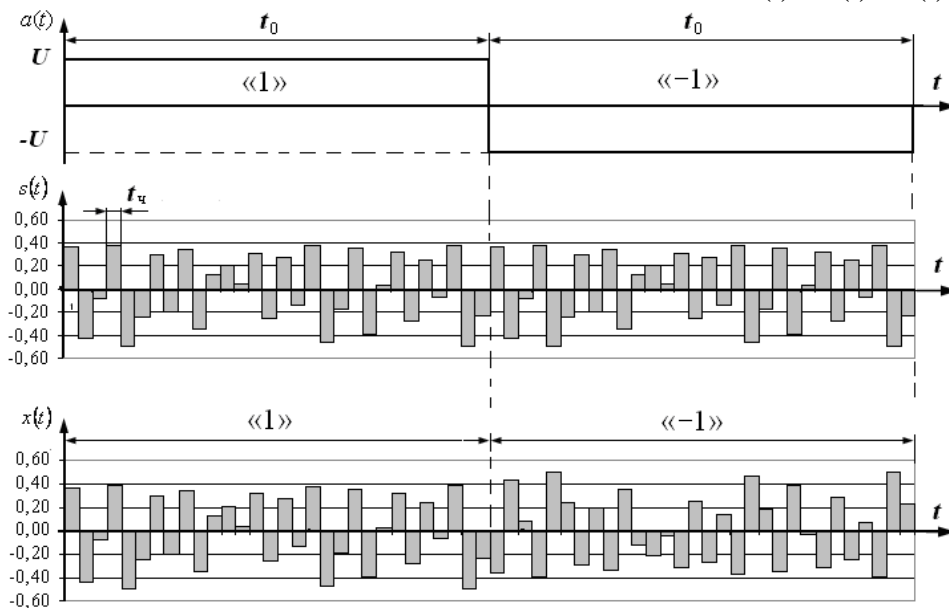
хаотического сигнала при передаче «1» и «-1», т.е.

$$x(t) = s(t) \times a(t). \quad (4)$$

Использование прямой и инвертированной сигнатуры обеспечивает не только определение полярности передаваемых посылок, но и позволяет регистрировать их передние и задние фронты при корреляционном приеме. С целью обеспечения эффективности корреляционного приема система связи должна быть обеспечена надежной синхронизацией.

Рассмотрим канал связи с аддитивной помехой $\xi(t)$, представляющей собой случайную величину с нормальным законом распределения. Тогда на входе приёмника КСС будет наблюдаться случайный процесс

$$y(t) = x(t) + \xi(t). \quad (5)$$

Рисунок 2 - Кодирование двоичной информационной последовательности $a(t)$ с помощью расширяющей многоуровневой последовательности $s(t)$

Сигналы, излучаемые передатчиком КСС, также поступают на вход разведывательного приёмника станции РЭП, который производит их поиск, обнаружение и оценивание. Будем считать, что энергетическая скрытность передаваемых хаотических сигналов может быть обеспечена при условии $h^2 \leq 1$, а увеличение её происходит, если $h^2 \rightarrow 0$. Однако, при выполнении

этого условия важно знать возможности КСС по обеспечению требуемой помехоустойчивости.

Методом имитационного моделирования были получены зависимости вероятности ошибочного приема информационного элемента p_0 при различных значениях базы расширяющей последовательности многоуровневого сигнала B и h^2 (рис. 3).

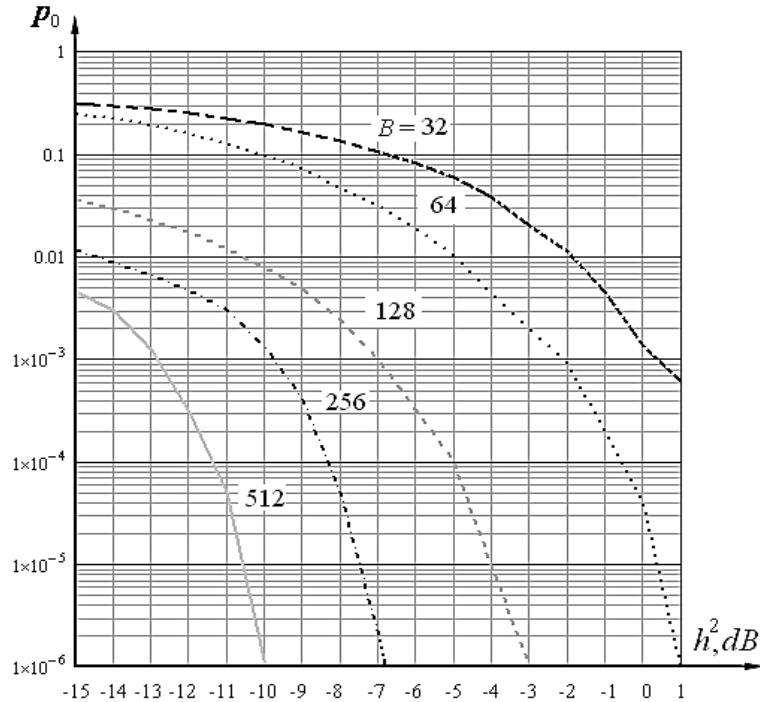


Рисунок 3 - Зависимость вероятности ошибочного приема информационного элемента p_0 от соотношения h^2 при различных значениях базы B расширяющей последовательности

Результаты моделирования показали, что высокая энергетическая скрытность передачи ($h^2 \leq -10\text{дБ}$) может быть достигнута при достаточно больших значениях базы, т.е. $B \rightarrow \infty$, что, с одной стороны, усложняет приемопередающую аппаратуру, однако, с другой стороны, обеспечивает возможность КСС эффективно противодействовать радиотехнической разведке. Кроме этого большее значение базы сигнала обеспечивает лучший выигрыш по соотношению сигнал/шум на выходе корреляционного приемника, что повышает помехоустойчивость передачи. Так при $B=32$ и $h^2 = -5\text{дБ}$ вероятность $p_0 = 5 \cdot 10^{-2}$ может быть снижена до значения $2 \cdot 10^{-4}$ без применения помехоустойчивого кодирования, а только за счет базы $B=128$. Особый эффект достигается при значении $B=256$ и выше. Следует отметить, что такой выигрыш от увеличения базы происходит за счет

ухудшения показателя частотной эффективности канала, так как спектр такого сигнала будет занимать большую полосу частот.

Выводы

Результаты исследований показали целесообразность использования в КСС методов передачи, основанных на хаотических сигналах, так при этом могут быть обеспечены высокие показатели как энергетической скрытности, так и структурной. Характерна противоположная взаимосвязь между показателями энергетической скрытности и помехоустойчивости, так как улучшение одного показателя приводит к ухудшению другого. Поэтому при выборе параметров передачи КСС необходим компромисс между условием обеспечения качества передачи и скрытности. Возможным вариантом повышения скрытности передачи при сохранении требуемой помехоустойчивости может быть использование в системе помехоустойчивого кодирования.

Список использованных источников

1. Куприянов А. И. Теоретические основы радиоэлектронной борьбы : монография / А. И. Куприянов, А. В. Сахаров. – М. : Вузовская книга, 2007. – 356 с.
2. Шаньгин А. И. Информационная безопасность компьютерных систем и сетей : монография / А. И. Шаньгин. – М. : ИД «Форум» : ИФРА-М, 2008. – 416 с.
3. Гуляев Ю. В. Информационные технологии на основе динамического хаоса для передачи, обработки, хранения и защиты информации / Ю. В. Гуляев, Р. В. Беляев, Г. М. Воронцов [и др.] // Радиотехника и электроника. – 2003. – Т. 48. – № 10. – С. 1157-1185.
4. Корчинский В. В. Модель шумового сигнала для передачи конфиденциальной информации / В. В. Корчинский // Вестник НТУ «ХПИ». – 2013. – № 11(985). – С. 89-94.
5. Корчинский В. В. Метод моделирования шумовых сигналов для систем передачи конфиденциальной информации / В. В. Корчинский // Вестник НТУ «ХПИ». – 2013. – № 38(1011). – С. 99-104.
6. Корчинский В. В. Оценка структурной скрытности сигнальных конструкций на основе хаотических сигналов в системах передачи конфиденциальной информации / В. В. Корчинский // Збірник наукових праць ОНАЗ ім. О. С. Попова. – 2012. – № 2. – С. 77-81.
7. Корчинский В. В. Повышение структурной скрытности передачи систем с хаотическими сигналами / В. В. Корчинский // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – 2013. – № 1/9 (61). – С. 53.
8. Захарченко Н. В. Многопользовательский доступ в системах передачи с хаотическими сигналами / Н. В. Захарченко, В. В. Корчинский, Б. К. Радзимовский // Восточно-Европейский журнал передовых технологий. – 2011. – № 5/9(53). – С. 26-29.

Поступила в редакцию 18.11.2013

Рецензент: д.т.н., с.н.с., Братченко Г. Д.,
Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса.

В. В. Корчинський, к.т.н., Н. Ф. Казакова, к.т.н., В. О. Манько, к.т.н.

УМОВА ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЕНЕРГЕТИЧНОЇ СКРИТНОСТІ ХАОТИЧНИХ СИГНАЛІВ ПРИ ПЕРЕДАВАННІ КОНФІДЕНЦІЙНОЇ ІНФОРМАЦІЇ

Розглянуто умову забезпечення енергетичної скритності передавання інформації у конфіденційній системі зв'язку на основі сигнальних конструкцій реалізацій динамічного хаосу. Показано можливість використання багаторівневих послідовностей в якості розширюючих послідовностей інформаційного сигналу для підвищення скритності передавання. Проведено імітаційне моделювання системи зв'язку з хаотичними сигналами.

Ключові слова: скритність, база, канал, хаос, сигнал, сигнатура.

V. V. Korchinskiy, PhD, N. F. Kazakova, PhD, V. O. Manko, PhD

CONDITION OF ENERGY SECURITY STEALTH CHAOTIC SIGNALS THE TRANSMISSION OF CONFIDENTIAL INFORMATION

Consider the condition of ensuring the energy stealth transmission of confidential information in a communication system based on signal designs implementations of dynamic chaos. The possibility of using multi-level sequences as spreading sequence information signal transmission to increase stealth. Imitative modelling communication systems with chaotic signals.

Keywords: subtlet, base, channel, chaos, light, signature.

G. V. Banzak¹, PhD, O. V. Banzak², PhD, O. I. Leshchenko², PhD¹ Odessa at a port factory, c. Odessa² Odessa State Academy of Technical Regulation and Quality, c. Odessa

INFLUENCE OF FACTOR VARIATION ON SIZE OF AN OPTIMUM LEVEL OF MAINTENANCE SERVICE

In clause the imitating statistical model as model of refusals of served elements on the basis of DN-distribution is offered. Researches are made in a mode of modeling of maintenance service „on a condition” with constant periodicity of the control. By results of the lead researches the general reason that the less size of factor variation of a casual operating time to refusal of served elements, the great should be optimum value of a level of maintenance service proves to be true.

Keywords: factor of the variation, served elements, value of a level, maintenance service

Introduction. The choice of an optimum level of maintenance service (MS) u_{toi} should depend on statistical properties of the defining parameter of i -th element. It is obvious, that the main characteristic on which the choice of optimum value u_{toi} depends, the factor of a variation of the defining parameter v_{ui} is. The less size v_{ui} , the great should be optimum value u_{toi} . Is complex enough problems of optimization which cannot be solved by standard exact methods of optimization. The main reasons of it are such features of these problems:

- for criterion functions analytical expressions are unknown, their values can be received only as a result of statistical modeling. Therefore the elementary can be applied to reception of the decision only methods of search extremums;

- required optimized parameters have complex structure (set E_{to}^* , a vector U_{to}^*), that creates insuperable difficulties at attempt to search for exact decisions.

Therefore probably only the approached decision of the given problems.

The general problem at the decision of problems of optimization of maintenance service „on a condition” (MSC) is the choice of an optimum vector of levels MS U_{to}^* . The essence of this problem is analyzed in given clause.

Basic part. In the developed imitating statistical model (ISM) as model of refusals of served elements DN-distribution is used. Feature of DN-distribution is that the factor variation of distribution v_i is equal to factor of a variation v_{ui} of the defining parameter of an element which refusals generate the given DN-distribution [1, 2, 3]. This fact essentially simplifies research of properties of optimum

levels MS u_{toi} . We investigate, as optimum value u_{toi}^* depends on factor of a variation of served elements v_i on the average. Research we shall make in a mode of modeling MSC with constant periodicity of the control. For all served elements we shall set identical values of factor variations of an operating time to refusal $v_i \equiv v$, and to define the same optimum value $u_{toi}^* \equiv u_{to}^*$. Optimum value u_{toi}^* we shall define by criterion

$$u_{to}^* : c_{yd}(E_{to}, u_{to}, T_k) \rightarrow \min_{u_{to}}, \quad (1)$$

where parameters E_{to} also T_k are fixed.

The set E_{to} is the characteristic of object, parameter T_k we shall vary in some range.

The special software (SW) is developed for carrying out of research, allowing to receive dependence of a parameter $c_{yd}(E_{to}, u_{to}, T_k)$ on parameters interesting us. Results of calculations turn out in the form of corresponding schedules.

Research we shall lead on an example of test object Test-1. In a database (DB) for object Test-1 we shall consistently set various values of factor of a variation v of distribution of an operating time to refusal of constructive elements of the bottom level. Then at each value v we shall make calculations with the purpose of definition of optimum value of a level MS u_{to}^* by criterion (1).

Variation u_{to} we shall make in a range [0,1; 0,96] with an interval 0,02. Calculations we shall make provided that set $E_{to} = \{132, 12, 1111\}$, for three values of periodicity of the control

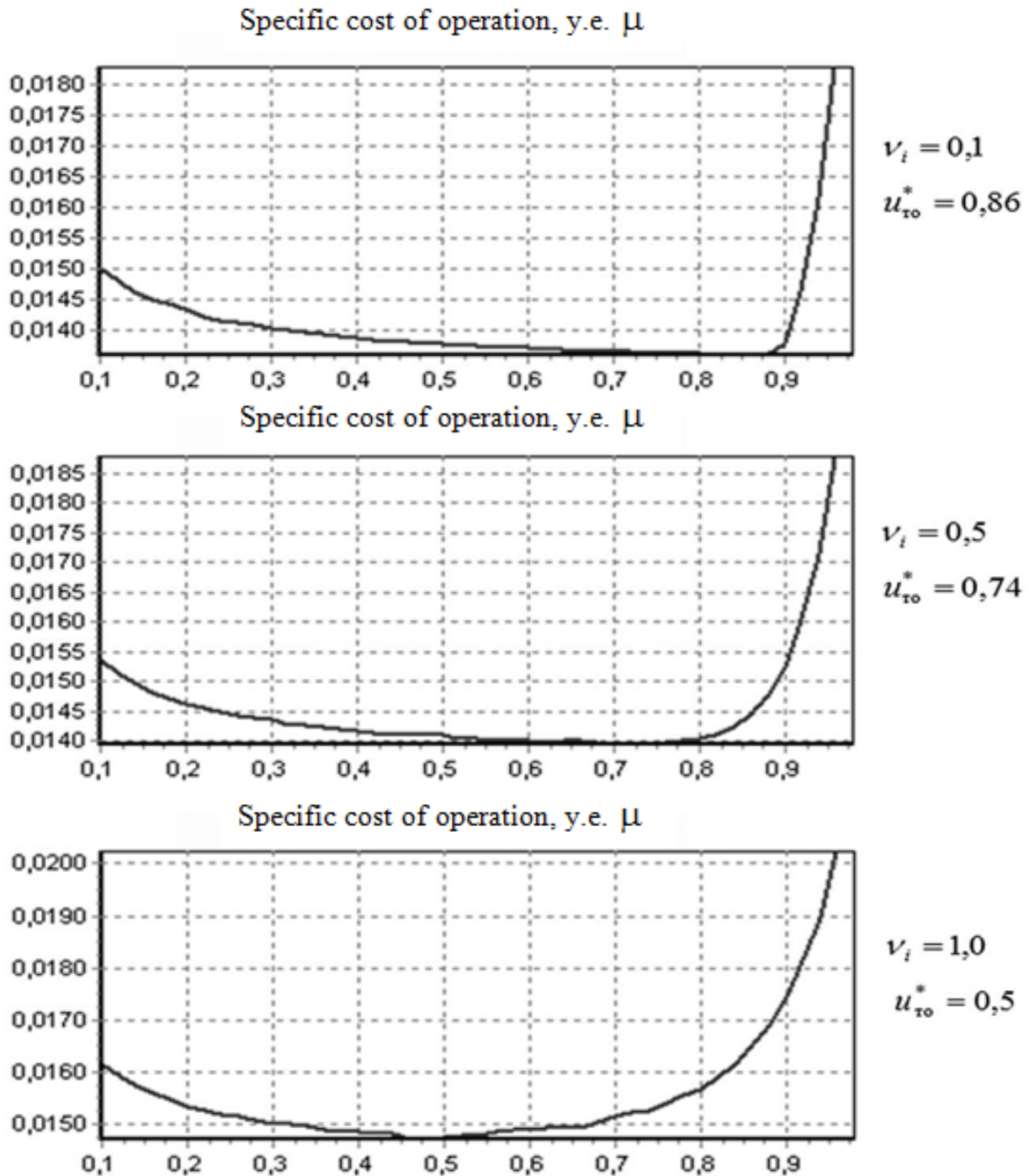


Figure 1 - Schedules of dependence c_{yd} on a level MS u_{to} at various values ν_i
(object Test-1, $T_k = 1000$ h)

T_k : 500 h, 1000 h and 1500 h.

On fig. 1 schedules of dependence specific cost of operation $c_{yd}(E_{to}, u_{to}, T_k)$ from u_{to} are shown at $T_k = 1000$ h for three values of factor of a variation ν : 0,1; 0,5; 1,0.

Under schedules it is visible, that at increase in factor of a variation ν optimum value of a level MS u_{to}^* is displaced in area of smaller values.

Schedules fig. 1 are resulted only for an illustration of a kind of received results. On set of all results of calculations for object Test-1, received in the given research, the schedules shown on fig. 2 and have been constructed. Similar schedules have been received and for other test objects. As a whole their character similar to schedules for object Test-1. On fig. 2 for an example the same schedules for object Test-4 are resulted.

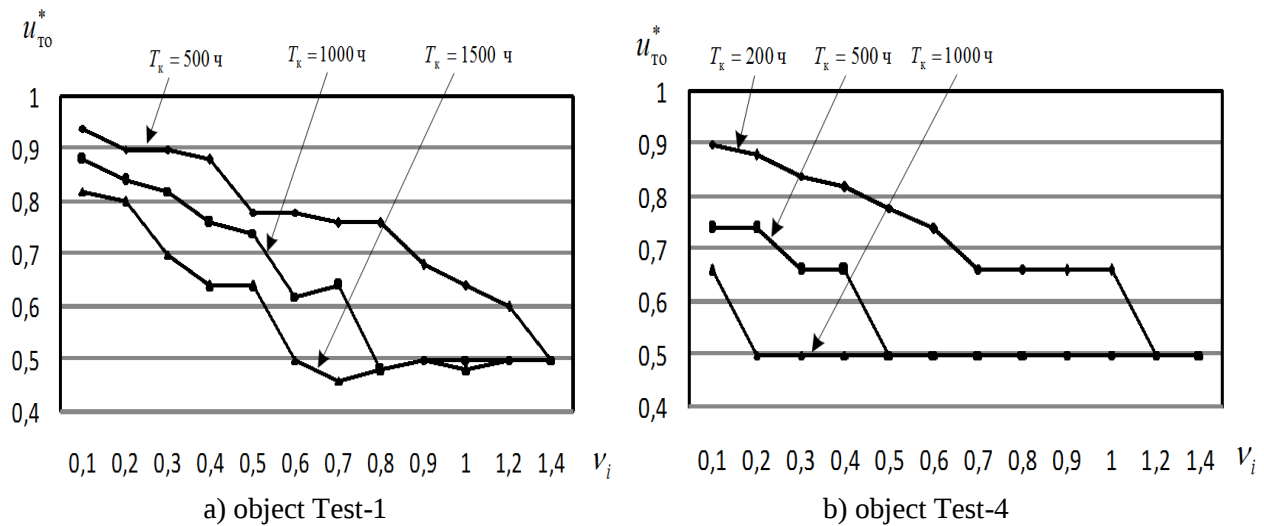


Figure 2 - Schedules of dependence optimums level MS u_{to}^* from size of factor variation v_i at various values of periodicity of the control T_k

Conclusions. As a whole by results of carried out brief research it is possible to draw such conclusions:

1) The general reason that the less size of factor of a variation of a casual operating time to refusal of served elements, the great should be opti-

num value of a level MS u_{to}^* ;

2) As for served elements the size of factor of a variation v_i , as a rule, is much less 1 (see table 1), optimum levels MS u_{toi}^* for various elements should be defined separately;

Table 1 - Generalized estimations of factors variation of various physical processes

Kind of process degradations	Factor of variation process of destruction	The name of the elements, exposed to destruction
Weariness (multicyclic)	0,40 – 1,00	Case details, bearings rolls, shaft, axes, springs, rods, bolts, etc.
Deterioration (mechanics-chemical)	0,20 – 0,50	Bearings of sliding, shaft, axes directing, plugs, etc.
Ageing	0,40 – 1,00	Elements and details from metals, polymers, rubber technical products, condensation, semiconductors, etc.
Electric (electroliz, migration of charges, electrodiffusion)	0,70 – 1,50	Semi-conductor devices, integrated schemes, condensers and other products of electronic technics.

The choice of numerical value of factor variation from the specified range in each concrete case can be carried out in view of following general reasons: the more on the average the attitude of loading to a limit of endurance (durability), the is less factor of a variation and on the contrary, that is, the factor

of loadings there is less, the factor of a variation is more.

1) If factors of a variation operating time to refusal of served elements are close to 1, an optimum level MS for them is value $u_{toi}^* = 0,5$.

References

1. Стрельников В.П., Федухин А.В. Оценка и прогнозирование надежности электронных элементов и систем. – К.: Логос, 2002. – 486 с.
2. Банзак Г.В. Аналіз математичних моделей безвідмовності виробів радіоелектронної техніки / Г.В.Банзак, В.В.Крихта, Г.В.Банзак // II - науково-практична конференція молодих науковців і студентів "Інформаційно-вимірвальні технології, технічне регулювання та менеджмент якості". – Одеса. – С.62 – 63.
3. Банзак Г.В. Оптимизация процессов технического обслуживания сложных технических объектов / С.В.Ленков, О.Б.Лантвойт, Г.В.Банзак // IV-міжнародна науково-практична конференція «Інтегровані інтелектуальні робото-технічні комплекси», НАУ. – Київ, 2011. – С. 474 – 475.

Надійшла до редакції 28.10.2013

Рецензент: д.т.н., проф. Мокрицький В. А., Одеський національний політехнічний університет, м. Одеса.

Г. В. Банзак, к.т.н., **О. В. Банзак**, к.т.н., **О. І. Лещенко**, к.т.н.

ВЛИЯНИЕ КОЭФФИЦИЕНТА ВАРИАЦИИ НА ВЕЛИЧИНУ ОПТИМАЛЬНОГО УРОВНЯ ТЕХНИЧЕСКОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ

В статье предложена имитационная статистическая модель в качестве модели отказов обслуживаемых элементов на основе DN-распределения. Исследования произведены в режиме моделирования технического обслуживания „по состоянию” с постоянной периодичностью контроля. По результатам проведенных исследований подтверждается общее соображение о том, что чем меньше величина коэффициента вариации случайной наработки до отказа обслуживаемых элементов, тем большим должно быть оптимальное значение уровня технического обслуживания.

Ключевые слова: коэффициент вариации, обслуживаемые элементы, значение уровня, техническое обслуживание.

Г. В. Банзак, к.т.н., **О. В. Банзак**, к.т.н., **О. І. Лещенко**, к.т.н.

ВПЛИВ КОЕФІЦІЄНТА ВАРІАЦІЇ НА ВЕЛИЧИНУ ОПТИМАЛЬНОГО РІВНЯ ТЕХНІЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ

У статті запропонована імітаційна статистична модель як модель відмов елементів, що обслуговують, на основі DN-розподілу. Дослідження зроблені в режимі моделювання технічного обслуговування „по стану” з постійною періодичністю контролю. За результатами проведених досліджень підтверджується загальне міркування про те, що чим менше величина коефіцієнта варіації випадкового наробітку до відмови елементів, що обслуговують, тим більшим повинне бути оптимальне значення рівня технічного обслуговування.

Ключові слова: коефіцієнт варіації, що обслуговують елементи, значення рівня, технічне обслуговування.

АЛФАВІТНИЙ ПОКАЖЧИК

Банзак Г. В.	32	Корчинський В. В. ...	27
Банзак О. В.	32	Крутов С. Л.	14
Братченко Г. Д.	14	Лещенко О. І.	32
Величко О. М.	5	Манько В. О.	27
Волков С. Л.	17	Новікова А. І.	10
Гордієнко Т. Б.	5	Новіков В. І.	10
Дяченко О. Ф.	22	Петрище М. О.	14
Злобін Р. В.	10	Попенака А. М.	14
Казакова Н. Ф.	27	Щербина Ю. В.	17
Коломієць Л. В.	5, 10		

ВІДОМОСТІ ПРО АВТОРІВ

БАНЗАК <i>Оксана Вікторівна</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, кандидат технічних наук, доцент</i>
БАНЗАК <i>Геннадій В'ячеславович</i>	<i>Одеський припортовий завод, м. Одеса, інженер по теплогазопостачанню, кандидат технічних наук</i>
БРАТЧЕНКО <i>Геннадій Дмитрович</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, проректор з наукової роботи та міжнародних зв'язків, доктор технічних наук, старший науковий співробітник</i>
ВЕЛИЧКО <i>Олег Миколайович</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, завідувач кафедри нановимірювань та вимірювальної техніки, доктор технічних наук, професор</i>
ВОЛКОВ <i>Сергій Леонідович</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, декан факультету технічного регулювання та менеджменту якості, кандидат технічних наук, доцент</i>
ГОРДІЄНКО <i>Тетяна Богданівна</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, доцент кафедри якості та безпеки життя людини, кандидат технічних наук, старший науковий співробітник, доцент</i>
ДЯЧЕНКО <i>Олександр Феодосійович</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, проректор з навчальної та виховної роботи, кандидат технічних наук, старший науковий співробітник</i>
ЗЛОБІН <i>Руслан Владиславович</i>	<i>Державне підприємство «Одеський регіональний центр стандартизації, метрології та сертифікації», м. Одеса, начальник лабораторії метрологічного забезпечення вимірювань геометричних і механічних величин</i>
КАЗАКОВА <i>Надія Феліксівна</i>	<i>Одеський національний економічний університет, м. Одеса, доцент кафедри інформаційних систем в економіці, кандидат технічних наук, доцент</i>
КОЛОМІЄЦЬ <i>Леонід Володимирович</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, ректор, доктор технічних наук, професор</i>
КОРЧИНСЬКИЙ <i>Володимир Вікторович</i>	<i>Одеська національна академія зв'язку ім. О. С. Попова, м. Одеса, кандидат технічних наук, доцент</i>
КРУТОВ <i>Сергій Леонідович</i>	<i>Державне підприємство «Укрметртестстандарт», м. Київ, заступник начальника науково-виробничого відділу метрологічного забезпечення вимірювань електричних і магнітних величин</i>
ЛЕЩЕНКО <i>Олег Іванович</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, кандидат технічних наук, доцент</i>
МАНЬКО <i>Віктор Олександрович</i>	<i>Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, доцент кафедри інформаційно-вимірювальних технологій, кандидат технічних наук</i>

НОВІКОВА
Алла Іванівна

Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, старший викладач кафедри метрології та метрологічного забезпечення

НОВІКОВ
Валерій Іванович

Державне підприємство «Одеський регіональний центр стандартизації, метрології та сертифікації», м. Одеса, начальник лабораторії метрологічного забезпечення вимірювань геометричних і механічних величин

ПЕТРИЦЕ
Микола Олександрович

Одеська державна академія технічного регулювання та якості, м. Одеса, кандидат технічних наук, старший викладач кафедри нанотехнологій та вимірювальної техніки

ПОПЕНАКА
Андрій Миколайович

Товариство з обмеженою відповідальністю «Туніка», м. Харків, директор

ЩЕРБИНА
Юрій Володимирович

Одеський національний економічний університет, м. Одеса, кандидат технічних наук, доцент кафедри інформаційних систем в економіці

Наукове видання

**ЗБІРНИК НАУКОВИХ ПРАЦЬ
ОДЕСЬКОЇ ДЕРЖАВНОЇ АКАДЕМІЇ
ТЕХНІЧНОГО РЕГУЛЮВАННЯ ТА ЯКОСТІ**

Випуск 2(3)2013

Редактор

Братченко Г. Д.

Комп'ютерна верстка

Бузила Т. М.

Адреса редакції: 65020, м. Одеса, вул. Ковальська 15, ОДАТРЯ,
Тел.: (048)728-07-11 – довідки;
E-mail: odatrya.nd@gmail.com

*Надруковано з готового оригінал макету
в видавництві - друкарні «ВМВ»*

*Підписано до друку 16.12.2013
Формат 60*88/8. Папір офсетний.
Друк цифровий. Ум. друк. арк. 4,5
Тираж 300 прим.
65053, м. Одеса, пр-т Добровольського 84-а.
www.vmv.odessa.ua*