

БУДІВЕЛЬНИЙ ФАКУЛЬТЕТ

**Кафедра “Будівельні, колійні та
вантажно-розвантажувальні машини”**

А.В. Погребняк., А.В. Євтушенко., З.І. Кудіна

КОНСПЕКТ ЛЕКЦІЙ

(у прикладах)

з дисципліни

***"ОСНОВИ ДІАГНОСТУВАННЯ БУДІВЕЛЬНИХ ТА
КОЛІЙНИХ МАШИН"***

Розділ 1

Контроль параметрів систем у процесі експлуатації

Харків 2011

Погребняк А.В., Євтушенко А.В., Кудіна З.І. Конспект лекцій (у прикладах). Розділ 1. Контроль параметрів систем у процесі експлуатації. – Харків: УкрДАЗТ, 2011. – 32 с.

Цей конспект лекцій присвячений питанням контролю і діагностики складних систем. Стисло і достатньо показані математичні методи, які застосовуються при дослідженні процесів експлуатації і ремонту складних технічних систем різного напрямку.

Рекомендується для студентів спеціальності 7.090214 «Підйомно-транспортні, будівельні, дорожні, меліоративні машини і обладнання» усіх форм навчання, слухачам ІППК та ІТР, які зайняті проектуванням, виготовленням, випробуванням та експлуатацією техніки.

Іл. 4, табл. 1, бібліогр.: 7 назв.

Конспект лекцій розглянуто і рекомендовано до друку на засіданні кафедри БКВРМ 11 листопада 2009 р., протокол №3.

Рецензент

доц. Є.В. Коновалов

А.В. Погребняк,
А.В. Євтушенко,
З.І. Кудіна

КОНСПЕКТ ЛЕКЦІЙ (у прикладах)

з дисципліни

«Основи діагностування будівельних та колійних машин»

Розділ 1

Контроль параметрів систем у процесі експлуатації

Відповідальний за випуск Кудіна З.І.

Редактор Решетилова В.В.

Підписано до друку 23.12.09 р.

Формат паперу 60x84 1/16. Папір писальний.

Умовн.-друк.арк. 1,0. Тираж 150. Замовлення №

Видавець та виготовлювач Українська державна академія залізничного транспорту,
61050, Харків-50, майдан Фейербаха, 7.
Свідоцтво суб'єкта видавничої справи ДК № 2874 від 12.06.2007 р.

ЗМІСТ

ВСТУП.....	4
1 ЗАГАЛЬНІ МЕТОДИ КОНТРОЛЮ. ДИСТАНЦІЙНИЙ КОНТРОЛЬ. КОНТРОЛЬ АНАЛОГОВИХ І ЦИФРОВИХ СХЕМ.....	5
2 ДОСТОВІРНІСТЬ КОНТРОЛЮ ПРАЦЕЗДАТНОСТІ ВИРОБІВ (приклад 1).....	9
2.1 Оцінка достовірності контролю працездатності виробу..	9
2.2 Алгоритми контролю працездатності виробів.....	16
2.2.1 Оптимальний алгоритм контролю (приклад 2).....	18
2.2.2 Послідовний оптимальний алгоритм (приклад 3).....	19
2.2.3 Оптимальний мажоритарний алгоритм контролю (приклад 4).....	22
2.2.4 Послідовний оптимальний мажоритарний алгоритм контролю (приклад 5).....	23
2.2.5 Порівняльний аналіз алгоритмів контролю працездатності виробів.....	24
2.3 Методика визначення необхідної точності засобів контролю.....	24
3 ПРИКЛАДИ РОЗРАХУНКІВ.....	25
СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ.....	32

ВСТУП

Даний конспект лекцій відкриває цикл лекцій, присвячених питанням контролю і діагностики складних систем, та призначений для студентів спеціальності 7.090214 всіх форм навчання.

В частині 1, присвяченій достовірності контролю працездатності виробів, розглядаються питання оцінки достовірності контролю працездатності виробів, алгоритми контролю працездатності виробів, методики визначення необхідної точності засобів контролю.

В основних підрозділах наводяться типові розв'язання задач:

- за визначенням ризику замовника і виготовлювача;
- побудова оптимального алгоритму контролю;
- застосування оптимального мажоритарного алгоритму контролю.

Ці приклади можна використовувати при розв'язанні задач з визначення контролю параметрів систем в процесі експлуатації на практичних заняттях з даної дисципліни.

Даний конспект лекцій може бути корисний інженерно-технічним працівникам, які зайняті проектуванням, виготовленням, випробуванням і експлуатацією техніки; може бути корисний викладачам і ІТР, які підвищують кваліфікацію.

В конспекті лекцій використовується ряд математичних символів.

Таблиця математичних символів

Символ (TeX)	Символ (Unicode)	Назва	Значення
		Вимова	
		Розділ математики	
Π	Π	Добуток	$\prod_{k=1}^n a_k$ означає «добуток a_k для усіх k від 1 до n », так як $a_1 \cdot a_2 \cdot \dots \cdot a_n$
		"Добуток...по...від...до..."	
		Арифметика	
∨	∨	Диз'юнкція	$A \vee B$ істинно, коли хоча б одна із умов A і B істинна
		"або"	
		Математична логіка	
∧	∧	Кон'юнкція	$A \wedge B$ істинно тоді і тільки тоді, коли A і B обоє істинні
		"і"	
		Математична логіка	
∈ ∉	∈ ∉	Приналежність/неприналежність до множини	$a \in S$ означає « a є елементом множини s » $a \notin S$ означає « a не є елементом множини s »
		"належить", "з", не "належить"	
		Теорія множин	

1 ЗАГАЛЬНІ МЕТОДИ КОНТРОЛЮ. ДИСТАНЦІЙНИЙ КОНТРОЛЬ. КОНТРОЛЬ АНАЛОГОВИХ І ЦИФРОВИХ СХЕМ

Методи контролю визначають правила застосування певних принципів і засобів контролю, які, у свою чергу, залежать від мети контролю, а саме:

- перевірки працездатності (відповідності об'єкта контролю встановленим технічним вимогам у момент здійснення контрольних операцій);

- перевірки запасу працездатності (відповідності об'єкта контролю встановленим вимогам в майбутньому - прогнозування);

- діагностики несправностей об'єкта контролю;

- локалізації несправностей об'єкта контролю;

- аналізу несправностей з метою запобігання їх виникненню в даному об'єкті і розроблення нових зразків;

- дослідження процесу функціонування в заданих умовах з метою вироблення рекомендацій для подальшої експлуатації.

Засоби контролю (апаратне забезпечення) такі: універсальні (стандартні) вимірювальні засоби (прилади) і спеціалізоване вимірювальне обладнання (включаючи вбудовані засоби контролю).

Програмне забезпечення визначає стратегію і тактику здійснення контрольних операцій.

Існують прямі і непрямі методи контролю. Прямі методи здійснюють досягнення мети контролю безпосередніми вимірюваннями шуканих характеристик об'єкта. В основі непрямих методів закладений раніш встановлений зв'язок (детермінований або вірогідний) величин, що виміряються, з шуканими показниками, наприклад, шляхом аналізу електричних характеристик (шуми, вольт-амперні і вольт-фарадні характеристики, м-фактор, струм споживання та ін.), які отримуються за допомогою зондового контролю або через зовнішні виводи, аналізу теплового випромінювання і розподілу температури робочого тіла об'єкта контролю і реконструктивної томографії та розпізнавання зразків.

Непрямі методи у ряді випадків виявляються єдино можливими; вони дозволяють здійснити дистанційний контроль. У зв'язку із значним зростанням складності об'єктів контролю, кількості виконуваних ними функцій, номенклатури матеріалів, які використовуються, непрямі методи є найперспективнішими.

Дистанційний контроль полягає в проведенні контролюючих операцій за відсутності доступу до об'єкта контролю. Дистанційний контроль здійснюється з використанням каналів передачі контрольної інформації (механічного, оптичного, електричного, хімічного, біологічного та ін.).

Дистанційний контроль можливий, якщо отримана за його допомогою інформація достовірна, тобто погрішності, що вносяться перетворювачами інформації і каналами її передачі, істотно менші за величину контрольованої ознаки.

Використовування результатів контролю можливо на етапах технологічного процесу виробництва об'єкту і його експлуатації (рисунок 1).

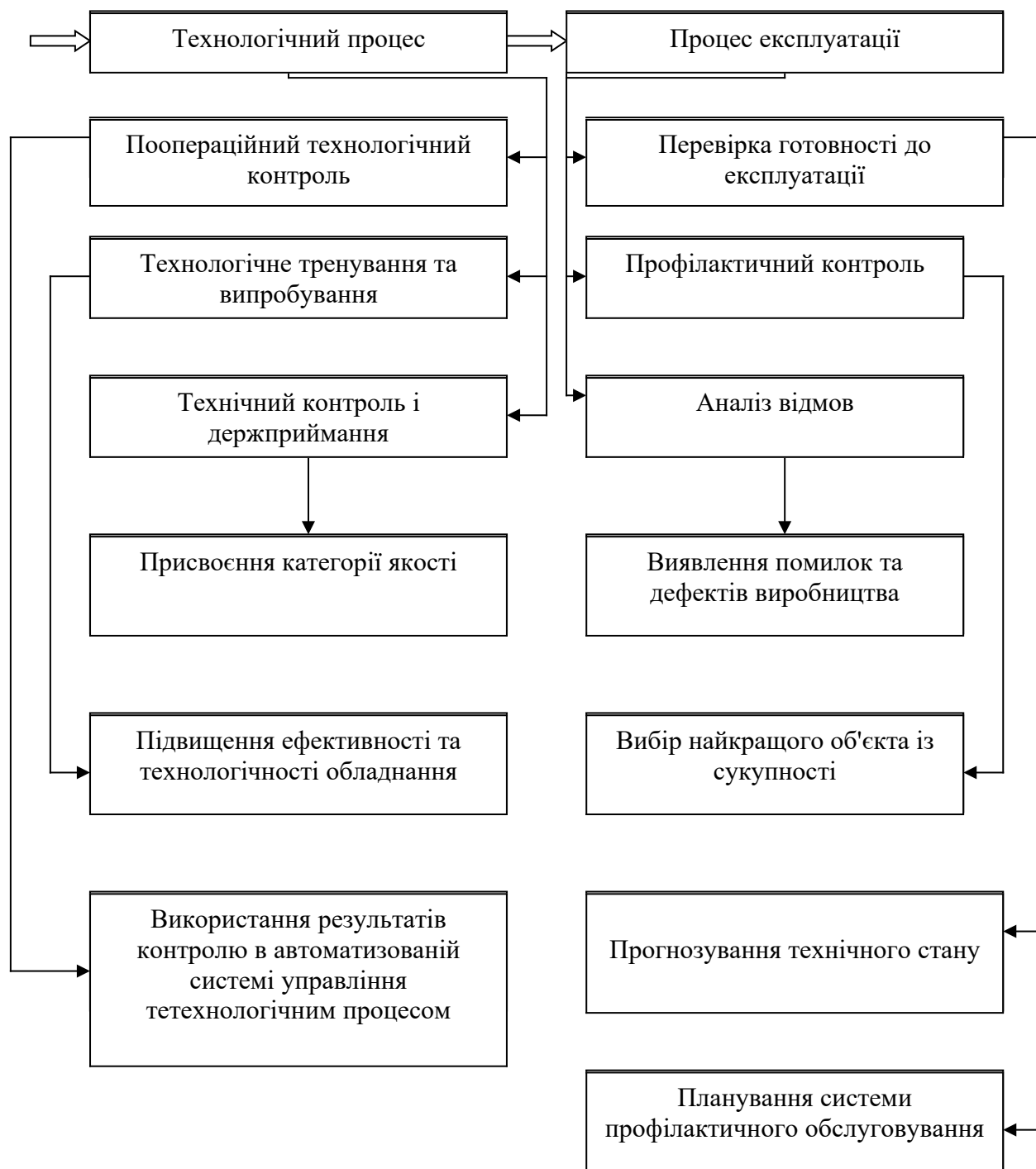


Рисунок 1 – Етапи виробництва об'єкта і його експлуатації

Вимоги до методів контролю :

- неруйнівна дія операцій контролю, яка забезпечує досягнення мети контролю без розкриття і пошкодження об'єкта і

дозволяє продовжити експлуатацію або випробування після проведення контролю;

- достовірність контролю, що визначає, чи достатньо мала відмінність величини, яка вимірюється, від її істинного значення при заданому рівні довірчої вірогідності;

- економічність контролю, яка визначається необхідними витратами ресурсів (часу, засобів, праці, інтелекту і т.п.);

- вільний стан об'єкта контролю (який може знаходитися в увімкненому або вимкненому режимі, повністю складеному або технологічно незавершеному вигляді, в справному або несправному станах);

- можливість використання для контролю стандартних вимірювальних засобів і систем;

- забезпечення метрологічної єдності контрольних операцій і математичного апарату обробки результатів вимірювань на різних етапах виробництва і експлуатації об'єкта.

Найбільш складний контроль аналогових об'єктів. Це стосується складу контрольних операцій. Він включає вимірювання характеристик в частотній і часовій областях .

Контроль цифрових об'єктів полягає в перевірці їх реакції на задані послідовності вхідних сигналів, що варіюються за амплітудою, частотою, формою і числом імпульсів .

Виробничий контроль ділиться на післяопераційний контроль технологічно незавершеної продукції і контроль готової продукції. Відмітними особливостями методів контролю технологічно незавершеної продукції є необхідність прямого доступу до досліджуваної поверхні матеріалу, а також підвищена небезпека внесення мікрodefektів в об'єкт контролю.

До методів контролю готової продукції технологічно завершених об'єктів відносяться: допусковий контроль зовнішніх характеристик об'єкта і його додаткових (допоміжних) зовнішніх характеристик, що вимірюються в спеціальних контрольних точках.

Перераховані методи використовуються під час випробувань об'єктів в заданих діапазонах зовнішніх дій.

Методи експлуатаційного контролю використовують два види показників якості функціонування:

- миттєві, які чисельно характеризують випадковий рівень якості на даний момент часу експлуатації;
- інтервальні, які чисельно характеризують за інтервал часу зміну якості як випадкового процесу.

Відомі такі методи визначення кількісних показників якості: експериментальні, які використовують результати вимірювань технічних характеристик об'єкта контролю; розрахункові і опитів (експертних оцінок). Досягнення такої мети контролю, як **визначення запасу працездатності** має специфічну особливість: потрібен поглиблений контроль для виявлення і оцінки швидкостей зміни властивостей матеріалів об'єкта під час випробувань або експлуатації [3].

2 ДОСТОВІРНІСТЬ КОНТРОЛЮ ПРАЦЕЗДАТНОСТІ ВИРОБІВ (приклад 1)

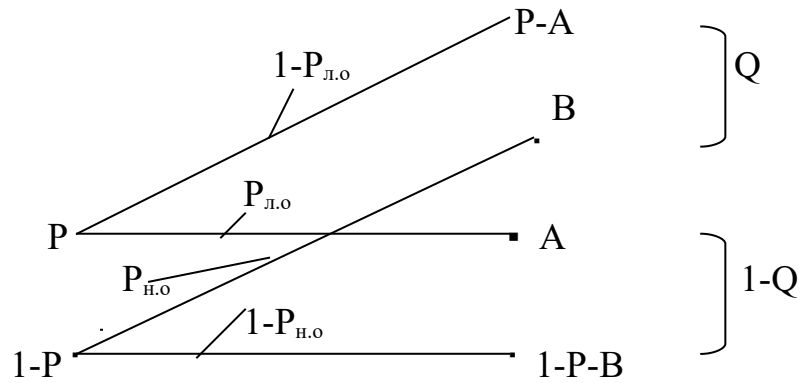
2.1 Оцінка достовірності контролю працездатності виробу

Найважливішою ланкою в забезпеченні якості продукції на етапах виробництва і експлуатації є контроль працездатності виробів. Основним критерієм оцінки якості контролю є **достовірність контролю** – показник ступеня об'єктивного відображення результатів контролю дійсного технічного стану об'єкта.

За наслідками *контролю працездатності* (КП) виробів приймається одне з двох рішень – "придатний" (виріб працездатний) і "непридатний" (виріб неприцездатний).

Зважаючи на недосконалість *системи контролю* (СК) виникають помилки при ухваленні рішень про працездатність виробів, тобто працездатний виріб може бути забракований, а неприцездатний визнаний придатним.

Формування рішень при КП графічно може бути зображене у вигляді стохастичного графа (рисунок 2).



$P = P(E)$ – апіорна вірогідність працездатності виробу (E - подія, яка полягає в тому, що виріб працездатний); $A = P(\bar{E}, F)$ – вірогідність визнати непрацездатним працездатний виріб – ризик виробника (F – подія, яка полягає в тому, що виріб за наслідками контролю прийнятий працездатним); $B = P(\bar{E}, \bar{F})$ – вірогідність визнати працездатним непрацездатний виріб – ризик виробника; $Q = P(F)$ – вірогідність визнати виріб працездатним; $P_{л.о} = P(\bar{F}/E)$ – умовна вірогідність отримання рішення "непридатний" при контролі працездатного виробу – вірогідність "помилкової відмови"; $P_{н.о} = P(F/\bar{E})$ – умовна вірогідність отримання рішення "придатний" при контролі непрацездатного виробу – вірогідність "незнайденої відмови"

Рисунок 2 – Формування рішень при контролі працездатності виробів

Широкого розповсюдження на практиці набули такі кількісні показники достовірності КП:

- достовірність рішення "придатний" – апостеріорна вірогідність того, що виріб, визнаний працездатним, насправді працездатний:

$$D_{\Gamma} = P(E/F) = P - A / P - A + B; \quad (1)$$

- достовірність рішення "непридатний" – апостеріорна вірогідність того, що виріб, визнаний непрацездатним, насправді непрацездатний

$$D_{\bar{\Gamma}} = P(\bar{E}/\bar{F}) = 1 - P - B / 1 - P + A - B; \quad (2)$$

- достовірність розбраковки – вірогідність прийняття правильного рішення "придатний" або "непридатний":

$$D_p = 1 - A - B. \quad (3)$$

З формул (1)÷(3) витікає, що показники достовірності визначаються величинами P , A і B .

У разі, коли працездатність виробу визначається взаємно незалежними параметрами $\{\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_N\}$, величини P , A і B обчислюються за формулами

$$P = \prod_{i=1}^N p_i; \quad (4)$$

$$A = \prod_{i=1}^N p_i - \prod_{i=1}^N (p_i - \alpha_i); \quad (5)$$

$$B = \prod_{i=1}^N (p_i - \alpha_i + \beta_i) - \prod_{i=1}^N (p_i - \alpha_i), \quad (6)$$

де $p_i = P(\xi_i \in [a_i, b_i])$ – апіорна вірогідність того, що значення i -го контрольованого параметра знаходиться в межах гарантійного допуску $[a_i, b_i]$; $\alpha_i, (\beta_i)$ – ризик виробника (замовника) за i -м контрольованим параметром. Оскільки на практиці завжди $\alpha_i \leq p_i$ і $\beta_i \leq p_i$, то мають місце наближені співвідношення, які знайшли з формул (5) (6)

$$A \approx \sum_{i=1}^N \alpha_i; \quad (7)$$

$$B \approx \sum_{i=1}^N \beta_i; \quad (8)$$

Величини P , A і B визначаються за формулами (надалі індекс i опущений)

b

$$P = \int_a^b f(\xi) d\xi; \quad (9)$$

$$\alpha = \int_a^b f(\xi) d\xi - \int_a^b f(\xi) \left[\int_{a_k}^{b_k} \varphi(y/\xi) dy \right] d\xi; \quad (10)$$

$$\beta = \int_{a_k}^{b_k} \psi(y) dy - \int_a^b f(\xi) \left[\int_{a_k}^{b_k} \varphi(y/\xi) dy \right] d\xi, \quad (11)$$

де $f(\xi)$ – щільність вірогідності параметра; $\varphi(y/\xi)$ – умовна щільність вірогідності результату вимірювання параметра при фіксованому значенні параметра; $\psi(y)$ – щільність вірогідності результатів вимірювання параметра; $[a_k, b_k]$ – контрольний допуск параметра.

При нормальних законах розподілу вірогідності контрольованого параметра ξ і адитивної погрішності його вимірювання δ вирази (7) ÷ (9) мають такий вигляд:

$$P = \Phi_0(x) + \Phi_0(kx); \quad (12)$$

$$\alpha = \Phi_0(x) + \Phi_0(kx) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-kx}^{x} e^{-t^2/2} [\Phi_0(x - t/z) + \Phi_0(kx + t/z)] dt; \quad (13)$$

$$\beta = \Phi_0(x_k/\sqrt{1+z^2}) + \Phi_0(k_k x_k/\sqrt{1+z^2}) - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-k_k x_k}^{x_k} e^{-t^2/2} [\Phi_0(x - t/z) + \Phi_0(kx + t/z)] dt; \quad (14)$$

де $x = b - m_\xi / \sigma_\xi$; $k = m_\xi - a / b - m_\xi$; $z = \sigma_\delta / \sigma_\xi$; $x_k = b_k - m_\xi / \sigma_\xi$; $k_k = m_\xi - a_k / b_k - m_\xi$; m_ξ, σ_ξ – математичне очікування і середнє квадратичне відхилення параметра; σ_δ – середнє квадратичне відхилення випадкової погрішності вимірювання (передбачається, що невиключний залишок систематичної погрішності вимірювань дуже малий);

$$\text{— } g \frac{t^2}{2}$$

$\Phi_0(g) = 1/\sqrt{2\pi} \int_0^{\infty} e^{-gt} dt$ – нормована функція Лапласа.

У разі, коли контрольний допуск збігається з гарантійним, тобто $[a, b] = [a_k, b_k]$, значення α та β можуть бути визначені за допомогою таблиці 1 за формулами

$$\alpha = 0,5 [\alpha(v_1) + \alpha(v_2)]; \quad (15)$$

$$\beta = 0,5 [\beta(v_1) + \beta(v_2)], \quad (16)$$

де $v_1 = x$; $v_2 = kx$.

Таблиця 1 – Значення $\alpha(v)$, $\beta(v)$ залежно від v і z

V	Z	$\alpha(v)$	$\beta(v)$
1,00	0,02	0,0039098	0,0038130
1,00	0,04	0,0079161	0,0075293
1,00	0,06	0,0120189	0,0111493
1,00	0,08	0,0162172	0,0146735
1,00	0,10	0,0205104	0,0181026
1,00	0,15	0,0316502	0,0262663
1,00	0,20	0,0433503	0,0338613
1,50	0,02	0,0021060	0,0020283
1,50	0,04	0,0042918	0,0038811
1,50	0,06	0,0065598	0,0058603
1,50	0,08	0,0089102	0,0076683
1,50	0,10	0,0113464	0,0094073
1,50	0,15	0,0178201	0,0134675
1,50	0,20	0,0248570	0,0171452
1,50	0,25	0,0324709	0,0204750
1,50	0,30	0,0407130	0,0235184

Продовження таблиці 1

V	Z	$\alpha(v)$	$\beta(v)$
2,00	0,02	0,0008835	0,0008404
2,00	0,04	0,0018124	0,0016396

2,00	0,06	0,0027886	0,0023995
2,00	0,08	0,0038144	0,0031223
2,00	0,10	0,0048921	0,0038096
2,00	0,15	0,0078276	0,0053848
2,00	0,20	0,0111359	0,0067758
2,00	0,25	0,0148511	0,0080062
2,00	0,30	0,0190058	0,0090967
2,00	0,35	0,0236292	0,0100653
2,50	0,02	0,0002887	0,0002711
2,50	0,04	0,0005961	0,0005259
2,50	0,06	0,0009235	0,0007653
2,50	0,08	0,0012724	0,0009905
2,50	0,10	0,0016440	0,0012022
2,50	0,15	0,0026828	0,0016790
2,50	0,20	0,0038986	0,0020898
2,50	0,25	0,0053195	0,0024454
2,50	0,30	0,0069752	0,0027545
2,50	0,35	0,0088973	0,0030241
2,50	0,40	0,0111178	0,0032606
2,50	0,45	0,0136690	0,0034689
3,00	0,02	0,0000735	0,0000681
3,00	0,04	0,0001527	0,0001314
3,00	0,06	0,0002383	0,0001902
3,00	0,08	0,0003307	0,0002448
3,00	0,10	0,0004306	0,0002956
3,00	0,15	0,0007174	0,0004083
3,00	0,20	0,0010669	0,0005029
3,00	0,25	0,0014930	0,0005833
3,00	0,30	0,0020119	0,0006520
3,00	0,35	0,0026430	0,0007108
3,00	0,40	0,0034077	0,0007618
3,00	0,45	0,0043299	0,0008061

Продовження таблиці 1

V	Z	α (v)	β (v)
3,00	0,50	0,0054355	0,0008448
3,50	0,02	0,0000146	0,0000133

3,50	0,04	0,0000305	0,0000256
3,50	0,06	0,0000479	0,0000368
3,50	0,08	0,0000670	0,0000471
3,50	0,10	0,0000879	0,0000667
3,50	0,15	0,0001498	0,0000774
3,50	0,20	0,0002283	0,0000944
3,50	0,25	0,0003284	0,0001087
3,50	0,30	0,0004566	0,0001206
3,50	0,35	0,0004566	0,0001206
3,50	0,40	0,0008294	0,0001393
3,50	0,45	0,0000957	0,0001467
3,50	0,50	0,0014330	0,0001531
3,50	0,55	0,0018555	0,0001587
3,50	0,60	0,0023874	0,0001637
4,00	0,02	0,0000022	0,0000020
4,00	0,04	0,0000047	0,0000039
4,00	0,06	0,0000075	0,0000055
4,00	0,08	0,0000106	0,0000075
4,00	0,10	0,0000140	0,0000085
4,00	0,15	0,0000240	0,0000115
4,00	0,20	0,0000382	0,0000138
4,00	0,25	0,0000567	0,0000158
4,00	0,30	0,0000816	0,0000174
4,00	0,35	0,0001152	0,0000188
4,00	0,40	0,0001607	0,0000199
4,00	0,45	0,0002222	0,0000209
4,00	0,50	0,0003050	0,0000217
4,00	0,55	0,0004160	0,0000225
4,00	0,60	0,0005634	0,0000231
4,00	0,65	0,0007575	0,0000236
4,00	0,70	0,0010102	0,0000241

2.2 Алгоритми контролю працездатності виробів

Одним з найефективніших і поширених на практиці методів підвищення достовірності контролю працездатності виробів є

введення інформаційної надмірності, що полягає в багатократному вимірюванні (багатократній перевірці) контрольованого параметра. Сукупність правил, за якими проводиться обробка результатів вимірювань (перевірок) і прийняття рішення про придатність або непридатність параметра, називається **алгоритмом контролю** [4,5].

В цьому випадку задачу контролю працездатності виробів можна ідентифікувати з відомою в теорії статистичних рішень задачею перевірки складної гіпотези $H_0 : \xi \in [a, b]$ проти складної альтернативи $H_1 : \xi \notin [a, b]$, а в якості контролю оцінювати **середнім ризиком R** , який за відсутності витрат від правильних рішень визначається за формулою

$$R = c_1A + c_2B + c_k, \quad (17)$$

де c_1, c_2 – витрати від помилкової і незнайденої відмов відповідно;

c_k – витрати на проведення контролю.

Алгоритми контролю, що мінімізують середній ризик, називаються **оптимальними алгоритмами контролю**.

Враховуючи наближені вирази (7) і (8), можна записати

$$R \approx \sum_{i=1}^N (c_1\alpha_i + c_2\beta_i) + c_k. \quad (18)$$

Тому з достатньою для практичних розрахунків точністю для досягнення $\min R$ при контролі багатопараметричного виробу необхідно здійснювати оптимальний алгоритм контролю з кожного параметра.

Алгоритми контролю працездатності діляться на два класи: з **фіксованим числом вимірювань (перевірок) і послідовні**.

Широкого розповсюдження також набули **мажоритарні алгоритми контролю**. Їх застосування викликане, в першу чергу, тим, що разом з вимірювальним контролем, що дає можливість отримати інформацію у вигляді вибірки результатів вимірювань $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$, на практиці часто застосовується допускний контроль [1], який встановлює факт знаходження контрольованого параметра в допуску або зовні допуску без

вимірювання. Отримана в цьому випадку інформація після n перевірок може бути подана тільки у вигляді чисел результатів m "параметр в допуску" і $n - m$ «параметр зовні допуску».

Класифікація алгоритмів контролю працездатності наведена на рисунку 3.



Рисунок 3 – Класифікація алгоритмів контролю працездатності виробів

2.2.1 Оптимальний алгоритм контролю (приклад 2)

В даному випадку проводиться n -кратне вимірювання параметра; на підставі отриманих результатів вимірювань $y_1 \dots, y_n$ обчислюється відношення правдоподібності за формулою

$$\Lambda (y_1, \dots, y_n) = \frac{\int_{\xi \in [a, b]} f(\xi) \psi (y_1, \dots, y_n / \xi) d\xi}{\int_{\xi \in [a, b]} f(\xi) \psi (y_1, \dots, y_n / \xi) d\xi} \quad (19)$$

де $\psi (y_1, \dots, y_n / \xi)$ – умовна щільність вірогідності вибірки (результатів вимірювання) при фіксованому значенні параметра. Якщо результати вимірювань взаємно незалежні, то

$$\psi (y_1, \dots, y_n / \xi) = \prod_{i=1}^n \varphi (y_i - \xi),$$

де $\varphi(\bullet)$ – щільність вірогідності погрішності вимірювань.

Далі відношення правдоподібності порівнюється з порогом $\nu = c_2 / c_1$; якщо $\Lambda \geq \nu$, ухвалюється рішення "придатний"; в іншому випадку – рішення "непридатний".

Оптимальний алгоритм значно спрощується, коли параметр і погрішність вимірювання мають нормальну щільність вірогідності. В цьому випадку обчислюється оцінка параметра у вигляді середнього значення

$$y^* = 1/n \sum_{i=1}^n y_i \quad (20)$$

і приймаємо рішення "придатний", якщо вона знаходиться усередині контрольного допуску $[a_{ko}, b_{ko}]$, межі якого визначаються за формулами

$$a_{ko} = m_{\xi} + x_1 \sigma_{\xi}; \quad (21)$$

$$b_{ko} = m_{\xi} + x_2 \sigma_{\xi}, \quad (22)$$

де

$$x_1 = -kx (1 + z^2/n) + \Phi^{-1}_0 [(c_2/c_1 + c_2) - 0,5] \cdot \{(z/\sqrt{n}) \sqrt{1+z^2/n}\}; \quad (23)$$

$$x_2 = x(1+z^2/n) + \Phi^{-1}_0 [(c_2/c_1 + c_2) - 0,5] \cdot \{(z/\sqrt{n}) \sqrt{1+z^2/n}\}, \quad (24)$$

де $\Phi^{-1}(\bullet)$ – функція, обернена функції Лапласа. Ризики замовника і виробника обчислюються відповідно за формулами

$$\alpha_o = \Phi_o(x) + \Phi_o(kx) - 1/2\pi \int_{x_1}^{x_2} e^{-t^2/2} \{ \Phi_o[\sqrt{n}(x-t/z)] + \Phi_o[\sqrt{n}(x+t/z)] \} dt; \quad (25)$$

$$\beta_o = \Phi_o(x_1/\sqrt{1+z^2/n}) + \Phi_o(x_2/\sqrt{1+z^2/n}) - 1/\sqrt{2\pi} \int_{x_1}^{x_2} e^{-t^2/2} \{ \Phi_o[\sqrt{n}(x-t/z)] + \Phi_o[\sqrt{n}(x+t/z)] \} dt. \quad (26)$$

2.2.2 Послідовний оптимальний алгоритм (приклад 3)

Даний алгоритм відрізняється від вищерозглянутого оптимального алгоритму тим, що після кожного вимірювання параметра проводиться обробка результатів вимірювань і за певним правилом приймається одне з трьох рішень: "придатний", "непридатний" або "виконати ще вимірювання". При цьому процес контролю може закінчитися після будь-якого і-го вимірювання ($t = \overline{1, \infty}$), тобто число вимірювань, які необхідні для рішення рівняння про придатність параметра, є випадковою величиною. Тому тривалість контролю характеризують середнім числом вимірювань $\bar{n} = M[i]$. Якщо вважати, що витрати на проведення контролю пропорційні числу виконаних вимірювань, то вираз (17) для середнього ризику буде мати такий вигляд:

$$R_{\Pi} = c_1 A + c_2 B + \bar{c}_n \quad (27)$$

де c – витрати на проведення одного вимірювання [6,7].

На практиці обмежуються максимально можливим числом вимірювань n . Тоді на останньому n -му етапі контролю приймається одне з двох рішень: "придатний" або "непридатний",

і процес контролю закінчується. Такий алгоритм контролю називається **послідовним алгоритмом з усіченням**.

Синтез оптимального за критерієм середнього ризику послідовного алгоритму контролю з усіченням в загальному випадку є складною задачею. Вона вирішена і доведена до інженерних методик при таких обмеженнях: результати вимірювань параметра взаємно незалежні; умовна щільність вірогідності результату вимірювання при фіксованому значенні контрольованого параметра відноситься до експонентних (наприклад, нормального) законів розподілу вірогідності.

В цьому випадку після кожного i -го вимірювання обчислюється оцінка параметра

$$y_i^* = 1/i \sum_{j=1}^i y_j, \quad i = \overline{1, n} \quad (28)$$

і визначається її місцезнаходження відносно меж $a_{1i}, a_{2i}, b_{1i}, b_{2i}$ ($i = \overline{1, n-1}$) (рисунок 4). Якщо $y_i^* \in [a_{2i}, b_{1i}]$, приймається рішення "придатний"; якщо $y_i^* \in [a_{1i}, a_{2i}] \vee [b_{1i}, b_{2i}]$, приймається рішення "непридатний"; якщо $y_i^* \in [a_{1i}, a_{2i}] \vee [b_{1i}, b_{2i}]$, приймається рішення "ще виконати вимірювання". Для n -го вимірювання встановлюється допуск $[a_n, b_n]$ і, якщо оцінка $y_n^* \in [a_n, b_n]$, приймається рішення "придатний", в іншому випадку – рішення "непридатний".

Межі допуску a_n і b_n визначаються за формулами (21) і (22) відповідно. Процедура визначення меж $a_{1i}, a_{2i}, b_{1i}, b_{2i}$ ($i = \overline{1, n-1}$) показана в [2].



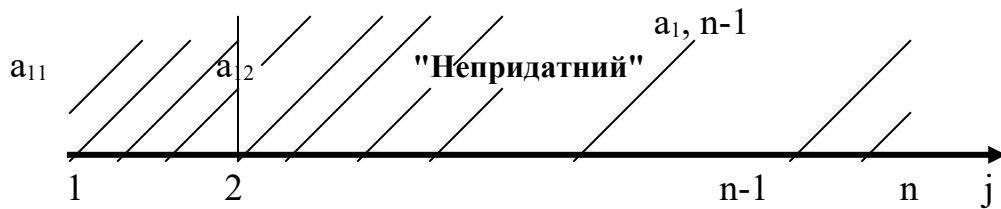


Рисунок 4 – Области прийняття рішень при послідовному алгоритмі контролю з усіченням

Ризик виробника та замовника, а також середнє число вимірювань обчислюється за формулами

$$\alpha_n = \sum_{i=1}^{n-1} \left\{ \int_{\xi \in [a,b]} f(\xi) \cdot \prod_{j=1}^{i-1} \left[\int_{\substack{y_j^* \in [a_{1j}, a_{2j}] \\ v [b_{1j}, b_{2j}]}} \varphi_j(y_j^* / \xi) dy_j^* \right] \cdot \int_{y_i^* \in [a_{1i}, b_{2i}]} \varphi_i(y_i^* / \xi) dy_i^* d\xi \right\} +$$

$$+ \int_{\xi \in [a,b]} f(\xi) \cdot \prod_{j=1}^{n-1} \left[\int_{\substack{y_j^* \in [a_{1j}, a_{2j}] \\ v [b_{1j}, b_{2j}]}} \varphi_j(y_j^* / \xi) dy_j^* \right] \cdot \int_{y_n^* \in [a_n, b_n]} \varphi_n(y_n^* / \xi) dy_n^* d\xi; \quad (29)$$

$$\beta_n = \sum_{i=1}^{n-1} \left\{ \int_{\xi \in [a,b]} f(\xi) \cdot \prod_{j=1}^{i-1} \left[\int_{\substack{y_j^* \in [a_{1j}, a_{2j}] \\ v [b_{1j}, b_{2j}]}} \varphi_j(y_j^* / \xi) dy_j^* \right] \cdot \int_{y_i^* \in [a_{2i}, b_{1i}]} \varphi_i(y_i^* / \xi) dy_i^* d\xi \right\} +$$

$$+ \int_{\xi \in [a,b]} f(\xi) \cdot \prod_{j=1}^{n-1} \left[\int_{\substack{y_j^* \in [a_{1j}, a_{2j}] \\ v [b_{1j}, b_{2j}]}} \varphi_j(y_j^* / \xi) dy_j^* \right] \cdot \int_{y_n^* \in [a_n, b_n]} \varphi_n(y_n^* / \xi) dy_n^* d\xi; \quad (30)$$

$$\bar{n} = \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{\infty} f(\xi) \cdot \prod_{j=1}^{i-1} \left[\int_{\substack{y_j^* \in [a_{1j}, a_{2j}] \\ v [b_{1j}, b_{2j}]}} \varphi_j(y_j^* / \xi) dy_j^* \right] d\xi, \quad (31)$$

де $\varphi_j(y_j^* / \xi)$ – умовна щільність вірогідності оцінки y_j^* при фіксованому значенні параметра.

2.2.3 Оптимальний мажоритарний алгоритм контролю (приклад 4)

Даний вид контролю полягає в наступному. Проводяться n перевірок параметра, кожна з яких полягає у встановленні факту знаходження результату вимірювання в контрольному допуску $[a_k, b_k]$. Після цього підраховується число перевірок μ , які дають результат "в допуску". Якщо $\mu \leq s$, де s – заданий цілочисельний поріг ($s = 1, n$), то приймається рішення "придатний"; якщо $\mu < s$, – рішення "непридатний".

При такому алгоритмі контролю ризику виробника і замовника знаходяться за формулами

$$\alpha_M = \sum_{i=0}^{s-1} c_n^i \int_{\xi \in [a, b]} f(\xi) \cdot \left[\int_{y \in [a_k, b_k]} \varphi(y / \xi) dy \right]^i \cdot \left[\int_{y \in [a_k, b_k]} \varphi(y / \xi) dy \right]^{n-i} d\xi; \quad (32)$$

$$\beta_M = \sum_{i=s}^n c_n^i \int_{\xi \in [a, b]} f(\xi) \left[\int_{y \in [a_k, b_k]} \varphi(y / \xi) dy \right]^i \cdot \left[\int_{y \in [a_k, b_k]} \varphi(y / \xi) dy \right]^{n-i} d\xi, \quad (33)$$

де c_n^i – число поєднань із n по i .

Очевидно, що параметрами оптимізації мажоритарного алгоритму контролю за критеріями середнього ризику є поріг прийняття рішення s та межі контрольного допуску a_k, b_k . Процедура знаходження оптимальних значень параметрів така. При фіксованому значенні s , починаючи з $s = 1$ і до $s = n$,

розв'язується система трансцендентних рівнянь щодо a_k і b_k та визначаються значення середнього ризику $\min_{a_k, b_k} R(s)$.

$$\begin{cases} c_1 \frac{\partial \alpha_M}{\partial a_k} + c_2 \frac{\partial \alpha_M}{\partial b_k} = 0 \\ c_1 \frac{\partial \beta_M}{\partial a_k} + c_2 \frac{\partial \beta_M}{\partial b_k} = 0. \end{cases} \quad (34)$$

Потім зі всіх отриманих значень $\min_{a_k, b_k} R(s)$ визначається шукане мінімальне значення середнього ризику $\min_s \min_{a_k, b_k} R$. Тоді відповідні йому значення s, a_k і b_k є оптимальними.

2.2.4 Послідовний оптимальний мажоритарний алгоритм контролю (приклад 5)

Даний алгоритм відрізняється від попереднього тим, що для прийняття рішення "придатний" або "непридатний" встановлюються два чисельні пороги s та $n - s + 1$ і після кожної перевірки підраховуються числа результатів "в допуску" μ і "зовні допуску" $i - \mu$ ($\mu = \overline{1, i}$; $i = \overline{1, n}$). Якщо $\mu = s$, то приймається рішення "придатний", якщо $i - \mu = n - s + 1$ – рішення "непридатний"; якщо $s + i - n - 1 < \mu < s$, – рішення "виконати ще перевірку". Отже, що на n -му етапі можуть бути прийняті рішення "придатний" або "непридатний".

Ризики виробника та замовника при застосуванні цього алгоритму контролю обчислюються за формулами (29) і (30) відповідно.

Процедура оптимізації послідовного мажоритарного алгоритму за критерієм середнього ризику аналогічна процедурі оптимізації мажоритарного алгоритму. Для фіксованого значення s , починаючи з $s = 1$ і до $s = n$, розв'язується система трансцендентних рівнянь

$$\begin{cases} c_1 \partial \alpha_m / \partial a_k + c_2 \partial \beta_m / \partial a_k + c \partial \bar{n} / \partial a_k = 0 \\ c_1 \partial \alpha_m / \partial b_k + c_2 \partial \beta_m / \partial b_k + c \partial \bar{n} / \partial b_k = 0 \end{cases} \quad (35)$$

Далі обчислюються значення середнього ризику $\min R_{п.м}(s)$ і визначається $R_{\min п.м} = \min_s \min_{a_k, b_k} R_{п.м}$, а відповідні йому значення

s , a_k і b_k є оптимальними.

2.2.5 Порівняльний аналіз алгоритмів контролю працездатності виробів

Порівняльний аналіз дає підставу зробити такі висновки:

- оптимальний і послідовний оптимальний алгоритми контролю є більш ефективними в порівнянні з мажоритарними алгоритмами;

- по мірі збільшення складності апаратної реалізації алгоритми контролю розташовуються в такому порядку:

мажоритарний, послідовний мажоритарний, оптимальний, послідовний оптимальний;

- чим більші витрати на проведення додаткових вимірювань (перевірок) параметра, тим ефективніші стають послідовні алгоритми в порівнянні з алгоритмами з фіксованим числом вимірювань;

- за наявності вимог до обмеження часу контролю (продуктивності засобів контролю) істотною перевагою послідовних алгоритмів стає невелике (в середньому) збільшення числа вимірювань (перевірок) параметра;

- тоді як для засобів вимірювального контролю принципово можливе застосування будь-якого алгоритму контролю, засоби допускового контролю дозволяють використовувати тільки мажоритарні алгоритми.

2.3 Методика визначення необхідної точності засобів контролю

Вирази (10) і (11) для ризику виробника і ризику замовника дозволяють вирішувати такі важливі задачі, що виникають в процесі експлуатації технічних виробів:

- якщо відомі характеристики об'єкта контролю (заданий закон розподілу контрольованого параметра і допуски на ці параметри), а також характеристики засобів вимірювань, що використовуються в процесі контролю (заданий закон розподілу погрішності вимірювання), то за формулами (10) і (11) можуть бути визначені значення α і β , які визначають достовірність контролю;

- якщо відомі характеристики об'єкта контролю (заданий закон розподілу контрольованого параметра і допуски на ці параметри), а також задані вимоги до якості контролю (задані допустимі значення α і β), за допомогою виразів (10) і (11) може бути визначена необхідна точність засобів контролю, при якій забезпечується задана якість контролю.

Розв'язання вказаних задач при конкретних видах розподілу погрішності вимірювання і контрольованого параметра здійснюється за допомогою ЕОМ або графоаналітичним способом за допомогою номограм.

3 ПРИКЛАДИ РОЗРАХУНКІВ

3.1 Приклад 1 (до розділу 2) Визначення ризику замовника і виробника

Початкові дані:

- *контрольований параметр має допуск [8,5 В; 11,5 В] і розподілений за нормальним законом;*

- $m_{\xi} = 10,0 \text{ В};$

- $\sigma_{\xi} = 1,0 \text{ В};$

- *випадкова погрішність вимірювання також розподілена за нормальним законом $\sigma_{\delta} = 0,3 \text{ В}.$*

Визначити ризик замовника і виробника.

Обчислюємо величини x , k , z (формули 13 і 14)

$$x = (11,5 - 10,0) / 1,0 = 1,5;$$

$$k = (10,0 - 8,5) / (11,5 - 10,0) = 1;$$

$$z = 0,3 / 1,0 = 0,3.$$

За таблицею 1 знаходимо

$$\alpha(v_1) = \alpha(v_2) = \alpha(1,5) = 0,0407130;$$

$$\beta(v_1) = \beta(v_2) = \beta(1,5) = 0,0235184.$$

Підставляючи ці значення у формули (15), (16), отримаємо

$$\alpha = 0,0407;$$

$$\beta = 0,0235.$$

Значення середнього ризику за формулами (17) та (18)

$$R = 0,0407 + 0,0235 = 0,0642.$$

3.2 Приклад 2 (до розділу 2.2.1) Застосування оптимального алгоритму для визначення мінімального значення ризику

Початкові дані:

- контрольований параметр має допуск $[8,5 \text{ В}; 11,5 \text{ В}]$ і розподілений за нормальним законом;

- $m_{\xi} = 10,0 \text{ В};$

- $\sigma_{\xi} = 1,0 \text{ В};$

- випадкова погрішність вимірювання також розподілена за нормальним законом $\sigma_s = 0,3 \text{ В};$

- втрати від помилкових рішень $c_1 = c_2 = 1;$

- витратами на проведення контролю можна нехтувати;

- допускається трикратне збільшення часу контролю, тобто $n = 3;$

- величини x, k, z беруться з прикладу 1.

Визначити ризик замовника і виробника, значення середнього ризику.

За формулами (21) – (24) обчислюємо межі контрольного допуску:

$$x_1 = -1,545;$$

$$x_2 = 1,545;$$

$$a_{\text{ко}} = 10,0 - 1,545 = 8,455 \text{ В};$$

$$b_{\text{ко}} = 10,0 + 1,545 = 11,545 \text{ В}.$$

За формулами (25) і (26) обчислюємо значення ризиків виробника і замовника

$$\alpha = 0,0147;$$

$$\beta = 0,0204.$$

Мінімальне значення середнього ризику (формули (17) та (18))

$$R_{\text{min}} = 0,0147 + 0,0204 = \mathbf{0,0351}.$$

Для порівняння визначимо значення середнього ризику при однократному вимірюванні параметра і контролі за гарантійним допуском $[8,5 \text{ В}; 11,5 \text{ В}]$

$$R = 0,0407 + 0,0235 = \mathbf{0,0642} \text{ (див. приклад 1).}$$

Отже, застосування оптимального алгоритму приводить до зменшення середнього ризику майже удвічі.

Таким чином, слід проводити триразове вимірювання параметра, обчислювати оцінку параметра $y^* = (y_1 + y_2 + y_3) / 3$ та приймати рішення "придатний", якщо $y^* \in [8,455 \text{ В}; 11,545 \text{ В}]$.

3.3 Приклад 3 (до розділу 2.2.2) Застосування послідовного оптимального алгоритму для визначення мінімального значення ризику

Початкові дані:

- контрольований параметр має допуск $[8,5 \text{ В}; 11,5 \text{ В}]$ і розподілений за нормальним законом;

- $m_\xi = 10,0 \text{ В};$

- $\sigma_\xi = 1,0 \text{ В};$

- випадкова погрішність вимірювання також розподілена за нормальним законом $\sigma_\delta = 0,3 \text{ В}.$

- втрати від помилкових рішень $c_1 = c_2 = 1;$

- витрати на одне вимірювання $c = 0,01;$

- допускається трикратне збільшення часу контролю, тобто $n = 3;$

- величини x, k, z беруться з прикладу 1.

Визначити ризик замовника і виробника, значення середнього ризику.

Застосовуючи методику, показану в [2], а також формули (21) ÷ (24), визначаємо значення меж допусків:

- для 1-го вимірювання: $a_{11} = 7,92 \text{ В}; a_{21} = 8,824 \text{ В};$
 $b_{11} = 11,176 \text{ В}; b_{21} = 12,08 \text{ В};$

- для 2-го вимірювання: $a_{21} = 8,23 \text{ В}; a_{22} = 8,64 \text{ В};$ $b_{12} = 11,36 \text{ В}; b_{22} = 11,77 \text{ В};$

- для 3-го вимірювання: $a_3 = \mathbf{8,455 \text{ В}}; b_3 = \mathbf{11,545 \text{ В}}.$

Умовна щільність вірогідності $\varphi_i(y_j^* / \xi)$ є нормальною з нульовим математичним очікуванням і середнім квадратичним відхиленням $\sigma_{\delta j} = \sigma_\delta / \sqrt{j}$. З урахуванням цього за формулами (29) ÷ (31) обчислюємо:

$$\alpha = 0,0089;$$

$$\beta = 0,0215;$$

$$n = 1,28.$$

Середній ризик $R_{n \min} = 0,0089 + 0,0215 + 0,01 \cdot 1,28 = \mathbf{0,0432}$.

При однократному вимірюванні за гарантійним допуском (формула 27)

$$R = 0,0407 + 0,0235 + 0,01 \cdot 1 = \mathbf{0,0742}.$$

Отже, застосування послідовного алгоритму контролю дозволяє істотно зменшити середній ризик при невеликому (в середньому на 28 %) збільшенні тривалості контролю.

3.4 Приклад 4 (до розділу 2.2.3) Застосування оптимального мажоритарного алгоритму для визначення мінімального значення ризику

Початкові дані:

- контрольований параметр має допуск $[8,5 \text{ В}; 11,5 \text{ В}]$ і розподілений за нормальним законом;

- $m_{\xi} = 10,0 \text{ В};$

- $\sigma_{\xi} = 1,0 \text{ В};$

- випадкова погрешність вимірювання також розподілена за нормальним законом $\sigma_{\delta} = 0,3 \text{ В}.$

- втрати від помилкових рішень $c_1 = c_2 = 1;$

- витратами на проведення контролю можна нехтувати;

- допускається трикратне збільшення часу контролю, тобто n або $s = 3;$

- величини x, k, z беруться з прикладу 1.

Визначити ризик замовника і виробника значення середнього ризику.

При симетричному щодо математичного очікування допуску на параметр контрольний допуск також симетричний, і замість системи рівнянь (34) достатньо вирішити одне рівняння (36)

$$c_1 \int_{-\infty}^x e^{-y^2/2} \left\{ \sum_{n=1}^{s-1} c_n [\Phi_0(v-y/z) + \Phi_0(v+y/z)]^{i-1} \cdot [1 - \Phi_0(v-y/z) - \Phi_0(v+y/z)]^{n-i-1} \cdot \right.$$

0 i=0

$$\begin{aligned}
 & \cdot \left\{ i^{-n} [\Phi_0(v-y/z) + \Phi_0(v+y/z)] \right\} \cdot \left[e^{-\frac{(v-y)^2}{2z^2}} + e^{-\frac{(v+y)^2}{2z^2}} \right] dy + \\
 & + c_2 \int_{-\infty}^{-x} e^{-\frac{y^2}{2z^2}} \sum_{i=s}^n c_n^i [\Phi_0(v-y/z) + \Phi_0(v+y/z)]^{i-1} \cdot [1 - \Phi_0(v-y/z) - \Phi_0(v+y/z)]^{n-i-1} \cdot \\
 & \cdot \left\{ i^{-n} \cdot [\Phi_0(v-y/z) + \Phi_0(v+y/z)] \right\} \cdot \left[e^{-\frac{(v-y)^2}{2z^2}} + e^{-\frac{(v+y)^2}{2z^2}} \right] dy = 0 \quad (36)
 \end{aligned}$$

щодо v і визначити

$$a_{km} = m_\xi - v\sigma_\xi; \quad (37)$$

$$b_{km} = m_\xi + v\sigma_\xi. \quad (38)$$

Вирішуючи рівняння (32) при $s=1$, $s=2$ і $s=3$ і обчислюючи R_{m1} , R_{m2} і R_3 , знаходимо, що мінімальний середній ризик $R_{\min} = 0,0403$ досягається при $s=2$; $v=1,56$, тобто контрольний допуск, визначений за формулами (21) і (22), рівний **[8,44 В; 11,56 В]**. При цьому $\alpha_i = 0,0164$; $\beta_i = 0,0239$. Нагадаємо, що звичайний контроль дає значення середнього ризику $R = 0,0642$, так як ефективність оптимального мажоритарного алгоритму достатньо висока.

Таким чином, для прийняття рішення необхідно провести триразову перевірку, що встановлює факт знаходження його в контрольному допуску **[8,44 В; 11,56 В]**. Якщо число результатів «в допуск» виявиться не менше двох, приймається рішення "придатний"; в іншому випадку – "непридатний".

3.5 Приклад 5 (до розділу 2.2.4) Застосування послідовного оптимального мажоритарного алгоритму для визначення мінімального значення ризику

Початкові дані:

- контрольований параметр має допуск **[8,5 В; 11,5 В]** і розподілений за нормальним законом;
- $m_\xi = 10,0$ В;
- $\sigma_\xi = 1,0$ В;

- випадкова погрішність вимірювання також розподілена за нормальним законом $\sigma_\delta = 0,3 \text{ В}$.
- втрати від помилкових рішень $c_1 = c_2 = 1$;
- витрати на одне вимірювання $c = 0,01$;
- допускається трикратне збільшення часу контролю, тобто n або $s = 3$;
- величини x, k, z беруться з приклада 1.

Визначити ризик замовника і виробника, значення середнього ризику.

Оскільки гарантійний допуск на параметр симетричний щодо математичного очікування, система (35) так само, як в прикладі 4, зводиться до одного рівняння щодо величини $v = b_k - m_\xi / \sigma_\xi = m_\xi - a_k / \sigma_\xi$.

Розв'язуючи його при $s = 1, 2, 3$ і обчислюючи відповідні значення $R_{m.p1}, R_{m.p2}, R_{m.p3}$, знаходимо, що мінімальний середній ризик досягається при $s = 1, v = 1,33$. При цьому $\alpha_i = 0,0161$; $\beta_i = 0,0276$; $\bar{p}_i = 1,34$; $R_{\min m. n} = \mathbf{0,0571}$. Звичайний контроль дає значення середнього ризику $R = \mathbf{0,0742}$.

Отже, при збільшенні в середньому на 34 % часу контролю даний алгоритм дає істотне зменшення середнього ризику.

Таким чином, реалізація послідовного оптимального мажоритарного алгоритму в умовах даного прикладу зводиться до наступного. Кожна перевірка полягає у встановленні факту знаходження контрольованого параметра в контрольованому допуску **[8,67 В; 11,33 В]** або зовні його. Значення першого порогу $s = 1$, а другого $n - s + 1 = 3$. Якщо результат першої перевірки "в допуску", то приймається рішення "придатний" і контроль припиняється, якщо "зовні допуску", то виконується третя перевірка. Нарешті, якщо результат третьої перевірки "в допуску", – приймається рішення "придатний", якщо "зовні допуску", – рішення "непридатний".

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1 Артемьев Ю.Н. Качество ремонта и надежность машин в сельском хозяйстве. – М.: Колос, 1981. – 239 с.

2 Кендель В.Г., Кузнецов А.М., Новиков В.С. Оптимальный последовательный алгоритм контроля работоспособности //Радиотехническое оборудование аэропортов и воздушных трасс гражданской авиации. – К.: КИИГА, 1977. – Вып. 1. – С. 63-76.

3 Надежность и эффективность в технике: Справочник. 10 т. В.С. Авдучевский (пред.). – М.: Машиностроение, 1990. – Т.8: Эксплуатация и ремонт / Под ред. В.И. Кузнецова и Е.Ю. Барзиловича. – 320 с.

4 Барзилович Е.Ю. Модели технического обслуживания сложных систем. – М.: Высшая школа, 1982. – 232 с.

5 Каштанов В.А. Оптимальные задачи технического обслуживания. – М.: Знание, 1981. – С. 71.

6 Каштанов В.А. Полумарковские модели процесса технического обслуживания. – М.: Знание. 1987. – С. 94.

7 Майн Х., Осаки С. Марковские процессы принятия решений. – М.: Наука, 1977. – 175 с.

