

УДК 658.562

С.В. Хуторненко, О. І. Федюшин, Д.А. Семенець

Українська інженерно-педагогічна академія, Харків

## МЕТОД АНАЛІТИЧНОГО РОЗРАХУНКУ РОЗМІРУ ЗОНИ ПІДВИЩЕНОГО РИЗИКУ З МЕТОЮ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ НЕОБХІДНОЇ ВІРОГІДНОСТІ КОНТРОЛЮ ЯКОСТІ ВИРОБІВ РАДІОЕЛЕКТРОНІКИ

Для розробленої методики багатоступеневого контролю (яку можна віднести до числа адаптивних форм контролю) запропонований метод аналітичного розрахунку розміру зони підвищеного ризику при різних законах розподілу похибки вимірювання. Розглянуто питання вибору необхідної кількості циклів контролю, що забезпечує необхідний рівень його достовірності.

**Ключові слова:** багатоступеневий контроль, зона підвищеного ризику, ризик виробника, ризик замовника, щільність розподілу похибки вимірювань, вірогідність контролю, радіоелектронні засоби озброєнь.

### Вступ

**Постановка проблеми.** Силові структури України у своїй функціональній діяльності широко використовують радіоелектронні засоби озброєнь (РЗО), які включають засоби інформатизації, телекомунікації і зв'язку, що грають важливу роль в забезпеченні національної безпеки.

Як показує світова і вітчизняна практика, розробка і виготовлення складних сучасних РЗО, таких як апаратура і комплекси зв'язку, спецзв'язку, радіоелектронного управління та ін., а також забезпечення високого рівня готовності і ефективності їх застосування в умовах експлуатації вимагають великих людських і матеріальних витрат. Завдання скорочення цих витрат при одночасному забезпеченні достатньої бойової ефективності РЗО є першочерговою для забезпечення безпеки країни.

Необхідність підвищення загальної ефективності РЗО в умовах обмеження фінансових ресурсів вимагає з одного боку забезпечення бойової готовності, надійності та ефективності бойового застосування, а з іншого боку зниження витрат на розробку, виготовлення та експлуатацію цих засобів, що досягають значних розмірів. Актуальність проблеми полягає в тому, що зі зростанням складності РЗО, застосуванням при їх побудові нової елементної бази (НВІС, ПЛІС, елементи пам'яті, мікропроцесори) значно зростають часові і матеріальні витрати на проведення регулювальних робіт, приймально-здавальних випробувань при виготовленні.

У виробництві масових виробів електронної техніки контроль, як вид отримання інформації про відповідність виробів заданим вимогам (допускам) є найбільш поширеною операцією. Типовими вузлами пристроїв контролю функціонування виробів електроніки та їх статичних і динамічних параметрів є компаратори, індикатори, автоматичні і ручні пристрої вимірювального контролю з аналоговим і цифровим порівнянням. В силу неідеальності даних технічних засобів, вимірювання, що проводяться в рамках контролю, супроводжуються похибками.

При контролі виготовлених виробів, коли проводиться їх розбракування на придатні, дійсні значення контрольованого параметра яких лежать в межах встановленого допуску  $N$  на виріб, і негідні (дефектні), з дійсними значеннями контрольованого параметра, що виходять за межі допуску, похибка вимірювання викликає "спотворення" дійсного значення контрольованого параметра одиничного примірника виробів. Тобто результат вимірювання  $X'$ , що містить випадкову похибку вимірювання  $E$  поблизу меж поля допуску на виріб, призводить до невизначеності (випадковості) оцінки дійсного значення контрольованого параметра  $X$  одиничного примірника, не дозволяючи судити, чи знаходиться контрольований параметр  $X$  в межах допуску чи ні.

Використовуючи результат вимірювання з похибкою, наприклад, при традиційному числовому вимірювальному контролі [1] (який зводиться до такої послідовності дій: вимір значення контрольованого параметра, зіставлення результату вимірювання з межами технологічної норми і видачі висновку про категорію виробів), легко можна побачити, що інтервал невизначеності безслідно не зникає, а обов'язково перетвориться в інтервал невизначеності, всередині якого можливі помилки контролю, тобто помилки першого і другого роду. Помилка першого роду – коли контроль визнає непридатним насправді придатний виріб, помилка другого роду, навпаки, – визнання непридатного виробу придатним. Очевидно і те, що для виробів, результат вимірювання контрольованого параметра яких потрапляє в цей інтервал невизначеності, одного виміру виявляється явно недостатнім для достовірної ідентифікації категорії виробів. І для них потрібно додаткове дослідження.

Виходячи з вище викладеного, напрошується висновок про те, що для підвищення якості організації числового вимірювального контролю РЗО необхідний перехід до багатоетапної організації контролю з встановленням чітких меж інтервалу невизначеності через чинники, що формують його, а також коректне його використання.

**Аналіз літератури.** Аналіз сучасного стану процедур контролю та діагностування РЗО при їх виготовленні та експлуатації показує низький рівень автоматизації використовуваного обладнання. Виготовлення РЕА на підприємствах України вимагає значних виробничих витрат. Однією з головних причин такого становища є низький ступінь автоматизації контрольних-діагностичних операцій при регулюванні, ремонті і випробуваннях різних пристроїв РЕА. Використовуване для цих цілей обладнання є вузькоспеціалізованим, малопродуктивним, вимагає висококваліфікованих фахівців. Застосовуються набори спеціалізованих пультів, орієнтованих на конкретні об'єкти контролю і велика номенклатура стандартних вимірювальних приладів загального застосування, що призводить до необхідності обладнання дорогих робочих місць.

Виходом є застосування автоматизованих систем контролю та діагностування (АСКД). Аналіз формули ефективності показує, що введення в склад інформаційно-вимірювальних систем високопродуктивних АСКД, а також ефективне використання в них розроблених алгоритмів контролю якості і сучасної елементної бази, дозволяє підвищити значення показників бойової ефективності (надійності, боєготовності, боездатності), і при цьому знизити економічні витрати.

Одним з найважливіших засобів контролю виробів електроніки є вимірювальні генератори. Вимірювальні аналогові генератори, у тому числі генератори стандартних сигналів (ГСС), вимагають прийняття певних заходів щодо стабілізації частоти і амплітуди синусоїдального сигналу і зменшення його спотворень. Крім того, нерідко потрібне забезпечення досить широкого діапазону зміни частоти. У сучасних пристроях генерації сигналів методи поліпшення стабільності частоти зводяться до вибору високостабільних компонентів – індуктивностей  $L$  і конденсаторів  $C$ ; застосування температурної компенсації; застосування термостатів забезпечують сталість робочої температури як в цілому генератора, так і його резонаторів (наприклад, кварцу або LC-контур); використання схем автоматичного підстроювання частоти; застосування буферних підсилювальних каскадів (еміттерних повторювачів, каскадів на польових транзисторах з високим входним опором, підсилювачів на широкосмугових операційних підсилювачах та ін.)

Незважаючи на всі ці заходи і конструктивні рішення нестабільність частоти у таких генераторів не вдається знизити до рівня приблизно  $10^{-4}$  (0,01%). Цього достатньо для випробування звичайних радіоелектронних пристроїв, що працюють на частотах до  $10^6 - 10^7$  Гц. Однак для сучасних компонентів засобів телекомунікацій і зв'язку нестабільність частоти повинна бути на 1 – 2 порядки нижче, тобто бути порядку  $10^{-6} - 10^{-5}$ . Для цього доводиться застосовувати вже генератори іншого типу - на основі частотного синтезу і прямого цифрового синтезу форми сигналів.

Найвищу стабільність частоти дають кварцові генератори з кварцовим резонатором, добротність якого досягає сотень тисяч і навіть декількох мільйонів. Для одержання особливо стабільних частот використовуються кварцові генератори, розташовані в термостаті, або навіть молекулярні генератори еталонних частот. Однак, такі генератори будуються на одну або кілька частот. Для отримання широкого діапазону частот (аж до НВЧ) використовуються методи цифрового синтезу частот або генератори на основі прямого цифрового синтезу сигналів заданої (у тому числі синусоїдальної) форми. Ці генератори будуються на основі великих і надвеликих інтегральних мікросхем (ВІС і НВІС). Актуальним питанням є застосування кварцових генераторів з безпосереднім управлінням п'єзрезонансним пристроєм, наприклад, ПРУ з модуляцією міжелектродного зазору, аналіз їхньої стабільності, регулювальних характеристик і шумових властивостей.

Подібний аналіз дозволяє виявити існуючі помилки вимірювання, а також підвищити точність вимірювання контрольованих параметрів електронних виробів.

Слід зазначити, що проблемі підвищення якості технічного контролю РЗО приділяється невиправдано мала увага, про що свідчить досить невелика кількість публікацій з даної проблеми, велика незадоволена потреба промисловості в конкретних методичних рекомендаціях і вказівках.

Контроль РЗО відноситься, в основному, до класу числового вимірювального контролю, тому в якості контрольованого параметра об'єкта може бути число або числовий вектор. Сьогодні на підприємствах вдосконалення операцій контролю даних виробів обмежується в основному трьома шляхами, запропонованими ще в середині минулого століття: застосуванням більш високоточних засобів вимірювання; посилюванням приймальних допусків; організацією контролю в декілька етапів (причому етапи можуть бути рознесені як у часі, так і в просторі). Перший вимагає додаткових витрат на придбання більш високоточних засобів вимірювання, другий збільшує вірогідність помилкового браку виробів; при третьому збільшуються матеріальні та часові витрати на проведення контролю (на наступні етапи переносяться виробу, визнані придатними на попередньому, а, як правило, таких більшість у партії). Основна маса робіт присвячена саме цим методам [1 – 6 та ін].

Підвищення вимог до технічних та експлуатаційних характеристик виробів призводить до зростання обсягів та ускладнення операцій контролю, які в ряді випадків займають 40 – 50% часу виготовлення і складають до 70% їх вартості [1, 4, 6]. Цим пояснюється продовження досліджень з удосконалення операцій контролю. Мало вивчені питання покращення якості контролю, засновані на маніпуляціях з допусками і використанні різних способів обробки результатів вимірювання, хоча вони можуть бути досить цікавими і дієвими [3, 7 – 9]. Вони

зародилися в 70 – 80-х роках минулого століття, але через складність і громіздкість математичного апарату, а також неадекватності обраних математичних моделей істині не набули належного поширення. Нове життя вони набувають в останні роки [10 – 12]. До числа таких відносяться дані дослідження.

Існуючі на сьогоднішній день методики покращення якості числового контролю, що використовують його одноступеневу організацію, практично себе вичерпали і пов'язані зі значними часовими і матеріальними витратами. Більш перспективним напрямком є багатоступеневий контроль, що проводиться за два і більше число циклів. У першому циклі контролюється вся партія виробів в цілому, в наступних – лише вироби, що потрапили в «зону підвищеного ризику» (рис.1). Під останньою розуміється інтервал, де помилки контролю найбільш вірогідні. Методики, побудовані на базі подібних алгоритмів, є новими і малодослідженими.

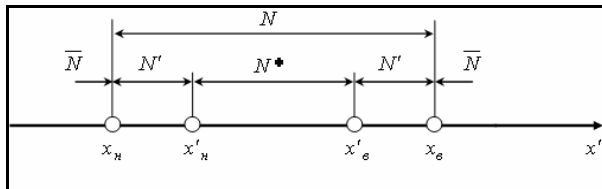


Рис. 1. Межі допусків при контролі

Така ситуація вимагає розробки грамотного і зручного в користуванні інженерного математичного апарату. Поняття зони підвищеного ризику є одним з визначальних у теорії багатоступеневого контролю, тому дуже актуальною є постановка завдання про вибір її розміру  $\Delta$  для різних видів законів розподілу похибки вимірювання.

**Мета статті.** Пропонується метод аналітичного розрахунку розміру зони підвищеного ризику при багатоступеневому контролі якості радіоелектронної апаратури засобів озброєння в умовах виробництва.

### Основна частина

Існування зон підвищеного ризику ґрунтується на тому факті, що локальна вірогідність контролю залежить від результату вимірювання контрольованого параметра. Під достовірністю контролю розуміється ступінь довіри до його результату. Під локальної достовірністю розуміється ступінь довіри до конкретного результату контролю, тобто ступінь довіри до контролю конкретного виробу. У загальному випадку при контролі окремого зразка продукції можуть існувати тільки два результати: подія А – контроль прав, і подія В – контроль помилився. Ступінь довіри визначається ймовірністю правильного результату, тобто ймовірністю  $P(A) = p_0(x')$ , де  $x'$  - результат вимірювання контрольованого параметра. Події А та В несумісні, і утворюють повну групу подій, тому ймовірність їх суми дорівнює сумі ймовірностей, і дорівнює відповідно одиниці:

$$P(A + B) = P(A) + P(B) = 1.$$

Звідси випливає, що:

$$P(A) = p_0(x') = 1 - P(B). \quad (1)$$

Помилки контролю поділяються на помилки першого і другого роду і розцінюються як помилковий або невиявлений брак. Їх ймовірності будемо іменувати ризиками (локальними ризиками) виробника  $p_1$  і замовника  $p_2$  [11]:

$$\begin{aligned} p_1 &= P(X \in N | X' = x' \notin N), \\ p_2 &= P(X \notin N | X' = x' \in N). \end{aligned} \quad (2)$$

Звідси, формула (1) перепишеться як:

$$p_0(x') = 1 - p_1(x') - p_2(x'). \quad (3)$$

Слід зазначити, що у формулі (3) в разі позитивного результату контролю (результат контролю «придатний») буде існувати тільки локальний ризик замовника, величина ж  $p_2(x')$  тотожно дорівнює нулю, у разі ж негативного результату контролю, навпаки, буде існувати тільки локальний ризик виробника. Як видно з формули (3), ймовірність правильного результату контролю залежить від поведінки локальних ризиків. Локальні ризики в околиці нижньої і верхньої меж норми з урахуванням (2) можуть бути знайдені за наступними формулами [11]:

$$\begin{aligned} p_{1H} &= \int_{-\infty}^{x' - x_H} f_{\epsilon}(\epsilon) d\epsilon; & p_{1B} &= \int_{x' - x_B}^{\infty} f_{\epsilon}(\epsilon) d\epsilon; \\ p_{2H} &= \int_{x' - x_H}^{\infty} f_{\epsilon}(\epsilon) d\epsilon; & p_{2B} &= \int_{-\infty}^{x' - x_B} f_{\epsilon}(\epsilon) d\epsilon. \end{aligned} \quad (4)$$

Звернемо увагу на те, що їх поведінка не залежить від розподілу контрольованого параметра  $X$  і визначається тільки розподілом похибки. Знаючи клас останнього, неважко знайти аналітичні вирази ризиків. Для різних класів вони різні і в своїй більшості громіздкі. Проте їх графіки досить схожі: суттєві значення ризиків розташовуються у вузьких  $2\tilde{\epsilon}$  околицях меж норми (рис. 2, а),  $\tilde{\epsilon}$  – середня арифметична похибка. Зокрема, якщо похибка розподілена рівномірно, графіки ризиків мають вигляд гіпотенуз прямокутних трикутників, побудованих на катетах довжиною  $2\tilde{\epsilon}$  по осі абсцис і  $1/2$  по осі ординат. З урахуванням формули (3) поведінка графіка локальної вірогідності контролю буде мати вигляд, представлений на рис. 2, б. З поведінки графіка видно, що вона практично дорівнює одиниці, якщо результат вимірювання розташований в околиці центру норми (допуску), і різко падає (до значення 0,5), якщо він розташований в околиці її меж.

Таким чином, у просторі результатів вимірювань контрольованого параметра можуть бути виявлені зони, де достовірність контролю завжди відмінна від одиниці, а їх розмір може служити мірою достовірного розбиття діапазону результатів вимірювання контрольованого параметра на зони з достовірним і невизначеним прийняттям рішення про якість зразків продукції, що піддаються контролю.

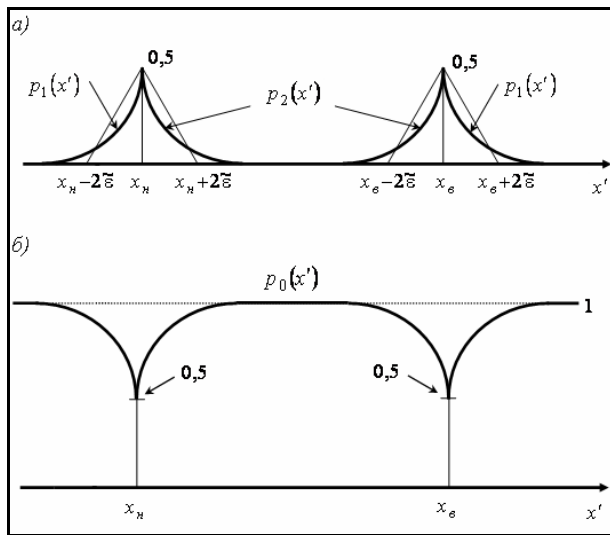


Рис. 2. Поведінка локальних ризиків – а та локальна вірогідність контролю – б

Одну з таких зон з невизначеним прийняттям рішення, що лежить між межами технологічної N та контрольної N\* норм, ми й назвали зоною підвищеного ризику замовника.

Для даної модифікації багатоступеневого контролю представляється очевидним, що розмір зони підвищеного ризику замовника Δ повинен вибиратися таким, щоб ймовірність бракування виробу, виміряне значення контрольованого параметра якого потрапляє в контрольні допуски, була дуже малою. Або, іншими словами, значення локальних ризиків замовника в точках x'н і x'в не повинні перевищувати заздалегідь визначеного гранично допустимого значення.

Виконання поставлених умов дозволить знайти потрібну установку розміру Δ зони підвищеного ризику замовника для даного закону розподілу похибки вимірювань.

У даній роботі визначено розмір зони підвищеного ризику замовника для декількох найбільш поширених законів розподілу похибки вимірювання. Причому, виконання поставленого завдання розіб'ємо на два етапи: на першому етапі визначимо розмір зони підвищеного ризику для розподілів, що мають кінцеве значення похибки (наприклад, Симпсона, арксинуса та інші), на другому розглянемо це ж питання вже для розподілів, що мають нескінченні межі (нормального та подвійного експоненціального).

**Випадок обмежених законів розподілу похибки.** Розглянемо перший випадок. Для цього наведемо вирази щільностей розподілу fε(ε) похибок вимірювання для кожного з нас цікавих нам законів (табл. 1).

Величина l в формулах – максимальна похибка вимірювання. Для знаходження зони підвищеного ризику нам потрібне знання, як було зазначено вище, для кожного із законів аналітичних виразів локальних ризиків замовника. Так як поведінка локальних ризиків замовника в околиці верхньої та нижньої меж норми однакова (рис. 2, а), то обмежимося при розгляді

поведінкою локальних ризиків замовника на верхній межі. Дані аналітичні вирази легко знаходяться за формулами (4). Отримані вирази для кожного з розподілів наведені в табл. 2, а графіки показані на рис. 3. Замість величини l тут використана величина середньої арифметичної похибки ε̄. Це пов'язано з тим, що максимальна похибка l в загальному випадку не може бути визначальною при контролі.

Таблиця 1

Закони розподілу похибок контролю

Розподіл похибок	Графіки	Формула
Рівномірне		$\frac{1}{2l}$ при $ \epsilon  \leq l$
Симпсона		$\frac{1}{l} \left(1 - \frac{ \epsilon }{l}\right)$ при $ \epsilon  \leq l$
Арксинуса		$\frac{1}{\pi l \sqrt{1 - \epsilon^2/l^2}}$ при $ \epsilon  < l$
Нормальне		$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \times \exp\left(-\frac{\epsilon^2}{2\sigma^2}\right)$ при $ \epsilon  < \infty$
Подвійне експоненціальне		$\frac{1}{2l} \exp(- \epsilon /l)$ при $ \epsilon  < \infty$

Наприклад, при масовому виробництві виробів перевищення реальною похибкою її будь-якого як завгодно великого заздалегідь призначеного максимуму зовсім не малоімовірно, а тим більше не неможливо. Тому набагато більш обґрунтованими є обмеження, що накладаються на усереднені відхилення похибки (середнє квадратичне відхилення, середнє арифметичне відхилення та інші).

З поведінки графіків (рис. 3) видно, що для кожного із запропонованих розподілів похибки вимірювання існує своя окрема точка, в якій значення локального ризику замовника зростається в нуль і, отже, локальна вірогідність максимальна.

Очевидно, що саме ця точка і буде визначати розмір Δ зони підвищеного ризику замовника.

Знайти значення даної точки для кожного із законів не складає труднощів. Це можна зробити аналітично. Підставити у відповідні формули для локальних ризиків замовника замість результату вимі-

рювання  $x'$  значення  $x'_B$  і, порівнявши величину  $p_2(x'_B)$  нулю, знайти корінь відповідного рівняння. Шуканий корінь і буде тією точкою. Або ж, що набагато простіше, зробити це графічно. Вона може

бути знайдена як точка перетину відповідного локального ризику з віссю абсцис. Отримані значення розмірів  $\Delta$  зони підвищеного ризику замовника для кожного з законів розподілу похибок вимірювання наведено в останньому стовпчику табл. 2.

Таблиця 2

Розмір зони підвищеного ризику замовника

Розподіл похибок	Ризик замовника в околиці верхньої межі норми $x_B$ , $p_2(x') = p_{2B}(x')$	Розмір зони підвищеного ризику замовника, $\Delta$
Рівномірне	$\frac{1}{4\tilde{\varepsilon}}(x' - x_B + 2\tilde{\varepsilon})$ , при $x_B - 2\tilde{\varepsilon} \leq x' \leq x_B$	$\Delta = 2\tilde{\varepsilon}$
Симпсона	$\frac{1}{18\tilde{\varepsilon}^2}(x' - x_B + 3\tilde{\varepsilon})^2$ , при $x_B - 3\tilde{\varepsilon} \leq x' \leq x_B$	$\Delta = 3\tilde{\varepsilon}$
Арксинуса	$\frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arcsin\left(\frac{2(x' - x_B)}{\pi\tilde{\varepsilon}}\right)$ , при $x_B - \frac{\pi}{2}\tilde{\varepsilon} \leq x' \leq x_B$	$\Delta = \frac{\pi\tilde{\varepsilon}}{2}$
Нормальне	$\frac{1}{2} \left[ 1 + \Phi\left(\frac{(x' - x_B)\sqrt{2}}{\sqrt{\pi}\tilde{\varepsilon}}\right) \right]$ , при $x' \leq x_B$	$\Delta = \Phi^{-1}(1 - 2p_{2Д.}) \frac{\sqrt{2\pi}}{2} \tilde{\varepsilon}$
Подвійне експоненціальне	$\frac{1}{2} \exp((x' - x_B)/\tilde{\varepsilon})$ , при $x' \leq x_B$	$\Delta = -\ln(2p_{2Д.}) \cdot \tilde{\varepsilon}$

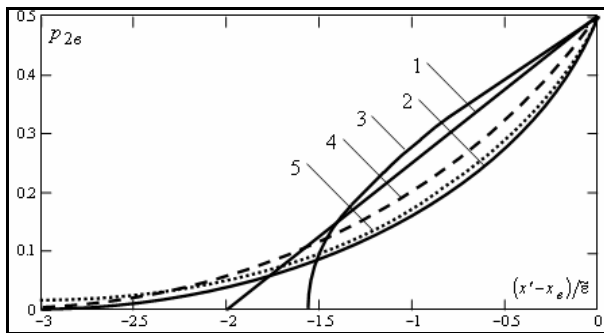


Рис. 3. Локальні ризики замовника при різних розподілах інструментальної похибки в околиці верхньої межі норми:

- 1 – рівномірний розподіл; 2 – розподіл Симпсона;
- 3 – розподіл арксинуса; 4 – нормальний розподіл;
- 5 – подвійний експоненціальний

**Випадок нескінченного розподілу похибки вимірювання.** Більший інтерес представляє знаходження зони підвищеного ризику замовника для розподілу, мають нескінченні межі – нормального і подвійного експоненціального (табл. 1).

Нормальний закон розподілу займає серед інших розподілів особливе положення. Головна його особливість полягає в тому, що він є граничним законом, до якого наближаються інші закони розподілу при досить часто зустрічаючихся типових умовах.

Враховуючи вище викладене, звернемося безпосередньо до обчислення розміру зони підвищеного ризику замовника для нормального закону розподілу похибки вимірювання. Розглянемо для різноманітності дослідження поведінку локального ризику замовника на нижній межі норми. Локальний ризик буде визначатися такою формулою:

$$p_{2H}(x') = \int_{x' - x_H}^{\infty} f_{\varepsilon}(\varepsilon) d\varepsilon.$$

Припустимо, що результат вимірювання контрольованого параметра після контролю має значення  $x'_H$ , тоді локальний ризик в даній точці буде мати вигляд:

$$p_2(x'_H) = \int_{x'_H - x_H}^{\infty} f_{\varepsilon}(\varepsilon) d\varepsilon, \quad (5)$$

де  $x'_H - x_H = \Delta$  – зона підвищеного ризику.

Підставимо у формулу (5) значення для нормального розподілу  $f_{\varepsilon}(\varepsilon)$ :

$$p_2(x'_H) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot \int_{x'_H - x_H}^{\infty} \exp(-\varepsilon^2/2\sigma^2) d\varepsilon. \quad (6)$$

Проінтегрувавши цю формулу по  $\varepsilon$ , отримаємо наступний результат

$$p_2(x'_H) = \frac{1}{2} \cdot \left[ 1 - \Phi\left(\frac{\Delta}{\sigma}\right) \right]. \quad (7)$$

Під символом  $\Phi(*)$  позначений інтеграл ймовірності [5]:

$$\Phi(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_0^x \exp(-t^2/2) dt.$$

Для забезпечення необхідної вірогідності контролю необхідно, щоб значення локального ризику замовника в точці  $x'_H$  не перевищувало деякого гранично допустимого значення  $x'_H$ .

Для цього введемо наступне співвідношення:

$$p_2(x'_H) \leq p_{2Д.}, \quad (8)$$

де  $p_{2д}$  – максимально допустиме значення ризику замовника.

З урахуванням співвідношення (8), отримуємо:

$$\frac{1}{2} \left[ 1 - \Phi \left( \frac{\Delta}{\sigma} \right) \right] \leq p_{2д}; \quad \Phi \left( \frac{\Delta}{\sigma} \right) \geq 1 - 2p_{2д}.$$

Взявши, наприклад,  $p_{2д} = 0,0001$  отримуємо:

$$\Delta \geq 3,72 \cdot \sigma.$$

Або ж, в одиницях середнього арифметичного відхилення  $\tilde{\epsilon}$ :

$$\Delta \geq 2,97 \cdot \tilde{\epsilon}.$$

З наведених результатів видно, що нормальний розподіл має зону підвищеного ризику

$$\Delta \approx 3\tilde{\epsilon}.$$

Провівши аналогічне дослідження для подвійного експоненціального розподілу, отримуємо результат для зони підвищеного ризику:

$$\Delta = - (2p_{2д}) \cdot \tilde{\epsilon}. \quad (9)$$

При тому ж значенні  $p_{2д} = 0,0001$  отримуємо результат  $\Delta$  для подвійного експоненціального:

$$\Delta = 8,5\tilde{\epsilon},$$

що значно більше зони підвищеного ризику замовника для нормального розподілу.

З проведеного дослідження видно, що для кожного з розподілів, що мають нескінченну границю, можна говорити лише про вибір свого розміру зони з підвищення ризику замовника для певного гранично допустимого ризику замовника, для розподілів же обмежених можна вибрати розмір, при якому ризик замовника згортається в нуль, і, як наслідок, досягти максимальної вірогідності контролю.

Таким чином, при відомих законах розподілу інструментальної похибки можна знайти точне значення локального ризику замовника, і відповідно визначити розмір зони підвищеного ризику.

За відсутності інформації про тип розподілу бажано мати орієнтовну оцінку розміру зони. Розглянемо випадок, коли похибка вимірювання описується довільним законом розподілу. Побудуємо для цього випадку графік локального ризику замовника  $p_{2в}(x')$ , представивши результат вимірювання  $x'$  в одиницях середнього арифметичного відхилення (рис. 4, крива 1). Цей графік на ділянці своїх істотних значень із задовільною для інженерної практики точністю збігається з графіком локального ризику замовника для рівномірного розподілу з тим же (рис. 4, крива 2).

Таким чином, рівномірний закон розподілу можна прийняти як лінійну апроксимацію для довільного розподілу похибки. Звідси випливає, що розмір зони підвищеного ризику для довільного закону розподілу похибки повинен мати значення

**Визначення необхідного числа циклів багатоступеневого контролю.** Для виробів, виміряне значення контрольованого параметра яких потрапляє в зону підвищеного ризику замовника, ризик

замовника також не повинен перевищувати гранично допустимого значення.

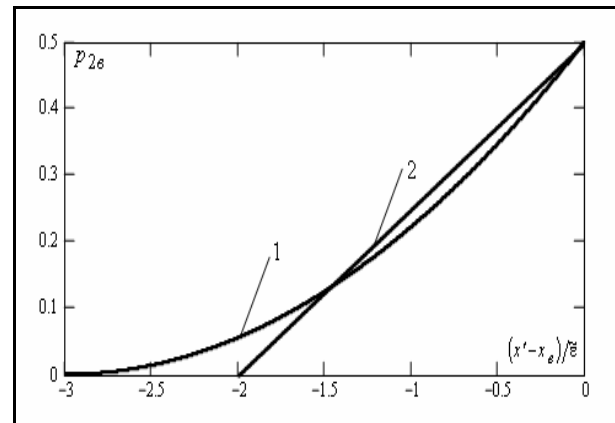


Рис. 4. Лінійна апроксимація локального ризику

Це досягається за рахунок проведення додаткових перевірок для тієї частини виробів, які потрапляють в цю зону.

Однак, в даному випадку, оскільки ми маємо справу із зоною, слід говорити вже не про локальне, а про середній ризик замовника [6], який є результатом усереднення локальних ризиків по всіх можливих наслідках. Його можна трактувати як ймовірність того, що довільне виріб, який підлягає контролю, буде помилково визнано придатним.

Таким чином, середній ризик замовника для виробів, що потрапили в зону підвищеного ризику, не повинен перевищувати гранично допустимого значення.

На даному етапі може бути поставлена задача вибору мінімального числа циклів багатоступеневого контролю, при якому забезпечується виконання поставленої вище умови.

Для цього визначається вираз:

$$\rho = \frac{N_2 \cdot 100}{N \cdot \bar{p}_{2д}} \quad (10)$$

числа негідних виробів  $N_2$  в партії після традиційного контролю [1] до допустимого їх числа  $N \cdot \bar{p}_{2д}$  (обсяг партії, гранично допустиме значення ризику замовника).

Далі обчислюються середні ризики замовника  $\bar{p}_{2m}$  при багатоступеневому контролі для різних значень  $m$ , і знаходять співвідношення середнього ризику замовника  $\rho(m)$  при (традиційному контролі)  $\bar{p}_{21}$  при  $m=1$  до середнього ризику замовника  $\bar{p}_{2m}$  при:  $m > 1$  ( $m = 2, 3, \dots$ ):

$$\rho(m) = \frac{\bar{p}_{21}}{\bar{p}_{2m}}. \quad (11)$$

Обчислення за формулою (11) проводяться до тих пір, поки вони не перевищать значення  $\rho$  – дивіться формулу (10). Отримане при цьому значення вказує необхідну кількість ступенів контролю, при якій кіль-

кість помилково визнаних придатними виробів буде нижче заданого рівня бракованих виробів у партії.

### Висновки

При багатоступеневому контролі за рахунок вибору розміру зони підвищеного ризику замовника, що враховує вид відповідного розподілу інструментальної похибки вимірювання, забезпечується заданий рівень вірогідності контролю для виробів, результат вимірювання контрольованого параметра яких потрапляє в контрольну норму. Для виробів же, що потрапили в зону підвищеного ризику, те ж значення вірогідності контролю забезпечується за рахунок проведення для них додаткових циклів впізнання. Мінімальну кількість циклів, які забезпечують виконання поставленої умови, досить легко вибрати ще до проведення безпосередньо процедури контролю.

### Список літератури

1. Бондаревский А.С. Развитие операций контроля в радиотехнике и вопросы их точности [Текст] / А.С. Бондаревский // Радиотехника. – 1995. – № 4-5. – С. 164-170.
2. Ординарцева Н.П. Метрологические аспекты технического контроля [Текст] / Н.П. Ординарцева // Измерительная техника. – 1993. – № 5. – С. 6-7.
3. Рубичев Н.А. Вероятностный анализ многоэтапного допускового контроля по одному параметру при независимости погрешностей измерения [Текст] / Н.А. Рубичев, В.Д. Фрумкин // Измерительная техника. – 1988. – № 9. – С. 10-13.
4. Сретенский В.Н. Метрологическое обеспечение производства приборов микроэлектроники. – М.: Радио и связь, 1988. – 144 с.
5. Практикум по вероятностным методам в измерительной технике / под ред. В.В. Алексеева. – СПб.: Энергоатомиздат, 1998. – 258 с.
6. Федоров В.К. Контроль испытания в проектировании и производстве радиоэлектронных средств / В.К. Федоров, Н.П. Сергеев, А.А. Кондрашин. – М.: Техносфера, 2005. – 504 с.
7. Камхин Я.Б. Исследование эффективности двухступенчатого автоматического контроля размеров изделий моделированием на ЭЦВМ. [Текст] / Я.Б. Камхин // Измерительная техника. – 1972. – № 7. – С. 16-20.
8. Лучкин С.Л. Об одном способе повышения достоверности результатов контроля. [Текст] / С.Л. Лучкин // Метрология. – 1976. – № 9. – С. 10-15.
9. Карпов Л.И. Инженерные методы оценки и контроля качества в серийном производстве / Л.И. Карпов, В.Г. Литвинов, В.А. Яворский. – М.: Изд-во стандартов, 1984. – 215 с.
10. Большевцев А.Д. Многоступенчатый измерительный контроль. [Текст] / А.Д. Большевцев // Измерительная техника. – 1990. – № 9. – С. 15-17.
11. Большевцев А.Д. Числовой измерительный контроль повышенного качества. [Текст] / А.Д. Большевцев // Измерительная техника. – 1990. – № 5. – С. 3-5.
12. Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю / С.Т. Володарський, В.В. Кухарчук та інші. – Вінниця: ВДТУ, 2001. – 219 с.
13. Федюшин А.И. Об одном способе повышения достоверности числового измерительного контроля. [Текст] / А.И. Федюшин // Украинский метрологический журнал. – 2004. – Вып. № 1. – С. 14-17.
14. Федюшин А.И. Оценка средних рисков модифицированного многоступенчатого контроля. [Текст] / А.И. Федюшин – В сб. трудов 6-го Междунар. молодежного форума “Радиоэлектроника и молодежь в XXI веке”. – Х.: ХНУРЭ, 2002. – Ч. 2. – С. 283-284.
15. Федюшин А.И. Формулы для расчета средних рисков контроля. [Текст] / А.И. Федюшин // Вісник Східноукраїнського національного університету ім. В. Даля. – № 6(64). – Луганськ, 2003. – С. 33-38.

Надійшла до редколегії 18.10.2011

Рецензент: д-р техн. наук, проф. В.Д. Сахацький, Українська інженерно-педагогічна академія, Харків.

### МЕТОД АНАЛИТИЧЕСКОГО РАСЧЕТА РАЗМЕРА ЗОНЫ ПОВЫШЕННОГО РИСКА С ЦЕЛЬЮ ОБЕСПЕЧЕНИЯ НЕОБХОДИМОЙ ДОСТОВЕРНОСТИ КОНТРОЛЯ КАЧЕСТВА ИЗДЕЛИЙ РАДИОЭЛЕКТРОНИКИ

С.В. Хуторненко, А.И. Федюшин, Д.А. Семенец

Для разработанной методики многоступенчатого контроля (которую можно отнести к числу адаптивных форм контроля) предложен метод аналитического расчета размера зоны повышенного риска при различных законах распределения погрешности измерения. Рассмотрены вопросы выбора необходимого количества циклов контроля, обеспечивающего требуемый уровень его достоверности.

**Ключевые слова:** многоступенчатый контроль, зона повышенного риска, риск производителя, риск заказчика, плотность распределения погрешности измерений, достоверность контроля, радиоэлектронные средства вооружений.

### METHOD OF ANALYTICAL CALCULATION OF THE SIZE OF HIGH-RISK AREAS FOR THE PURPOSE OF MAINTENANCE OF NECESSARY RELIABILITY OF CONTROL QUALITY OF PRODUCTS OF RADIOELECTRONICS

S.V. Khutornenko, A.I. Fedyushin, D.A. Semenech

For developed technique of multi-stage control (which can be regarded as a form of adaptive control), method of analytical calculation of the size of high-risk areas for different laws of distribution of measurement error is offered. Questions of the select the desired number of cycles of control, which provides the required level of reliability to be considered.

**Keywords:** multi-stage control, area of the promoted risk, risk of producer, risk of customer, closeness of distributing of error of measurings, control authenticity, radio electronic facilities of armaments.