Лекція 2

ВИПРОБУВАННЯ НА НАДІЙНІСТЬ ЗАСОБІВ ВИМІРЮВАННЯ

2.1 Особливості оцінки надійності за результатами випробувань

Розрахункові методи оцінки надійності не завжди можна використовувати для визначення показників надійності засобів вимірювання. Це пов'язано з тим, що не для всіх ЗВ розроблені таки методи, і не всі показники можна розрахувати аналітично. У цьому випадку надійність ЗВ може бути оцінена за результатами випробувань.

На стадії розробки ЗВ проводяться випробування, метою яких є визначення відповідності конструкції ЗВ вимогам з надійності, їх ще називають **визначальними випробуваннями**.

При серійному виготовленні ЗВ окрім визначальних проводять також **контрольні випробування** на надійність, які призначені для контролю відповідності серійної продукції вимогам з надійності, що приведені у технічних умовах і враховують результати визначальних випробувань.

Оскільки контроль надійності виконується на основі випробувань вибірки, то при прийнятті рішень можливі два види помилок:

- помилка першого роду, коли добра партія бракується;
- помилка другого роду, коли погана партія приймається за добру.

Ймовірність помилки першого роду називається ризиком виробника і позначається буквою α. Ймовірність помилки другого роду називається ризиком споживача і позначається буквою β . Дуже часто беруть $\alpha = \beta = 0.2$. Існує три основних статистичних методи контролю надійності: – метод одноразової вибірки (одиночний контроль); – метод дворазової вибірки (подвійний контроль); – метод послідовного аналізу.

Сукупність умов випробувань контрольованих ТЗ і правил прийняття рішень називається планом контролю (control plan). Під сукупністю умов випробувань розуміються умови приймання і бракування, задані значення α і β, встановлений об'єм випробувань тощо. Правила прийняття рішень визначаються методами контролю. Через те що число сполучень різних умов випробувань і правил прийняття рішень може бути значущим, то і кількість різних планів досить велика.

Метод одноразової вибірки полягає в тому, що з контрольованої партії об'ємом N береться одна випадкова вибірка обсягом n ТЗ. Виходячи з N, n, α і β , встановлюються оціночні нормативи (приймальний і бракувальний рівні) A0 і A1 . Якщо вибіркове значення контрольованого параметра менше або дорівнює А0 , то партія приймається, якщо більше або дорівнює А1 , то партія бракується.

Експериментальні методи оцінки надійності вимагають випробувань значного числа зразків, тривалого часу та витрат. Це не дозволяє проводити належні випробування з надійності ЗВ, що випускаються малими серіями, а для ЗВ, що випускаються великими серіями, це приводить до затримки отримання достовірної інформації про надійність. Тому при оцінках і контролі надійності ЗВ прагнуть до скорочення об'єму випробувань.

Об'єм випробувань, необхідний для підтвердження заданих показників надійності, скорочують шляхом: прискоренням режимів; оцінки надійності за малою кількістю відмов; зменшення кількості зразків за рахунок збільшення тривалості випробувань; використання різносторонньої інформації про надійність елементів і вузлів засобу вимірювання.

Для ЗВ, що не відновлюються, за результатами випробувань визначають ймовірність безвідмовної роботи, а для ЗВ, що відновлюються, – середній час напрацювання на відмову і середній час відновлення працездатного стану.

Випробування напівпровідникових приладів на надійність

Надійність електронних пристроїв значною мірою залежить від надійності напівпровідникових елементів. Оскільки умови експлуатації стали жорсткішими, підвищилися вимоги до працездатності напівпровідникових елементів. Основним засобом забезпечення високонадійної роботи напівпровідникових приладів є ретельно продумана конструкція і технологія, розрахована на забезпечення тривалої (10-15 років) роботи напівпровідникових приладів в широкому діапазоні механічних (удари, постійні прискорення, вібрації) і кліматичних (тиск, температура вологість) навантажень. Крім того, необхідний найжорсткіший контроль за дотриманням технології. Проте прилади можуть мати дефекти, чітко виражені, які легко забракувати на якому-небудь з етапів технологічного процесу або приховані дефекти, які можна виявити тільки за допомогою спеціальних засобів. Так, наприклад, негерметичність приладів можна перевіряти, поміщаючи їх на тривалий термін в камеру вологи, опускаючи в гаряче масло, за допомогою ацетону, гелієвого течепошукувача і т.п. Погані контакти і металеві частинки, що випадково потрапили в корпус приладу, виявляються, піддаючи прилад вібрації від струму. Короткочасно виникаючі обриви і КЗ фіксують за допомогою спеціальних тригерних схем. Погану напайку кристала на кристалоутримувач і, виникаючий при цьому локальний перегрів кристала, можна виявити, використовуючи спеціальні інфрачервоні мікроскопи. Деякі дефекти можна виявити, якщо піддати прилади поперемінній дії високих і низьких температур (термоциклування), ударним і вібраційним навантаженням, роботі під струмом при високих рівнях потужності. Всі ці заходи носять технологічний характер, але не відносяться до категорії випробувань, хоча проводяться на тому устаткуванні і по тій же методиці.

У завдання випробувань входять не забезпечення, а контроль рівня якості. Випробування проводять після закінчення технологічного циклу на готовій продукції. Випробування підрозділяють на руйнуючі і неруйнуючі. Під руйнуючими розуміють такі випробування, які використовують значну часто ресурсів працездатності приладу. Неруйнуючі випробування практично не використовують ресурси працездатності і не пов'язані з можливістю внесення прихованих дефектів. Неруйнуючим випробуванням можуть бути піддані всі 100 % виготовлених приладів, проте частіше вибірка, взята від усієї партії. Руйнуючі випробування проводять тільки вибірково і прилади, піддані таким випробуванням відвантаженню споживачу не підлягають. Основні види випробувань напівпровідникових приладів наступні:

а) зовнішній вигляд – якість забарвлення, маркировка, лудіння виводів; відповідність креслення за габаритними розмірами;

б) міцність виводів на вигини, обрив, кручення;

в) якість скляних ізоляторів;

г) корозійна стійкість елементів корпусу і виводів;

д) паяємість виводів;

е) герметичність корпусу;

ж) відповідність електричних параметрів нормам ТУ (високі і низькі температури);

з) удароміцність і віброміцність;

и) вібростійкість;

к) термоциклування (здатність витримувати перепади температур);

л) відсутність короткочасних обривів або КЗ в конструкції приладу;

м) безвідмовність і довговічність;

н) здатність зберігати свої властивості при тривалому зберіганні;

о) стійкість до особливих видів дії (морський туман, цвілеві грибки, радіація, робота в умовах вакууму, стійкість до спиртобензинової суміші).

Випробування діляться на 4 категорії:

1. Випробування, яким повинні піддавати кожну партію - приймально - здавальні, вони:

а) не повинні бути тривалими;

б) повинні розповсюджуватися на найважливіші властивості приладів.

У цю категорію входять, головним чином, перевірка зовнішнього вигляду, електричних параметрів і деякі механічні і кліматичні випробування.

2. Періодичні випробування, до яких входять механічні і кліматичні випробування. Їх проводять на вибірці, що накопичується з різних партій, виготовлених за контрольований період.

3. Випробування, які, звичайно, проводять для нової конструкції приладу, що серійно випускається, називаються кваліфікаційні. До них відносяться випробування на механічну міцність виводів, на відсутність механічних резонансів елементів конструкції.

4. Випробування за спеціальною програмою на тривале зберігання і тривалі (5000-10000 год) стендові випробування приладів.

2.2 Основні відомості про статистичні методи обробки спостережень

За результатами визначальних або контрольних випробувань ЗВ отримується вибірка $x1, x2, \ldots, xn$ об'єму n. Елементами вибірки можуть бути, наприклад, кількість відмов ЗВ на певному інтервалі часу, значення напрацювання ЗВ до першої відмови, значення часу відновлення ЗВ і т. ін.

Методи математичної статистики дозволяють за властивостями вибірки визначити властивості генеральної сукупності.

Генеральна сукупність – множина, що містить всі однорідні об'єкти, які мають якості, що цікавлять. Одним із завдань є оцінка параметрів розподілу генеральної сукупності.

За даними вибірки можна визначити так звані точкові оцінки параметрів розподілу

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i ;$$

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2 ,$$

де $\bar{x}$ і s^2 – точкові оцінки математичного очікування α і дисперсії σ^2 генеральної сукупності, відповідно.

За допомогою тільки однієї точкової оцінки параметра α_0 не можливо оцінити точність з якою проведена оцінка цього параметра α генеральної сукупності. Тому разом з точковою оцінкою α_0 застосовують довірчий інтервал $(\alpha_0 - \delta_1,\ \alpha_0 + \delta_2)$, в якому з високою ймовірністю $1 - p$ буде знаходиться дійсне значення параметра α генеральної сукупності. Число p є найбільшим значенням ймовірностей, при яких подія вважається практично неможливою, і називається **рівнем значущості**. Величина $1 - p$ називається **довірчою ймовірністю**.

Довірчою ймовірністю називають ймовірність того, що дійсне значення параметра, що оцінюється, або числової характеристики лежить у заданому довірчому інтервалі.

Позначимо відхилення вибіркового параметра α_0 від досліджуваного генерального α через $\Delta\alpha$. Нехай $f(x)$ і $F(x)$ є щільність і функція розподілу випадкової величини $\Delta\alpha$, а δ – деяке позитивне число.

Ймовірність $P\{|\Delta\alpha| \le \delta\}$, того, що $|\Delta\alpha|$ не перевершує δ, можна визначити за формулами

$$P\{|\Delta\alpha| \le \delta\} = P\{|\alpha - \alpha_0| \le \delta\} = P\{\alpha_0 - \delta \le \alpha \le \alpha_0 + \delta\};$$

$$P\{\alpha_0 - \delta \le \alpha \le \alpha_0 + \delta\} = \int_{-\delta}^{\delta} f(x)dx = F(\delta) - F(-\delta) .$$

Таким чином, якщо відомі значення $f(x)$ або $F(x)$, то можна обчислити ймовірність нерівності $\alpha 0 - \delta \le \alpha \le \alpha 0 + \delta$.

На практиці основний інтерес представляють два варіанти односторонньої ймовірності: перший, що числова характеристика не менше нижньої межі і другий, що числова характеристика не вище верхньої межі. Перша умова, зокрема, відноситься до ймовірності безвідмовної роботи і середнього часу напрацювання на відмову, друга – до середнього часу відновлення.

На стадії випробувань дослідних зразків ЗВ, як правило, приймають $\alpha = 0,7 \ldots 0,8$, а на стадії передачі розробки у серійне виробництво – $\alpha = 0,9 \ldots 0,95$.

Нижні значення характерні для дрібносерійного виробництва і високої вартості випробувань.

При оцінці надійності також часто вирішується зворотне завдання: за заданою ймовірністю *p* визначають довірчі межі. Звичайно рішення цієї задачі має вигляд

$$\Psi_1\left(\nu_{1-\frac{p}{2}}\right) \le \alpha \le \Psi_2\left(\nu_{1+\frac{p}{2}}\right),$$

де Ψ_1 і Ψ_2 – деякі функції;

$\nu_{1-\frac{p}{2}}$ і $\nu_{1+\frac{p}{2}}$ – симетричні квантилі розподілу випадкової величини ν;

α – параметр розподілу генеральної сукупності, що оцінюється.

Квантилем νp **випадкової величини** $\boldsymbol{\nu}$, що має функцію розподілу $F(x)$, називається таке значення випадкової величини ν, при якому $p\ \{\nu < \nu p\} = p$. Іншими словами, νp є рішення рівняння $F(\nu p) = p$. Квантиль νp називається ***p*·100%-им квантилем**.

Квантилі того або іншого розподілу знаходяться за допомогою статистичних таблиць

Розглянемо **інтервальну оцінку середнього значення.** Нехай в результаті проведення випробувань надійності ЗВ була отримана низка незалежних спостережень випадкової величини X: $x1$, $x2$, …, xn. За допомогою формул обчислені вибіркове середнє і вибіркова дисперсія s^2. Необхідно знайти інтервальну оцінку генерального середнього α при рівні значущості p.

Якщо випадкова величина X має нормальний розподіл, оцінка генерального середнього α визначається виразом

$$\bar{x} - \frac{s}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{p}{2}} \le \alpha \le \bar{x} + \frac{s}{\sqrt{n}} t_{1-\frac{p}{2}},$$

де n – об'єм вибірки;

$t_{1-\frac{p}{2}}$ – квантиль t-розподілу (розподілу Стьюдента) для $f = n - 1$ ступенів свободи (див. додаток А).

Величина t розподілу Стьюдента задається виразом

$$t = \frac{\bar{x} - \alpha}{s}\sqrt{n}.$$

Розподіл величини t залежить від числа ступенів свободи дисперсії s^2.

Якщо випадкова величина X розподілена експоненціально, довірчий інтервал для її середнього значення визначається за формулою

$$\frac{2\bar{x}n}{\chi^2_{\frac{p}{2}}} \le \alpha \le \frac{2\bar{x}n}{\chi^2_{1-\frac{p}{2}}},$$

де $\chi^2_{\frac{p}{2}}$, $\chi^2_{1-\frac{p}{2}}$ – квантилі розподілу χ^2 (розподілу Пірсона) з $2n$ ступенями свободи (див. додаток Б).

Для вибірки з елементами $x_1, x_2, \ldots, x_n$ через χ^2 позначається сума

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{n}\left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}\right)^2 = \frac{fs^2}{\sigma^2}.$$

де $f = n - 1$ – число ступенів свободи.

Довірчий інтервал для σ^2 будується за допомогою χ^2-розподілу. Якщо випадкова величина X розподілена нормально, двостороння довірча оцінка генеральної дисперсії задається нерівністю

$$\frac{fs^2}{\chi^2_{1-\frac{p}{2}}} \le \sigma^2 \le \frac{fs^2}{\chi^2_{\frac{p}{2}}}.$$

2.3 Перевірка статистичних гіпотез

Статистичною гіпотезою називається деяке припущення про значення генеральних статистичних характеристик або про невідомий розподіл $F(x)$ випадкової величини. За даними вибірки обчислюються статистичні показники, які називають **критеріями перевірки**. Користуючись цими критеріями, встановлюється відповідають експериментальні дані висунутій гіпотезі. За результатами перевірки гіпотеза може бути або відкинута, або не відкинута.

Гіпотеза називається **параметричною**, якщо функція розподілу $F(x)$ задана окремими параметрами і будується щодо цих параметрів. Висуваються також гіпотези іншого виду, основою яких не є припущення про конкретний вид розподілу. Ці гіпотези називаються **непараметричними**. З їх допомогою перевіряється наявність передбачуваної функції розподілу.

Порівняння дисперсій. Нехай зроблено дві вибірки. Одна вибірка з генеральній сукупності з дисперсією σ_1^2 (дисперсія цієї вибірки s_1^2 має $f_1 = n_1 - 1$ ступенів свободи); друга – зроблена з генеральної сукупності з дисперсією σ_2^2 і характеризується вибірковою дисперсією s_2^2 з $f_2 = n_2 - 1$ ступенів свободи. Необхідно з'ясувати, чи є вибіркові дисперсії s_1^2 і s_2^2 оцінками однієї і тієї ж генеральної дисперсії при рівні значущості p. Висувається гіпотеза про рівність генеральних дисперсій: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, яка називається **нульовою гіпотезою**.

Для перевірки цієї гіпотези застосовується відношення

$$F = \frac{s_1^2}{\sigma_1^2} \bigg/ \frac{s_2^2}{\sigma_2^2},$$

де $s_1^2 = \max(s_1^2, s_2^2)$.

Розподіл величини F називається F-розподілом Фішера

У разі нульової гіпотези

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2, \qquad F = s_1^2 / s_2^2 .$$

Якщо в результаті експерименту нерівність $\sigma_1^2 < \sigma_2^2$ не виконується, то нульова гіпотеза відкидається якщо

$$\frac{s_1^2}{s_2^2} > F_{1-p}(f_1, f_2).$$

Якщо заздалегідь невідоме співвідношення між σ_1^2 і σ_2^2, то нульова гіпотеза відкидається якщо

$$\frac{s_1^2}{s_2^2} > F_{1-\frac{p}{2}}(f_1, f_2).$$

Нехай тепер потрібно порівняти k дисперсій ($k > 2$) при рівні значущості p. Порівняння здійснюється за допомогою критерію Кохрана. При цьому порівнюється відношення

$$G = \frac{\max\left(s_1^2, s_2^2, \dots, s_k^2\right)}{s_1^2 + s_2^2 + \dots + s_k^2}$$

з квантилем G_{1-p} розподілу Кохрана (див. додаток Г). Якщо $G > G_{1-p}$, нульова гіпотеза відкидається.

з квантилем G_{1-p} розподілу Кохрана (див. додаток Г). Якщо $G > G_{1-p}$, нульова гіпотеза відкидається.

Порівняння середніх. Нехай взято дві вибірки: $x_1, x_2, \dots, x_n$ і $y_1, y_2, \dots, y_n$, з двох різних генеральних сукупностей з генеральними середніми α_1, α_2 і дисперсіями σ_1^2 і σ_2^2. Середні і дисперсії вибірок: $\bar{x}$ і $\bar{y}$, s_1^2 і s_2^2.

Припустимо, що генеральні сукупності розподілені нормально. Залежно від співвідношення між s_1^2 і s_2^2 можливі два випадки. Перший з них характеризується тим, що $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ (це встановлюється за експериментальними даними за допомогою критерію Фішера). Тоді середньозважена дисперсія визначається за формулою

$$s^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2},$$

і має $f = n_1 + n_2 - 2$ ступенів свободи.

Нульова гіпотеза $\alpha_1 = \alpha_2$ відкидається, якщо

$$|\bar{x} - \bar{y}| \ge t_{1-\frac{p}{2}} s \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

при двосторонньому критерії або

$$|\bar{x} - \bar{y}| \geq t_{1-p} s \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$$

при односторонньому критерії. Тут використовуються квантилі розподілу Стьюдента з $f = n_1 + n_2 - 2$ ступенями свободи

У другому випадку, коли $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ нульова гіпотеза відкидається якщо

$$|\bar{x} - \bar{y}| > \frac{\frac{s_1^2}{n_1} t_{1-\frac{p}{2}, f_1} + \frac{s_2^2}{n_2} t_{1-\frac{p}{2}, f_2}}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}.$$

Тут використовуються квантилі розподілу Стьюдента з $f_1 = n_1 - 1$ і $f_2 = n_2 - 1$ ступенями свободи. Якщо замінити $p/2$ на p, то цей двосторонній критерій перетворюється на односторонній.

Завдання про порівняння середніх доводиться вирішувати під час розгляді впливу конструктивних, технологічних та експлуатаційних чинників на зміну показників надійності ЗВ.