

моментом появи квантуючих імпульсів. У найгіршому випадку похибка квантування становить

$$\delta_{\kappa} = \pm \frac{1}{n_x} = \pm \frac{1}{f_o \cdot t_{ix}} \quad (9)$$

У випадку вибору ОМК середньої швидкодії (f_o складає на рівні 33...50 МГц) під час вимірювання імпульсів з $t_{ix} = 1 \text{ мкс} \dots 5 \text{ мс}$ δ_{κ} буде в межах $\pm 0,2 \dots \pm 2\%$.

1. ГОСТ 13109-97. Электрическая энергия. Совместимость технических средств электромагнитная. Нормы качества электрической энергии в системах электроснабжения общего назначения.
2. Жежеленко И.В. Высшие гармоники в системах электроснабжения промпредприятий. 4-е изд., перераб. и доп. – М.: Энергоатомиздат, 2000. – 331 с.
3. Грязнов М.И. Интегральный метод измерения импульсов. – М.: Сов. Радио, 1975. – 280 с.
4. Маграчез З.В. Аналоговые измерительные преобразователи одиночных сигналов. – М.: Энергия, 1974. – 224 с.
5. Series 626 Universal Disturbance Analyser. DRANETZ TECHNOLOGIES INC. – EDISON, USA, 1991. – 15 с.
6. Дорочина О.М., Лавров Г.Н., Ванько В.М. А.с. №1674000 (СССР). Способ контроля импульсов с уплощенной вершиной и устройство для его реализации. – Бюл. изобр., 1988, №32.
7. Дорочина О.М., Лавров Г.М., Ванько В.М. Патент України №18442. Пристрій для контролю імпульсів перешкоди електричного

сигналу. – Бюл. винах., 1997, №6. 8. Рыжевский А.Г., Шабалов Д.В. Автоматизация контроля формы моноимпульсных сигналов. – М.: Энергоатомиздат, 1986. – 96 с.
9. Конторович М.И. Операционное исчисление и процессы в электрических цепях. – М.: Сов. радио, 1975. – 320 с.
10. Ванько В.М., Столярчук П.Г. Сучасні ІВС контролю основних параметрів якості та функціонального стану електричної мережі // Матеріали VI Міжнар. конф. «Контроль і управління в складних системах» (КУСС-2001), Вінниця, Видавництво: УНІВЕРСУМ-Вінниця, том 2. – 2001, С.133-135.
11. Ванько В.М., Чайковський О.І. Інформаційно-вимірювальна система діагностики статичних і динамічних характеристик якості електроенергії // Праці Другої української конференції з автоматичного керування «АВТОМАТИКА-95». – Львів, 1995. – С. 76-77.
12. Ванько В.М. Патент України №72638. Цифровий вольтметр змінної напруги електромережі. – Бюл. винах., 2005, №3.
13. Цифровая обработка сигналов в измерительной технике / А.А. Горлач, М.Я. Минц, В.Н. Чинков. – К.: Техніка, 1985. – 151 с.
14. Волгин Л.И. Измерительные преобразователи переменного напряжения в постоянное. – М.: Сов. радио, 1977. – 240 с.
15. Метрологія та вимірювальна техніка: Підручник / Є.С. Поліщук, М.М. Дорожовець, В.О. Яцук, В.М. Ванько, Т.Г. Бойко; За ред. Є.С. Поліщука. – Львів: Вид-во Бескид Біт, 2003. – 544 с.

УДК 621.317.73

ОЦІНЮВАННЯ ЯКІСНОГО РІВНЯ ТОВАРУ ЯК ІМОВІРНІСНА ЗАДАЧА

© Бойко Т.Г., Бубела Т.З., Столярчук П.Г., 2006
Національний університет "Львівська політехніка"

Запропоновано методикку обробки результатів декількох серій прямих вимірювань з багаторазовими спостереженнями під час дослідження якісних властивостей виробів

Під час оцінювання якості вимірювальний експеримент і знаходження значення вимірюваної величини є одним з найбільш надійних джерел інформації про якісні властивості товару. Для порівняння, експертні і органолептичні методи дають значно суб'єктивніші оцінки, які важче піддаються строгому математичному опису.

Через те, що оцінка якості результату вимірювання звичайно базується не на величині похибки, а на її імовірнісних характеристиках, то є доцільним формувати оцінку якості виробу також на

основі характеристик імовірності. Результат вимірювання може бути (не залежно від наших знань про нього) дуже близьким до значення вимірюваної величини, але не викликати при цьому відповідної довіри. Так само показники якості виробу можуть бути максимально наближені до своїх оптимальних значень, але через обмеженість наших знань про це ми оцінюємо цей товар не дуже високо або навпаки.

Висновок, що значення будь-якої характеристики показника виробу, отримане в

результаті вимірювання, є випадковою величиною підтверджується тим, що процес вимірювання значень характеристик завжди супроводжується випадковою складовою похибки, причому досліджуються різні вироби, а від зразка виробу до зразка чи від партії до партії значення характеристик теж змінюються випадково. Крім того дослідження виконуються з різною метою в різний час з використанням різної інструментальної бази (наприклад, вимірювання виконані відділом технічного контролю підприємства і випробувальною лабораторією органу сертифікації), що теж може вносити розкид в значення характеристик.

Відповідно значення, отримані в результаті досліджень якісних властивостей, мають значний розкид. Очевидно, що більш важливим є ступінь впевненості у високих характеристиках виробу, ніж ступінь наближення цих характеристик до оптимальних значень. Тому оцінку якості слід будувати не на істинному значенні характеристики (або відхиленні від цього істинного значення), а на спостережуваній (оціненій) мінливості (розкиді) результату визначення цієї характеристики.

Спостережувана мінливість від виробу до виробу може бути виражена дисперсією або законом розподілу імовірності значень характеристики показника і опосередковано свідчити про його вагомість або ступінь довіри до цього показника.

Слід виділити декілька груп показників, які необхідно розрізнити відповідно до того, як задаються межі допустимих значень для кожного з показників. До першої групи слід віднести показники, для яких подальше зростання значень характеристики якості після досягнення нормованого рівня не матиме позитивного впливу на зростання якісних властивостей виробу. До другої – показники, для яких навпаки, чим вищий їх рівень, тим кращі властивості виробу. Третю групу сформулюють показники, значення яких можуть змінюватись в заданих межах і вищому рівню якості відповідатиме ступінь наближення значення показника до певного оптимального значення з цього діапазону.

Зупинимось на третій групі показників, які і будуть предметом подальшого розгляду. Наприклад, до такої групи показників відноситься розмір діаметру певного виробу X з допустимими відхиленнями x_H та x_B та оптимальним значенням x_O , яке не завжди повинно співпадати з серединою діапазону допустимих відхилень x_{CP} . Або прикладом може бути такий поширений показник для шампунів, як значення характеристики рН, що задається у вигляді діапазону допустимих значень з оптимальним значенням рівня рН=5,5.

Отримання значень характеристики такого

показника під час дослідження якісних властивостей виробу відбувається, як правило, на кількох зразках з партії чи групи виробів та на різних партіях виробів, причому вимірювання можуть виконуватися різними лабораторіями. Відповідно вимірювання виконуються в різний час, різними засобами і різними операторами. Такі дослідження не можна вважати нерівноточними і треба трактувати як міжлабораторні та враховувати, що під час їх виконання отримується специфічна модель вимірювань, яку згідно вимог [1] називають комірковою (гніздовою) структурою (nestling design). Така структура характеризується декількома групами результатів прямих вимірювань з багаторазовими спостереженнями, що мають різні оцінки вимірюваної величини та різні оцінки дисперсії (невизначеності). Для того щоби сформулювати єдиний результат з адекватною оцінкою дисперсії, отримані групи слід об'єднати, застосувавши дисперсійний аналіз [2]. Вимірювання доцільно організувати так, щоби отримати так звану зрівноважену коміркову структуру з однаковою кількістю спостережень в групах.

Нехай в результаті вимірювань отримано n груп прямих багаторазових спостережень величини X по m спостережень в кожній групі. Найкращу оцінку вимірюваної величини X отримують як середнє арифметичне \bar{x} середніх арифметичних \bar{x}_i кожної i -ої групи, тобто

$$X = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{x}_i = \frac{1}{nm} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_{ij}. \quad (1)$$

Оцінка експериментальної дисперсії середніх арифметичних груп, яка в загальному виражається формулою

$$S^2(\bar{x}) = \frac{1}{nm(nm-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_{ij} - \bar{x})^2, \quad (2)$$

може бути визначена лише з урахуванням результатів дисперсійного аналізу, за яким треба зробити висновок про істотність так званої міжгрупової дисперсії порівняно з внутрішньою груповою складовою. Для цього сумарну оцінку дисперсії слід подати у вигляді $S^2 = S_1^2 + S_2^2$, де через S_1^2 позначають складову, що відображає так званий міжгруповий розкид спостережень, а через S_2^2 внутрішню групову складову. Значення для S_1^2 і S_2^2 легко знайти, якщо формулу (2) переписати в такому вигляді:

$$S^2(\bar{x}) = \frac{1}{nm(nm-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_{ij} - \bar{x})^2 = \frac{1}{nm(nm-1)} \times \\ \times \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m [(x_{ij} - \bar{x}_i) + (\bar{x}_i - \bar{x})]^2 = \frac{1}{nm(nm-1)} \times \\ \times \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m [(x_{ij} - \bar{x}_i)^2 + 2(x_{ij} - \bar{x}_i)(\bar{x}_i - \bar{x}) + (\bar{x}_i - \bar{x})^2]. \quad (3)$$

В отриманій формулі (3) $S_1^2 = \frac{1}{nm(nm-1)} \times$
 $\times \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (\bar{x}_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{nm(nm-1)} \sum_{i=1}^n m(\bar{x}_i - \bar{x})^2$ – між-
 групова дисперсія, $S_2^2 = \frac{1}{nm(nm-1)} \times$
 $\times \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$ – внутрішньогрупова дисперсія, а
 третій член рівняння нівелюється, оскільки

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m 2(x_{ij} - \bar{x}_i)(\bar{x}_i - \bar{x}) = \\ & = 2 \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_i) = \\ & = 2 \sum_{i=1}^n (\bar{x}_i - \bar{x})(m\bar{x}_i - m\bar{x}_i) = 0. \end{aligned}$$

Для того, щоби оцінити гіпотезу про неістотність складової S_1^2 використовують статистичні критерії, зокрема відношення оцінок вибіркової міжгрупової і внутрішньої групової дисперсій. Згідно теореми Фішера для нормально розподілених елементів вибірок, розбитих на n груп, кожна з яких містить по m елементів, величина

$$Q_2 = \sum_{i=1}^n m(\bar{x}_i - \bar{x})^2 \text{ має } (n - m) \text{ ступенів свободи, а}$$

$$Q_1 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \text{ має } (m - 1) \text{ ступенів}$$

$$\text{свободи. Тоді функція } F_{m-1, n-m} = \frac{Q_1 / (m-1)}{Q_2 / (n-m)} \text{ має}$$

розподіл Фішера, значення якої отримуються з однойменної таблиці для різних довірчих імовірностей та $(m - 1)$ і $(n - m)$ ступенів свободи. Статистичний критерій формулюється так: якщо $F_{m-1, n-m} > C$, де C – значення функції F , отримане з таблиці розподілу Фішера, то гіпотеза відкидається і $S^2 = S_1^2 + S_2^2$. Якщо ж гіпотеза справедлива, то \bar{x}_i і \bar{x} є слушними оцінками однієї і тієї ж величини і вони є близькими між собою, а величина Q_1 є малою і нею можна знехтувати. Отже, оцінка експериментальної дисперсії S^2 визначається лише внутрішньою груповою складовою $S^2 = S_2^2$.

Якщо ж приймається рішення про існування міжгрупової дисперсії, тоді оцінку дисперсії слід визначати за формулою (2).

Повертаючись тепер до поданого прикладу, за припущення, що випадкові величини, якими є результати багаторазових вимірювань діаметру, розподілені за певним табличним, наприклад, нормальним законом, можна знайти довірчий інтервал, який з певним рівнем імовірності накриває

можливі значення випадкової величини X .

Для оцінювання якісного рівня виробу за даним показником пропонується розв'язати обернену задачу. Межі допуску x_H та x_B , визначають інтервали допустимих значень діаметру, при яких виріб буде визнано придатним. Відповідно можна знайти ймовірність за умови відомого закону розподілу, з якою випадкові значення вимірювання діаметру попадають у вказані інтервали, а саме

$$P = F[x_B] - F[x_H], \quad (4)$$

де $F[x_B]$, $F[x_H]$ – значення функції розподілу імовірності в точках, що відповідають відповідно верхній і нижній межах допуску.

Не викликає сумніву, що чим більшим є значення дисперсії і відповідно середнього квадратичного значення, тим меншим є значення квантиля $Z(P)$ і відповідно тим менший рівень імовірності знаходження випадкової величини в діапазоні $(x_B - x_H)$. Тобто більшому розкиду вимірюваних значень діаметра відповідає нижча якість досліджуваного виробу. А також чим ближчим до $x_0 = \mu$ є розраховане за рядом експериментальних значень $\bar{x} = \mu'$ (якщо x_0 знаходиться посередині $(x_B - x_H)$), тим відповідно є вищий рівень імовірності P знаходження випадкової величини у вказаному діапазоні. Справді, за припущення, що випадкова величина розподілена за нормальним чи іншим симетричним законом, максимальна площа під кривою густини розподілу буде відповідати інтервалу, симетричному відносно його математичного очікування (рис. 1).

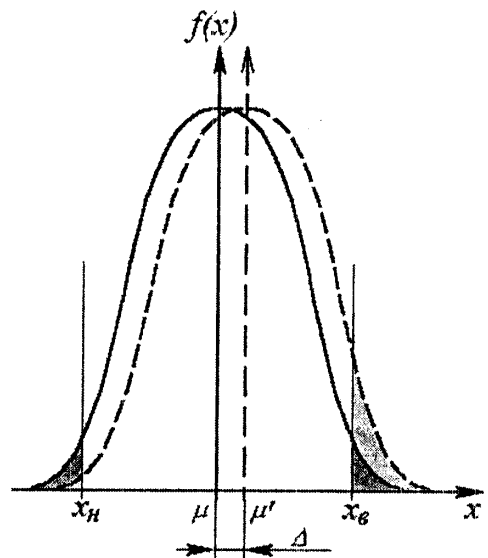


Рис. 1. Розподіл густини імовірності випадкової величини в межах діапазону допустимих значень

Отримавши величину P – сумарної імовірності знаходження значень характеристики в діапазоні від x_H до x_B , її можна використати як значення

одиночного показника для окремого виробу, кількох зразків з партії, чи цілої партії виробів для порівняння з аналогічними виробами іншого виробника. Якщо рівень імовірності P_1 для виробів одного виробника є вищий, ніж імовірність P_2 для того самого діапазону допустимих значень іншого виробника, то це буде свідчити про відповідно вищу якість цього виробу за окремим одиничним показником.

Отримане значення P є дуже вигідним в подальшому використанні, тому що воно є безрозмірною величиною, значення якої

коливаються в межах від 0 до 1. Для того, щоб знайти сумарний якісний рівень за двома і більше показниками, вираженими в такій формі, достатньо лише знайти добуток окремих значень імовірностей за кожним показником.

1. *Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement: First edition.* – ISO, Switzerland, 1993.
2. Чистяков В.П. *Курс теории вероятностей.* – М: "Наука" Главная редакция физико-математической литературы. 1982.

УДК 531.7, 620.179.1.082.5.05

АНАЛІЗ МЕТОДІВ ТА ЗАСОБІВ ДЛЯ КОНТРОЛЮ ВИРОБІВ ІЗ ЛИСТОВОГО МЕТАЛУ

© Вельган Р., 2006

Національний університет "Львівська політехніка"

Представлені результати огляду науково-технічної літератури і порівняльного аналізу існуючих методів контролю деталей, виготовлених шляхом формування листового металу. Найпоширеніші методи проаналізовано з точки зору придатності до контролю поверхні і розподілу товщини

Процеси формування різних виробів із листового металу завдяки їх ефективності є широко розповсюдженими у виробництві. З плоских заготовок шляхом формування виготовляють складні деталі, такі як елементи кузовів автомобілів, захисні оболонки електричного обладнання, елементи різноманітних механічних виробів тощо.

На стадіях проектування і виробництва існує необхідність контролю формованих деталей. Створення інструментів формувального виробництва (наприклад, штемпелів, матриць тощо) пов'язане із довготривалим процесом налаштування шляхом "проб і помилок" пробну деталь формують, вимірюють, підганяють параметри процесу і форму, а тоді формують нову деталь і т.д. Тому від створення креслення нової деталі і створення інструментів для її формування до відпрацювання процесу минає багато часу. В результаті цього вартість інструментів для формування є істотною частиною виробничих витрат. Зміна матеріалу чи зношення інструментів на такому виробництві вимагає знову додаткового налаштування. З причини великих затрат на обладнання і значних затрат робочого часу персоналу у серійному виробництві виконуються час від часу тільки вибіркові вимірювання. Такі вибірки здійснюються часто вже після виявлення явних дефектів. Це робить можливим небезпеку того, що велика частина деталей з тих, що були

виготовлені в часі між вибірками, є бракованими. Тому існує необхідність безперервного контролю продукції в процесі виробництва.

Потреби зменшення коштів, скорочення циклу розробки і високі вимоги до якості вимагають швидких, неруйнівних, здатних до інтегрування в автоматизоване виробництво і незалежних від суб'єктивного впливу оператора засобів контролю. Контролю піддають матеріали, що надходять у виробництво, операції виробничих процесів, параметри деталей, характеристики готової продукції.

Модерні системи машинного бачення, використовуючи цифрові камери і програмні продукти для опрацювання зображень, можуть детектувати, візуалізувати і ідентифікувати деякі поверхневі дефекти [1]. Об'єктом спостереження таких систем звичайно є якість поверхні вальцьованого листового металу. Прикладами поверхневих дефектів є подряпини, ямки, відбитки стружки, сліди ржі тощо. Проте результатом такого інспектування є тільки двовимірні дані і інспектування є придатним тільки для плоских деталей.

Потрібно враховувати, що продукція з листового металу часто має дефекти з незначним заглибленням, але великим латеральним поширенням. Це такі дефекти, як вм'ятини/випучення, прогини, хвилястості, складки