Выводы

Проведенное исследование показало, что теоретическим путем можно установить границы саморегулирования процесса прокатки в проволочном блоке при внешнем воздействии на объект. Причем методика позволяет дать оценку саморегулирования не только по изменению размеров исходной заготовки, но и по величине выработки калибров, изменения коэффициента трения, температуры полосы и других параметров.

ЛИТЕРАТУРА

1. Грудев А.П. Захватывающая способность прокатных валков / А.П. Грудев. – М.: «СП Интермет Инжиниринг», 1998. – 283 с.
2. Прокофьев В.И. Максимальные углы захвата при установившемся процессе прокатки / В.И. Прокофьев // Обработка металлов давлением : Научные труды, ДМетИ. – М.: Металлургиздат. – 1962. – Вып. XLVIII. – С. 234–239.
3. Максименко О.П. Анализ силового взаимодействия в очаге деформации при прокатке / О.П. Максименко, Д.И. Лобойко, Р.Я. Романюк // Металлургическая и горнорудная промышленность. – 2013. – № 6. – С. 47–49.
4. Максименко О.П. Анализ продольной устойчивости процесса прокатки с учетом внутренних сил и режима натяжения полосы / О.П. Максименко, М. К. Измайлова, Д. И. Лобойко // Металлургическая и горнорудная промышленность. – 2015. – № 1. – С. 59–62.
5. Максименко О.П. Продольная устойчивость полосы в валках с анализом контактных условий: Монография / О.П. Максименко, Д. И. Лобойко, М. К. Измайлова. – Днепродзержинск : «ДДТУ», 2016. – 212 с.
6. Грудев А.П. Теория прокатки / А. П. Грудев. [изд. 2- е перераб. и доп.] – М : «СП Интермет Инжиниринг», 2001. – 280 с.
7. Уширение при прокатке в калибрах вытяжной системы «овал-круг» / М. Н. Штода, С. В. Ершов, К. Г. Геймур, В. М. Самохвал, С. Ю. Гаврилин // Вісник НТУ «ХПІ». Серія Інноваційні технології та обладнання обробки матеріалів у машинобудуванні та металургії. – Харків: НТУ «ХПІ», 2016. – № 30(1202). – С. 79–87.

пост. 02.10.2017

Д.З. ШМАТКО, к.т.н., доцент
О.В. КОЧНЕВА, провідний інженер
Дніпровський державний технічний університет, м. Кам'янське

Обчислення вірогідності визначення дефектів деталей методами неруйнівного контролю

Запропоновано методику проведення статистичної обробки результатів неруйнівного контролю деталей та виробів. Визначено середні розміри дефектів і дисперсії розмірів, а також розподілення дефектів по розмірам. Наведена методика обчислення вірогідності знаходження дефекту заданого розміру. Доведено, що прилади повинні бути налагоджені таким чином, що пропустити можливо тільки один дефект зі ста.

Methodology of realization of statistical treatment of results of non-destructive control of details and wares is offered. The middle sizes of defects and dispersion of sizes, and also distributions of defects, are certain on sizes. Methodology over of calculation of authenticity of being of defect of the set size is brought. It is well-proven that devices must be adjusted so that it is assumed to skip only one defect from one hundred.

Постановка проблеми

Неруйнівні методи контролю або дефектоскопія — це узагальнююча назва методів контролю матеріалів або виробів, які використовуються для знаходження дефектів, з'являються однорідності макроструктури, відхилень хімічного складу та інших цілей, які не вимагають руйнування зразків матеріалу або виробу в цілому. Поширене застосування неруйнівних методів контролю дозволяє уникнути великих втрат часу і матеріальних збитків, забезпечити часткову або повну автоматизацію операції контролю при одночасному значному підвищенню якості та надійності виробів і деталей. Зараз жоден технологічний процес отримання відповідальної продукції не впроваджується у промисловість без відповідної системи неруйнівного контролю.

Основними випадками застосування неруйнівних видів контролю являється дефектоскопія відповідальних деталей і приладів, дефектоскопія деталей і приладів тривалої експлуатації, безперервна дефектоскопія особливо відповідальних агрегатів і пристроїв, проведення досліджень структури металів і відхилень у виробах і деталях з метою вдосконалення їх технології виготовлення.

Для проведення досліджень деталей або виробів способами неруйнівного контролю необхідно обрати апаратуру, яка буде відповідати поставленій задачі, тобто такі прилади, які з достатньою достовірністю дозволять виявити найбільш небезпечні та характерні дефекти у виробі або деталі, що контролюється. Другою умовою є планування достовірності, яка вимагається, виявлення дефектів, які небезпечні для експлуатації деталі або виробу. І третьою умовою є налаштування контролюючої апаратури, а саме підбір чутливості і роздільної її здатності таким чином, щоб задовольнити другу умову.

Аналіз останніх досліджень і публікацій

У роботах П.П.Бочарова, А.В.Печонкіна, А.М.Сухова, О.М.Чкалова [1—5] розглядаються принципи математичної статистики а саме обробки результатів досліджень Роботи І.Н.Каневського [6]., І.П.Белокура [10], Г.С.Самойловича [11] та інших присвячені теоретичному обґрунтуванню застосування статистичної обробки результатів досліджень неруйнівним контролем деталей і виробів, зокрема обчислення вірогідності визначення дефектів заданих розмірів.

Результати дослідження

Розглянемо процес обробки результатів вимірів на приладі неруйнівного контролю внутрішніх дефектів деталей або виробів на наявність раковин, сторонніх включень, тощо. Перш за все, необхідно визначити середній розмір дефекту $\overline{X}$. Для цього вимірюється максимальний розмір дефектів x_i не менше ніж у 20 різних дефектів $(n \geq 20)$. Середній розмір дефекту визначається

$$\overline{X} = \frac{X_1 + X_2 + ... + X_1}{n} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i \ . \qquad (1)$$

Ця величина у математичній статистиці називається математичним очікуванням.

Після цього знаходиться відхилення розмірів дефектів e від середнього значення

$$e_1 = \overline{X} - X_1 ; \quad e_2 = \overline{X} - X_2 ; \quad e_i = \overline{X} - X_i ,$$

та визначається дисперсія

$$y^2 = \frac{e_1^2 + e_2^2 + ... + e_i^2}{n(n-1)} = \frac{1}{n(n-1)}\sum_{i=1}^{n} e_i^2 \ . \qquad (2)$$

Величина σ називається середньоквадратичним відхиленням і визначається за рівнянням

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} e_i^2}{n(n-1)}} \approx \frac{1}{n}\sqrt{\sum_{i=1}^{n} e_i^2} \ . \qquad (3)$$

Приблизну рівність отримуємо, коли кількість вимірів n велике, так що $n >> 1$ та $n(n-1) \approx n^2$.

Далі розглянемо методику розподілення дефектів за розмірами, для цього побудуємо ось x, на якій вкажемо розміри X_i знайдених дефектів та їх середню величину $\overline{X}$ (рис. 1).

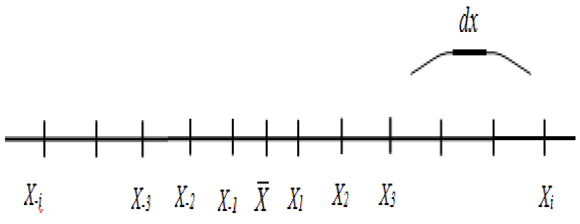

Рис. 1. Розподілення дефектів за розмірами

Виділяємо на осі x довільний інтервал dx і визначаємо кількість дефектів dn, які потрапляють в цей інтервал. Чим більше інтервал dx, тим більше буде в ньому дефектів dn. У той же час величина dn буде тим більше, чим більше загальна кількість дефектів n, так що $dn \approx ndx$.

Величина dn залежить також від координати (місця вибору) інтервалу dx, так як дефекти по осі x розташовані не рівномірно, а по деякому закону $dn \approx f(x)dx$. Внаслідок цього з'ясовується, що кількість дефектів dn,

яка міститься в інтервалі розмірів dx, буде дорівнювати

$$dn = nf(x)dx \ . \qquad (4)$$

З виразу (4) отримуємо

$$\frac{dn}{n} = f(x)dx \ .$$

З теорії вірогідності, вираз (4) описує вірогідність події $dP(x)$, при якому в інтервалі dx буде виявлено dn дефектів. Виходячи з цього, отримуємо

$$\frac{dn}{n} = dP(x) \ \text{і} \ dP(x) = f(x)dx \ . \qquad (5)$$

З останнього рівняння витікає фізичний сенс функції $f(x)$ — це густина вірогідності знаходження дефектів з розміром x в інтервалі dx

$$f(x) = \frac{dP(x)}{dx} \ .$$

Виходячи з фізичних уявлень про можливі розподілення дефектів по розмірах (при розподіленні дефектів на осі x (рис.1)) визначаємо властивості, які повинна мати функція розподілення з метою обчислення вірогідності виявлення дефекту заданого розміру X_o.

Найбільшу кількість дефектів повинні мати розміри X_i, які близькі до середньої величини $\overline{X}$, причому при значенні $\overline{X}$ функція розподілення повинна мати максимальне значення $f(\overline{X}) = f_{max}$. З однаковою вірогідністю можливо виявити дефекти з розмірами X_i, які будуть більшими і меншими середньої величини $\overline{X}$. Виходячи з цього, функція розподілення повинна бути парною відносно значення в точці $\overline{X}$:

$$f(\overline{x} - x) = f(\overline{x} + x) \ .$$

Кількість дефектів буде тим меншим, чим будуть більше розміри дефектів X_i, які відрізняються від середнього значення $\overline{X}$.

Однією з функцій, яка задовольняє всім цим властивостям, являється функція Гауса.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} exp\left(-\frac{(x - \overline{x})^2}{2\sigma^2}\right) . \qquad (6)$$

Графіки функції Гауса (6) наведені на рис.2. З графіків видно, що максимум функції може бути досягнуто при значенні $\overline{X}$. Цей максимум тим більше, чим менше дисперсія ∇ . З зростанням дисперсії максимум знижується, графік функції Гауса розширюється. У нашому випадку збільшення говорить про зростання розкидання значень X_i. Згідно рівнянню (5) вірогідність того, що дефект з розміром X потрапить в інтервал dX буде дорівнювати $dP(x) = f(x)dx$

Тоді вірогідність знаходження дефекту з розміром $x > x_o$ визначається по формулі

$$P(x > x_o) = \int_{x_o}^{\infty} f(x)dx \ . \qquad (7)$$

На рис.3 заштрихована частина чисельно дорівнює значенню інтеграла (7). З графіка видно, що інтеграл (7) можна представити у вигляді

$$P(x>x_o)=\int_{\bar{x}}^{\infty} f(x)dx-\int_{\bar{x}}^{x_o} f(x)dx .$$

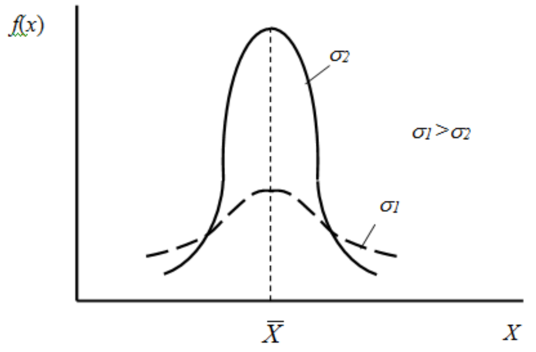

Рис. 2. Функція Гауса для різних значень *x*

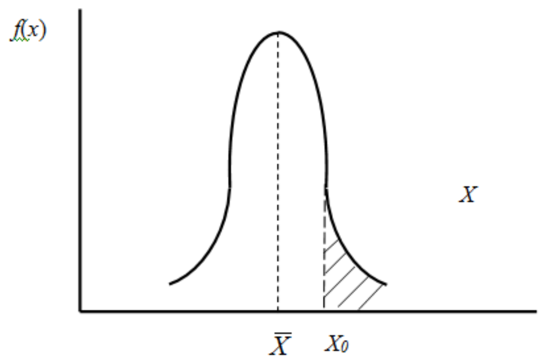

Рис. 3. До числового визначення інтеграла (7)

Якщо підставити цей вираз у функцію Гауса (6), отримуємо

$$P(x>x_o)=\frac{1}{2p_y}\left(\int_{\bar{x}}^{\infty}\exp\left(-\frac{(x-\bar{x})^2}{2y^2}\right)dx-\int_{\bar{x}}^{x_o}\exp\left(-\frac{(\bar{x}-\bar{x})^2}{2y^2}\right)dx\right). \quad (8)$$

Введемо нову змінну $t=\frac{x-\bar{x}}{y}$. Тоді $dx=\sigma dt$

За цими умовами інтеграл (8) приймає вигляд

$$P(x>x_o)=\frac{1}{2p}\int_0^{\infty}\exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)dt-\frac{1}{2p}\int_0^{\frac{x_0-x}{y}}\exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)dx \quad (9)$$

Інтеграл $\int_0^{\infty}\exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)dt=\sqrt{\frac{\pi}{2}}$.

Тоді вираз (9) можна представити у вигляді

$$P(x>x_o)=\frac{1}{2}\left(1-\sqrt{\frac{2}{\pi}}\int_0^{\frac{(x_0-\bar{x})}{\sigma}}\exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)dt\right),$$

або

$$P(x>x_o)=\frac{1}{2}\left(1-\Phi\left(\frac{x_0-\bar{x}}{y}\right)\right).$$

У цьому рівнянні $\Phi(Z)=\sqrt{\frac{2}{p}}\int_0^{z}\exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)dt$ — інтеграл помилок, які є табульованні.

Для знаходження інтегралу помилок достатньо знайти математичне очікування $\bar{X}$, обчислити дисперсію σ і задати максимально припустимі розміри дефекту X_o. Після цього можна визначити Z і по таблицях знайти значення інтеграла помилок $\Phi(Z)$. Далі визначається вірогідність знаходження дефектів з розмірами, які перевищують X_o.

$$P(x>x_o)=\frac{1}{2}(1-\Phi(Z)),\quad Z=\frac{X_o-\bar{X}}{Y} .$$

При дуже великому числі вимірювань випадкові похибки рівні за величиною, але різні по знаку, зустрічаються однаково часто, тобто число негативних похибок дорівнює числу позитивних. Малі похибки зустрічаються частіше, чим великі. Нехай невідоме значення деякої величини *x*. При її випромінюванні отримано n незалежних один від одного результатів спостережень $x_1, x_2, ..., x_n$. Припустимо, що кожне вимірювання супроводжується випадкова похибка $\sigma_1, \sigma_2, ..., \sigma_n$, різна за значенням і за знаком. Отже, для кожного результату можна записати вираз.

$$\sigma_i = x_i-\bar{x}\sigma_1 - x_1 - x ;$$

$$\sigma_2 = x_2 - x ;$$

$$\sigma_n = x_n = x ;$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sigma_1=\sum_{i=1}^{n}x_1 - n\cdot x .$$

Припустимо, що у вимірюваннях кількість позитивних випадкових похибок приблизно дорівнює кількості негативних похибок, тоді

$$\sum_{i=1}^{n}\sigma_i=0 .$$

Можна вважати, що найбільш близьким до істинного значення *x*, що вимірюється, є середнє арифметичне значення, тобто

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

Після знаходження $\bar{x}$ для ряду спостережень $x_1, x_2, ..., x_n$ треба знайти випадкові відхилення V_i, для кожного результату спостереження від середнього значення $\bar{x}$:

$$\begin{cases} V_1 = x_1-\bar{x}; \\ V_2 = x_2-\bar{x}; \\ V_n = x_n-\bar{x}. \end{cases}$$

Відповідно до аксіоми випадковості: $\sum_{i=1}^{n}V_1\approx 0$.

Закон Гаусса характеризується двома параметрами: середнім значенням випадкової величини $\bar{x}$, що визначає розташування осі симетрії кривої розподілу по осі абсцис, і дисперсією $D=\sigma^2$, яка показує, як швидко меншає імовірність появи того або іншого значення. Частіше використовується середньоквадратична похибка, яка дорівнює $\sigma=\sqrt{D}$.

Вона є найважливішою характеристикою результатів вимірювань і залишається постійною при незмінності умов вимірювань, відображаючи собою форму кривої розподілу.

Для оцінки точності результату вимірювань служить середньоквадратичне відхилення вимірювань σ. У реальних умовах мають справу з обмеженим рядом вимірювань величини ($n < 20$), тому окреме вимірювання можна визначити за формулою:

$$\sigma_n = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}\left(x_1 - \bar{x}\right)^2} ,$$

де n — число вимірювань; x_1 — значення величини отримане при i-му вимірюванні; $\bar{x}$ — математичне очікування (для випадкових величин); n – 1 — число ступенів свободи.

Для отримання повного уявлення про точність і надійність оцінки σ при вимірюванні повинні бути вказані довірчий інтервал I_p і довірча імовірність Р.

В інженерній практиці у переважній більшості довірчу ймовірність Р приймають 0,9 або 0,95. Ширина довірчого інтервалу Δx при вибраному значенні довірчої ймовірності P визначається числом вимірювань n та величинами x і σ за формулою

$$\Delta x = \frac{\sigma \cdot t}{\sqrt{n}} ,$$

де t — коефіцієнт Стьюдента, величина якого вибирається за таблицею залежно від n і P.

Знаючи Δx, можна визначити нижню $Iрн$, та верхню $Iрв$ довірчі межі:

$$I_{рн} = \bar{x} - \Delta x ,$$

$$I_{рв} = \bar{x} + \Delta x .$$

Висновки

При виконанні вимірювань повинні використовуватись засоби підвищеної точності і застосовуватись більш сучасні методи вимірювань. Однак, в наслідок неминучої наявності у всякому вимірюванні випадкових похибок, істинне значення величини, що вимірюється залишається невідомим і замість нього приймають деяке середнє арифметичне значення і вважають його, з урахуванням теорії імовірності і математичної статистики, найбільш відповідним наближенням до істинного значення. На точність вимірювання впливають і систематичні похибки, тобто вимірювання необхідно проводити так, щоб систематичних похибок не було.

ЛІТЕРАТУРА

1. Бочаров П.П., Печенкин А.В. Теория вероятностей. Математическая статистика – 2-ое изд. – М.: Физматлит, 2005. – 296 с.
2. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория вероятностей и ее инженерные приложения. Учебное пособие для вузов. – 2-ое изд. – М.: Высш.шк., 2000. – 480 с.
3. Гутер Р.С., Овчинский Б.В. Элементы численного анализа и математической обработки результатов опыта. – М.: Физматлит, 1986. – 356 с.
4. Сухов А.Н. Математическая обработка результатов измерений. Учебное пособие. – М.: МИСИ, 1982. – 89 с.
5. Чкалова О.Н. Основы научных исследований. – Киев. Вища школа, 1978. – 120 с.
6. Каневский И.Н. Неразрушающие методы контроля: учеб. пособие / И.Н.Каневский, Е.Н.Сальникова. – Владивосток: ДВГТУ, 2007. – 243 с.
7. Бронштейн И.Н., Семендяев К.А. Справочник по математике для инженеров – 3-е изд. испр. – М.: Наука, 1986. – 544 с.
8. Неразрушающие испытания: Справ. / Под ред. Р.МакМастера. Кн.1. – М.–Л.: Энергия. 1965. – 504 с.
9. Новокщенова С.М. Дефекты стали: Справ. – М.: Металлургия, 1984. – 200 с.
10. Белокур И.П. Дефектология и неразрушающий контроль. – Киев: Вища шк. 1990. – 207 с.
11. Неразрушающий контроль металлов и изделий: Справ. / Под ред. Г.Самойловича. – М.: Машиностроение, 1976. – 456 с.

пост. 11.10.2017