

УДК 621.91.02-192

Н.І.Цивінда

Криворізький технічний університет

ОЦІНКА ЕФЕКТИВНОСТІ МЕТОДІВ СТАТИСТИЧНОГО АНАЛІЗУ ДЛЯ ДІАГНОСТИКИ СТАНІВ РІЖУЧОЇ КРОМКИ ПЛАСТИН З КНБ ПРИ ОБРОБЦІ ВИСОКОМАРГАНЦЕВИХ СТАЛЕЙ

Проведений аналіз можливості використання методів Байєса та Вальда для діагностики станів ріжучої кромки пластин з КНБ при обробці високомарганцевих сталей на основі проведеного експерименту. Визначалась працездатність ріжучої кромки із матеріалів КНБ в експлуатаційних умовах.

Ключові слова: статистичні рішення діагностика станів ріжучої кромки, пластини з КНБ, високомарганцеві сталі, автоматизований контроль стану, метод Байєса, метод Вальда

Актуальність проблеми. Механічна обробка деталей гірничо-металургійного обладнання із високомарганцевих сталей передбачає чорнову і чистову обробку. При чорновій обробці можлива обробка литих заготовок із дефектами литва, раковинами, пригарами, що впливає на стійкість інструменту, а іноді приводить до руйнування пластин. Обробка деталей гірничо-металургійного обладнання із високомарганцевих сталей не є характерною для інструментальних матеріалів із КНБ з огляду на якість поверхні, умови обробки, але ці матеріали перевершують по стійкості всі інші, що застосовувались для цих умов.

Саме через це досліджувались характеристики стійкості інструментальних матеріалів із КНБ, що мають місце при обробці найбільш масових деталей галузі, а саме броней конічних дробарок. За критерій граничного стану вибрано стан пластини, коли досягнуто другий стан (тріщини, початкові руйнування ріжучої кромки), тобто межа нормального спрацювання інструменту.

Аналіз проведених досліджень. Дослідження стійкості пластин із КНБ проводилось при обробці заготовок із повним руйнуванням пластин від дії умов обробки (10 % від загального обсягу пластин).

В експерименті передбачалось відтворення умов токарної обробки зовнішніх і внутрішніх поверхонь на прикладі типових технологічних процесів обробки броней конічних дробарок, що виготовляються і з високомарганцевих сталей.

Виробничий експеримент підтвердив сталість діагностичної реакції на стан ріжучої частини інструменту з КНБ при обробці деталей із високомарганцевих сталей в спектрі частот 1,6 - 1,8 кГц. Діагностичний сигнал зафіксував наявність резонансного піку сигналу саме в зоні власних частот ріжучої частини інструменту з КНБ, що обґрунтовує доцільність використання резонансного амплітудно-частотного методу для оцінки працездатності інструменту [1,2].

Проведенні дослідження показали потенціал інструментального матеріалу із КНБ (фактично збільшення стійкості в чотири рази), якщо не відбуваються на першому етапі експлуатації деструктивні дії шкідливих умов обробки. Усунення деструктивного розвитку процесу експлуатації для всіх пластин можливо при діагностичному моніторингу і фіксації моменту утворення первинних руйнувань ріжучої кромки, штучного усунення цих руйнувань і досягнення максимально можливої стійкості пластини для різних умов обробки.

Практично це можливо при своєчасному розпізнаванні технічного стану пластини із врахуванням природи та закономірностей руйнування ріжучої кромки при наявності методу оцінки та критеріїв технічного стану.

Технічну діагностику працездатності інструменту передбачається виконувати в умовах безрозбірної діагностики, тобто діагностику, здійснюють без зупинки верстату і розбирання інструментальної системи. Аналіз стану ріжучої кромки проводиться в умовах обробки деталей, при яких отримання інформації про стан ріжучої кромки утруднене. Часто не є можливим за наявною діагностичною інформацією зробити однозначний висновок про стан ріжучої кромки через усвідомлення, що відбувається інструментальна фіксація параметру технічного стану, який є випадковою величиною, що примушує зважати на закони і

характеристики розсіювання значень цієї величини і, як наслідок, доводиться використовувати статистичні методи.

Теоретичним фундаментом для вирішення основного завдання діагностики працездатності інструменту слід вважати загальну теорію розпізнавання образів [3]. Ця теорія, складова важливого розділу технічної кібернетики, яка займається розпізнаванням образів будь-якої природи (геометричних, звукових і т.п.). Діагностика працездатності інструменту у нашому випадку вивчає алгоритми розпізнавання технічних станів ріжучої кромки, які зазвичай можуть розглядатися як завдання класифікації.

Алгоритми розпізнавання в технічній діагностиці частково ґрунтуються на діагностичних моделях, що встановлюють зв'язок між станами технічної системи і їх відображеннями в просторі діагностичних сигналів. Ці залежності отримані при проведенні експериментальних досліджень. Важливою частиною проблеми розпізнавання є правила ухвалення рішень (вирішальні правила) щодо стану ріжучої кромки.

Рішення діагностичної задачі (віднесення інструменту до працездатних або непрацездатних) завжди пов'язане з ризиком помилкової тривоги або пропуску пошкоджень ріжучої кромки. Для ухвалення обґрунтованого рішення доцільно залучати методи теорії статистичних рішень.

Вирішення завдань технічної діагностики завжди пов'язане з прогнозуванням працездатності на період завершення обробки деталі. Тут рішення повинні ґрунтуватися на моделях відмов, що вивчаються. У діагностичних системах контролю працездатності інструменту передбачено використання автоматизованого контролю стану, яким передбачається обробка діагностичної інформації і формування сигналів.

Система контролю працездатності інструменту характеризується двома взаємопроникаючими і взаємозв'язаними напрямками досліджень: теорією розпізнавання і теорією контролездатності. Теорія розпізнавання містить розділи, пов'язані з побудовою алгоритмів розпізнавання, вирішальних правил і діагностичних моделей. Теорія контролездатності включає розробку засобів і методів отримання діагностичної інформації, автоматизований контроль і пошук несправностей [4].

Потрібно визначити працездатність ріжучої кромки із матеріалів КНБ в експлуатаційних умовах. Доведено, що несправність ріжучої кромки може вплинути на спектр коливань державки різця, акустичні коливання, і інші параметри.

Завдання технічної діагностики полягає у визначенні ступеня руйнування ріжучої кромки за даними вимірювань ряду непрямих параметрів. Як указувалося, однією з важливих особливостей технічної діагностики є розпізнавання в умовах обмеженої інформації, коли потрібно керуватися певними прийомами і правилами для ухвалення обґрунтованого рішення.

Стан ріжучої кромки описується сукупністю (множиною) визначальних її параметрів (ознак). Зрозуміло, що множина визначальних параметрів (ознак) може бути різною, в першу чергу, у зв'язку з самим завданням розпізнавання. Наприклад, для розпізнавання стану ріжучої кромки достатня деяка група параметрів, що визначають рівень амплітуди коливань ріжучої кромки на власній частоті її коливань.

Розпізнавання стану ріжучої кромки – віднесення стану ріжучої кромки до одного з можливих класів діагнозів (працездатна чи непрацездатна). Число діагнозів (класів, типових станів, еталонів) залежить від особливостей завдання і цілей дослідження і складається із трьох станів ріжучої кромки (нова, початкове руйнування, викришування).

Часто потрібно провести вибір одного з двох діагнозів (диференціальна діагностика або дихотомія); наприклад, «справний стан» і «несправний стан». В більшості завдань технічної діагностики діагнози (класи) встановлюються заздалегідь, і в цих умовах завдання розпізнавання часто називають завданням класифікації.

Сукупність послідовних дій в процесі розпізнавання вимагає створення алгоритму розпізнавання. Істотною частиною процесу розпізнавання є вибір параметрів, що описують стан системи. Вони повинні бути достатньо інформативні, щоб при вибраному числі діагнозів процес розділення (розпізнавання) міг бути здійснений.

Математична постановка завдання. У завданнях діагностики стан системи часто описується за допомогою комплексу ознак:

$$K = (k_1, k_2, k_3, k_j), \quad (1)$$

де k_1 – початковий стан, k_2 – граничне нормальне спрацювання, k_3 – критичне руйнування, k_j – ознака, яка має m_j значень, що характеризує величину амплітуд коливань ріжучої кромки

(загальну та на власній частоті), величина математичного сподівання амплітуди коливань, дисперсія розсіювання амплітуд коливань, закон розсіювання значень амплітуд коливань. Фактично спостережуваний стан відповідає певній реалізації ознаки, що наголошується верхнім індексом s . Наприклад, при обробці заготовки із дефектами литва ($s=1,2,3,4$) реалізація ознаки $k_{js}=k_j(m_j)$.

У загальному випадку кожен екземпляр системи відповідає деякій реалізації комплексу ознак:

$$K_s = (k_{1s}, k_{2s}, \dots, k_{js}), \quad (2)$$

У багатьох алгоритмах розпізнавання зручно характеризувати систему із параметрами x_j , створюючими v -мірний вектор або точку в v -мірному просторі:

$$X = (x_1, x_2, \dots, x_j) \quad (3)$$

В даному випадку за допомогою ознаки k_j виходить дискретний опис (стани ріжучої кромки), тоді як параметр x_j дає безперервний опис (амплітуди та спектральний склад коливань ріжучої кромки, що міняються в процесі спрацювання ріжучої кромки). Відзначимо, що при безперервному описі зазвичай потрібний значно більший об'єм попередньої інформації, при якому опис виходить точнішим. Якщо, проте, відомі статистичні закони розподілу параметра, то необхідний об'єм попередньої інформації скорочується.

З попереднього ясно, що принципів відмінностей при описі системи за допомогою ознак або параметрів немає, і надалі будуть використані обидва види опису.

Як указувалося, в завданнях технічної діагностики можливі стани системи – діагнози D_i — вважаються відомими.

Існують два основні підходи до завдання розпізнавання: ймовірнісний і детерміністський. Постановка завдання при ймовірнісних методах розпізнавання така. Є інструментальна система, яка знаходиться в одному з 2 випадкових станів D_i (справний, несправний). Відома сукупність ознак (параметрів $x_j=k_j$), кожен з яких з певною вірогідністю характеризує стан системи. Потрібно побудувати вирішальне правило, за допомогою якого пред'явлена (що діагностується) сукупність ознак була б віднесена до одного з можливих станів (діагнозів). Бажано також оцінити достовірність ухваленого рішення і ступінь ризику помилкового рішення.

При детерміністських методах розпізнавання зручно формулювати завдання на геометричній мові. Якщо система характеризується V -мірним вектором X , то будь-який стан системи є точкою в V -мірному просторі параметрів (ознак). Передбачається, що діагноз D_i відповідає деякій області даного простору ознак. Потрібно знайти вирішальне правило, відповідно до якого пред'явлений вектор X_s (об'єкт, що діагностується) буде віднесений до певної області діагнозу. Таким чином завдання зводиться до розділення простору ознак на області діагнозів.

При детерміністському підході області діагнозів зазвичай вважаються «непересічними», тобто ймовірність одного діагнозу (у область якого потрапляє точка) рівна одиниці, ймовірність інших рівна нулю. Так само передбачається, що і кожна ознака або зустрічається при даному діагнозі, або відсутній.

Але у нашому випадку області діагнозів є «пересічними», тому що параметр x_j дає безперервний опис (амплітуди та спектральний склад коливань ріжучої кромки, що міняються в процесі спрацювання ріжучої кромки) із значними розсіювання значень x_j .

Ймовірнісний і детерміністський підходи не мають принципів відмінностей. Але особливості x_j обумовлюють використання ймовірнісних методів, які вимагають значно більшого об'єму попередньої інформації.

Діагностичний контроль працездатності ріжучої кромки створює певний масив ознак технічного стану x_j . Накопичення масиву даних про стан ріжучої кромки дозволяє розглядати їх як статистичні масиви з використанням певних статистичних процедур для задачі діагностики стану інструменту. Основна перевага статистичних методів розпізнавання полягає в можливості одночасного обліку ознак процесу різання різної фізичної природи, оскільки вони характеризуються безрозмірними величинами (стани ріжучої кромки) через ймовірність їх появи при різних умовах обробки. Задачею розділу є порівняння і обґрунтування вибору статистичних методів розпізнавання станів, що відповідає характеру інформації про стан ріжучої кромки.

Серед статистичних методів розпізнавання станів потрібно виділити метод Байєса і метод послідовного аналізу.

Метод Байєса використовує детерміністську логіку встановлення діагнозу і є окремим випадком ймовірнісної логіки [5]. Формула Байєса може використовуватися і у тому випадку, коли

частину ознак має дискретний розподіл, а інша частина — безперервне. Метод заснований на простій формулі Байєса. Якщо є діагноз D_i і проста ознака x_j , яка зустрічається при цьому діагнозі, то ймовірність сумісної появи подій (наявність у об'єкті стану D_i і ознаки x_j):

$$P(D_i/k_j) = P(D_i)P(k_j/D_i) = P(k_j)P(D_i/k_j), \quad (4)$$

З цієї рівності витікає формула Байєса:

$$P(D_i/k_j) = P(D_i)P(k_j/D_i)/P(k_j), \quad (5)$$

Дуже важливо визначити точний сенс всіх вхідних в цю формулу величин.

$P(D_i)$ — ймовірність діагнозу D_i , визначувана за статистичними даними (апостеріорна ймовірність діагнозу). Так, якщо заздалегідь обстежене N ріжучих пластин і у N_i ріжучих пластин був стан D_i , то:

$$P(D_i) = N_i/N, \quad (6)$$

$P(k_j/D_i)$ — ймовірність появи ознаки k_j у ріжучих пластин із станом D_i . Якщо серед N_{ij} ріжучих пластин, що мають діагноз D_i , виявилася ознака k_j , то :

$$P(k_j/D_i) = N_{ij}/N_i, \quad (7)$$

$P(k_j)$ — ймовірність появи ознаки k_j у всіх ріжучих пластин незалежно від стану (діагнозу) ріжучих пластин. Хай із загального числа N ріжучих пластин ознака k_j була виявлена у N_j ріжучих пластин, тоді:

$$P(k_j) = N_j/N \quad (8)$$

У рівності (5) $P(D_i/k_j)$ — ймовірність діагнозу D_i після того, як стала відома наявність у даної ріжучої пластини ознаки k_j (апостеріорна ймовірність діагнозу).

Наявність ознаки k_j можна встановити діагностично для ріжучої кромки у виді наявності спектральної складової певного рівня на власній частоті коливань (параметрів $x_j = k_j$).

Але при застосуванні методу Байєса в умовах контролю працездатності інструменту потрібно свідомо розуміти одне суттєве протиріччя в досягненні точності діагнозу. Значно посилюється точність діагнозу за рахунок використання величини сталої ймовірності появи ознаки $k_j - P(k_j)$ за даними попередніх статистичних досліджень, але погіршується через необхідність врахування показника $P(D_i/k_j)$, яка незалежно від появи інструментально визначеної ознаки k_j , (враховуючи, що мова йде про випадкове значення величини x_j), повина коригуватись закономірностями процесу визначення працездатності інструменту по статистичній множині (замірів діагностичних параметрів) ріжучих пластин при обробці броней дробарок і лише після отримання представницьких статистичних даних, що приводить до ризику пропуску появи пошкодження ріжучої пластини.

На відміну від методу Байєса, певні переваги для процесу оперативного розпізнавання технічних станів має метод Вальда [6], або метод послідовного аналізу, у якому число обстежень (замірів діагностичних параметрів) заздалегідь не встановлюється, їх проводиться стільки, скільки необхідно для ухвалення рішення з певним ступенем ризику.

При використанні методу Байєса для розпізнавання станів D_1 і D_2 слід скласти відношення (для незалежних ознак):

$$\frac{P(D_2/K^*)}{P(D_1/K^*)} = \frac{P(D_2)}{P(D_1)} \cdot \frac{P(k_1^*/D_2) \cdot P(k_v^*/D_2)}{P(k_1^*/D_1) \cdot P(k_v^*/D_1)} \quad (9)$$

$$\text{Якщо } \frac{P(D_2/K^*)}{P(D_1/K^*)} > 1 \quad (10)$$

$$\text{або } \frac{P(k_1^*/D_2) \cdot P(k_v^*/D_2)}{P(k_1^*/D_1) \cdot P(k_v^*/D_1)} > \frac{P(D_2)}{P(D_1)}, \quad (11)$$

то ухвалюється рішення $K^* \in D_2$.

У методі послідовного аналізу дані відносини ймовірності ознак (відносини правдоподібності) складаються не відразу, а в послідовному порядку; тому, як правило, потрібне менше число обстежень.

При використанні методу вважається, що ознаки x_j є незалежними. Припустимо, що проведене $v - 1$ обстежень (замірів діагностичних параметрів), які ще не дали можливості ухвалення рішення:

$$B < \frac{P(k_1^*/D_2)}{P(k_1^*/D_1)} \dots \frac{P(k_v^*/D_2)}{P(k_v^*/D_1)} < A; \quad z=1, 2, \dots, v-1 \quad (12)$$

де B , A – відповідно нижня та верхня межа прийняття рішення (діагнозу), але якщо після v -го обстеження:

$$\frac{P(k_1^*/D_2)}{P(k_1^*/D_1)} \dots \frac{P(k_v^*/D_2)}{P(k_v^*/D_1)} > A \quad (13)$$

Тоді ухвалюється рішення про віднесення об'єкту до діагнозу D_2 : $K^* \in D_2$. Якщо після v -го обстеження:

$$\frac{P(k_1^*/D_2)}{P(k_1^*/D_1)} \dots \frac{P(k_v^*/D_2)}{P(k_v^*/D_1)} < B, \quad (14)$$

то об'єкт відноситься до діагнозу D_1 . Для скорочення об'єму діагностичних обстежень слід спочатку проводити обстеження по найбільш інформативних ознаках (амплітуда віброприскорень на частоті власних коливань пластини).

При розпізнаванні можуть бути помилки як першого і другого роду. Помилка, що відноситься до діагнозу D_1 (ухвалюється рішення про наявність діагнозу D_2 , коли насправді об'єкт належить діагнозу D_1) називається *помилкою першого роду*. Помилка, що відноситься до діагнозу D_2 (ухвалюється рішення на користь діагнозу D_1 , коли справедливий діагноз D_2), називається *помилкою другого роду*.

Вважаючи стан справним, а стан D_2 дефектним, легко зрозуміти, що помилка першого роду є «помилковою тривоною», а помилка другого роду «пропуском дефекту».

Позначимо ймовірність помилки першого роду β , другого роду α . Допустимо, що є умови (13) і (14) і ухвалюється рішення на користь діагнозу D_2 . Ймовірність того, що це рішення буде справедливим, рівна $1 - \alpha$. Ймовірність приналежності об'єкту з даною реалізацією ознак до діагнозу D_1 складає β . З іншого боку, через співвідношення (10), ймовірність діагнозу D_2 , принаймні, в A раз більше, ніж діагнозу D_1 , тобто

$$\frac{1 - \beta}{\alpha} \geq A. \quad (15)$$

Так само можна отримати і наступну оцінку:

$$B \geq \frac{\beta}{1 - \alpha}. \quad (16)$$

У практичних розрахунках часто приймають $\beta = \alpha = 0,05$ або $\beta = \alpha = 0,10$.

Перевірка ефективності застосування методів статистичного аналізу проведено на реальній інструментальній системі, а саме: у справній інструментальній системі токарно-карусельного верстату мод.1550 середнє значення амплітуди коливань ріжучої кромки на частоті власних коливань 1750 Гц складає \bar{x}_2 , у частково пошкодженій інструментальній пластині це значення істотно вище \bar{x}_1 , але дисперсії практично мало відрізняються $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma$. Підконтрольних верстатів у цеху N . Об'єкти, умови обробки (броні конічних дробарок), подібні, ріжучі частини та налаштування різців аналогічні, початок процесів обробки синхронізовано у часі. Діагностика здійснюється за допомогою вимірювання амплітуд прискорень ріжучої частини різця встановленого в супорті верстата. Закон розподілу амплітуд прискорень ріжучої частини різця приймається нормальним.

Вимірювання спочатку проводиться на першій деталі і складається відношення

$$\frac{f(x_{(1)}/D_2)}{f(x_{(1)}/D_1)} = \frac{e^{-\frac{(x_{(1)} - \bar{x}_2)^2}{2\sigma^2}}}{e^{-\frac{(x_{(1)} - \bar{x}_1)^2}{2\sigma^2}}} = e^{\frac{1}{2\sigma^2}[(x_{(1)} - \bar{x}_1)^2 - (x_{(1)} - \bar{x}_2)^2]}. \quad (17)$$

Після проведення n -го обстеження (вимірювання амплітуд прискорень ріжучої частини різця 1, 2 ..., n) логарифм відношення:

$$\ln \frac{f(x_{(1)}/D_2) \dots f(x_{(n)}/D_2)}{f(x_{(1)}/D_1) \dots f(x_{(n)}/D_1)} = \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \left[(x_{(i)} - \bar{x}_1)^2 - (x_{(i)} - \bar{x}_2)^2 \right] = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n x_{(i)} - \frac{\bar{x}_2 + \bar{x}_1}{2} n \right]. \quad (18)$$

Якщо для вирішення про справний або несправний стан ріжучої кромки немає достатніх підстав, то відношення (14) лежить в межах:

$$\ln B < \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{\sigma^2} \left[\sum_{i=1}^n x_{(i)} - \frac{\bar{x}_2 + \bar{x}_1}{2} n \right] < \ln A \quad (19)$$

З останньої умови витікає

$$b_1 + an < \sum_{i=1}^n x_{(i)} < b_2 + an, \quad (20)$$

де $b_1 = \frac{\sigma^2}{x_2 - x_1} \ln \frac{\beta}{1 - \alpha}$; $b_2 = \frac{\sigma^2}{x_2 - x_1} \ln \frac{1 - \beta}{\alpha}$; $a = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{2}$.

Умова (20) при різному числі випробувань n відповідає області між двома паралельними лініями. Якщо $\sum_{i=1}^n x_{(i)}$ знаходиться усередині ліній, випробування продовжуються, якщо вона виходить з «коридору», то ухвалюється рішення про діагноз.

Відзначимо, що $b_1 < 0$, оскільки $\frac{\beta}{1 - \alpha} < 1$. Ширина «коридору» тим більше, чим менше величини b_1 і b_2 , чим менше різниця середніх значень і чим вище дисперсія. Всі ці обставини з очевидністю відповідають інтуїтивним уявленням про процес розпізнавання.

Висновок щодо можливості застосування методу послідовного аналізу.

Метод послідовного аналізу є більш оптимальним з огляду на число контрольних замірів по визначенню стану ріжучої кромки, але теж розрахований тільки на використання статистичних діагностичних моделей і фактично не зважає на факт суттєвого розсіювання значень \bar{x}_1 . Переваги методу можливі лише при великих значеннях b_1 , b_2 . При великих вимогах до точності методу (гарантія діагнозу) потрібно зважити, що це забезпечується при $b_1, b_2 \rightarrow \min$, що знову повертає до суттєвого збільшення числа контрольних замірів характеристик ознак технічного стану.

1. Васин С.А. Прогнозирование виброустойчивости инструмента при точении и фрезеровании. – М.: Машиностроение, 2006. — 384 с.
2. Кіяновський М. В., Цивінда Н.І. Вибір методів діагностичного оцінювання ріжучих властивостей інструменту для обробки марганцевих сталей /Вісник СевНТУ. Машинобудування та транспорт. Севастополь – 2010. С.91-96
3. .Вапник В.Н., Червоненкіс А.Я. Теория распознавания образов. Статистические проблемы обучения. – М.: Наука, -1974.-415 с.
4. .Биргер И. А. Техническая диагностика. – М.: «Машиностроение», 1978.—240 с, ил. 3.
5. Крянев А.В., Лукин Г.В. Математические методы обработки неопределенных данных. Ф
6. .Вальд А. Последовательный анализ. – М.: Физмалит, 1960. – 328с.

