УДК 519.237.5: 621.9
А.В. Мигович, С.М. Лапач
Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут імені Ігоря Сікорського», м. Київ, Україна

Статистичні методи при дослідженні температурної деформації інструменту

Під час здійснення обробки різанням – як процесом, заготовка, яка дотикається до інструментом, а також стружка підпадають під фізичне явище – нагрівання. Нагрівання, як явище викликає деформацію інструмента, що в свою чергу призводить до похибки обробки за рахунок зміни розмірів. Похибка від температурних деформації різального інструмента (Δ_m) - це систематична змінна похибка, яка виникає внаслідок зміни температури і теплової деформації інструмента у процесі різання [1].

Видовження різців при виділенні теплоти під час теплової деформації системи ВПІД (верстат-пристрій-інструмент-деталь), складає найбільшу частку похибки в процесі токарної обробки. При точінні металів з високою теплопровідністю в стружку надходить 60-80 % тепла, а в інструмент – 3-5 %. При обробці металів з низькою теплопровідністю (жаростійких металів, сплавів) – в деталь поступає близько 40 % тепла, в інструмент – близько 30 %. При шліфуванні та свердлінні деталі нагріваються відповідно (60-80%) та (50-60%).

Шляхи вирішення проблеми температурної деформації різального інструмента:

1) Застосування мастильно-охолоджувальних рідин (МОР).
2) Видозміна геометричної форми інструмента для поліпшення відводу тепла.
3) Зменшення діапазону зміни розміру інструмента при його нагріванні і охолодженні шляхом ритмічних перерв у різанні при обробці партії заготовок.
4) Зміна режимів різання (зменшення швидкості, глибини різання і подачі).

Умови проведення експериментів по дослідженню величини температурної деформації інструменту Δ_m від часу охолодження T і величини подачі S представлені в табл. 1.

Таблиця 1. Інтервали зміни вихідних факторів

№п/п	S	T
1	0,074	30 ÷195
2	0,15	45 ÷255
3	0,3	90 ÷300

Методами регресійного аналізу [2, 3], використовуючи програмний засіб ПРІАМ [4], побудована двофакторна регресійна модель

$$Y = 4,77036 - 5.83768 x_2 + 3,31594 z_1 x_2 - 1,31438 z_1,$$ де

$$x_1 = 8,46433\left(X_1 - 0,181857\right);$$

$$z_1 = 2,03702\left(x_1^2 - 0,213672 x_1 - 0,621241\right);$$

$$x_2 = 0,00691358\left(X_2 - 155,357\right);$$

Отримана модель інформативна (табл. 2) і адекватна (табл. 3).

Таблиця 2. Аналіз інформативності моделі

Характеристика	Позначення	Значення
Множинний коефіцієнт кореляції	R	0,826111
Скорегований множинний коефіцієнт кореляції	$R_{кор}$	0,816196
Розрахункове значення критерію Фішера для R	F_R	27,2233
Критичне значення для критерію Фішера	F_{α,ν_1,ν_2}	2,85174
Рівень значущості	α	0,05
Степені свободи	ν_1	3
	ν_2	38
Частка розсіювання, пояснювана моделлю	R^2	0,68246
Критерій Бокса і Веца	γ	2
Гіпотеза про значущість коефіцієнта множинної кореляції	приймається	
Інформативність моделі	інформативність добра	

Таблиця 3. Аналіз адекватності моделі

Характеристика	Позначення	Значення
Дисперсія залишкова	$s^2_{зал}$	5,14442

Степені свободи	ν_1	3
	ν_2	38
Розрахункове значення критерію Фішера	$F_{ад}$	2,85174
Критичне значення для критерію Фішера	F_{α,ν_1,ν_2}	1,13549
Рівень значущості	α	0,05
Гіпотеза про адекватність	приймається	

Модель структурно стійка, оскільки максимальний коефіцієнт кореляції між регресорами, які входять в модель 0,0711316 при мінімальній кореляції регресорів з відгуком 0,284683. Модель також обчислювально стійка, так як число обумовленості COND = 1,03157 близьке до 1. Модель дозволяє аналізувати як силу впливу факторів (табл. 4), так і загальний вигляд залежності (рис. 1).

Таблиця 4. Частка впливу окремих факторів

Регресор	Частка впливу (%)
S	48,39
Взаємодія S і t	13,22
T	6,63

Тобто, модель має добрі статистичні характеристики, причому, всі, а значить, з точки зору спеціаліста статистика повністю придатна для використання. Причому, вона має ще одну позитивну якість, на цей раз з усіх точок зору – вона проста. Це, з одного боку позитивна сторона при смисловій інтерпретації, а з другого, дозволяє сподіватись на збереження залежності за межами області, визначеної проведеними експериментами, що, в свою чергу підвищує надійність прогнозів виду екстраполяції.

На жаль, з точки зору спеціаліста в предметній галузі модель має суттєві вади, які заважають її використанню взагалі. Так, смисловій інтерпретації заважає відсутність в моделі третього фактора, який там має бути присутнім відповідно до знань спеціаліста предметної галузі, але не потрібен статистику виходячи з задовільних характеристик моделі.

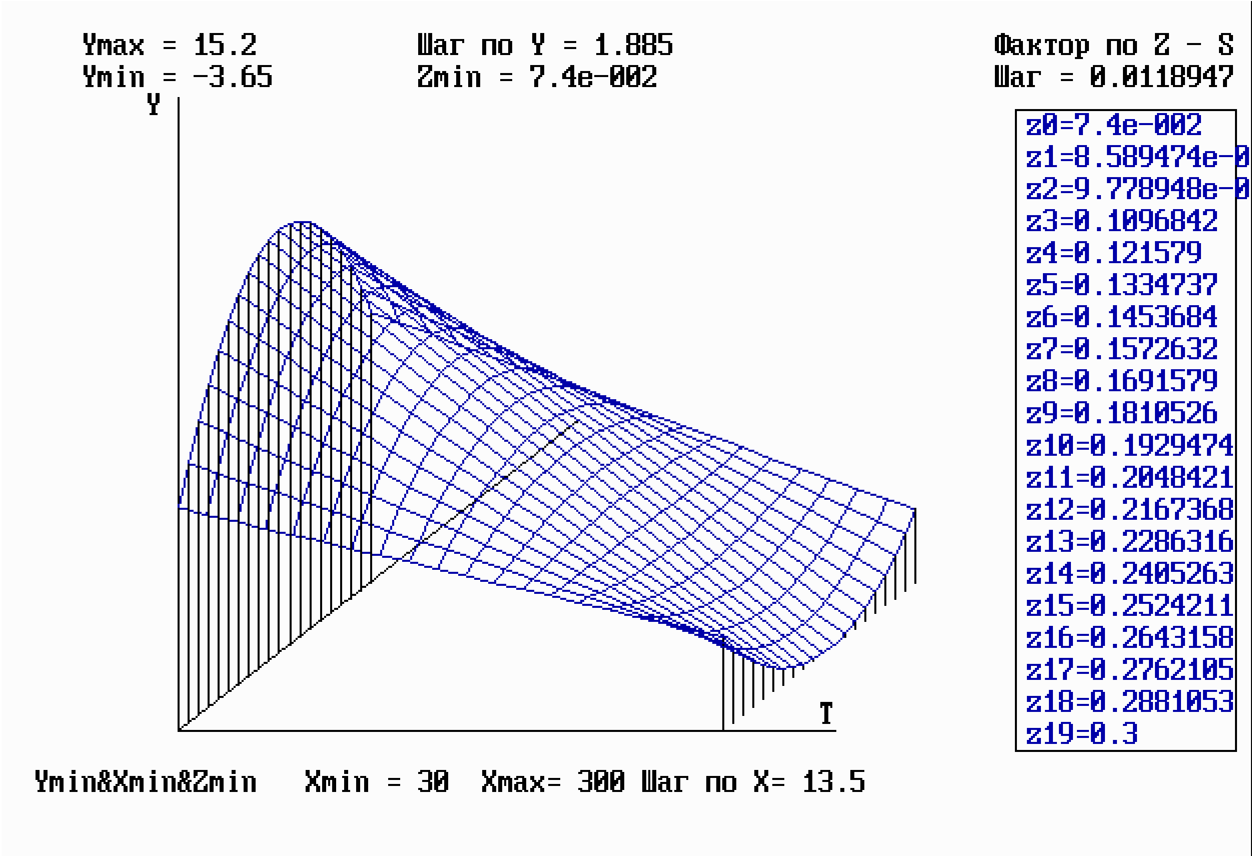

Рис. 1. Поверхня відгуку за моделлю

Недоліком моделі є також невисока точність апроксимації: середня абсолютна похибка 1,55 і середня похибка апроксимації 56,8%. Можливою причиною цього є неоднорідність факторного простору [5]. Перевірка цієї гіпотези за допомогою нечіткого кластерного аналізу [6-9] привела до розподілу вибірки на три кластери в залежності від значень факторів (див. табл. 5).

Таблиця 5. Розподіл на кластери в залежності від значень параметрів

Кластер	Фактори	
	S	T
1	0,074	30 –90
	0,15	135–210
	0,3	165–210
2	0,074	–
	0,15	45–120

	0,3	90–150
3	0,074	105–195
	0,15	225–255
	0,3	225–300

Побудова регресійних моделей по окремим кластерам привела до різкого підвищення точності апроксимації (табл. 6).

Таблиця 6. Характеристики точності моделей по окремим кластерам

Кластер	Характеристика точності	
	Середня абсолютна похибка апроксимації	Середня похибка апроксимації (%)
1	0,55994	13,7776
2	0,75102	7,40472
3	0,280793	43,2522

Більш високої точності апроксимація можна досягти використовуючи одновимірні багатоланкові кусочно-неперервні функції регресії [10], приклад з характеристиками якої приведено в табл. 7, 8.

Таблиця 7. Характеристики полігональної моделі

Множинний коефіцієнт кореляції, R	0,998114
Частка, пояснювана моделлю, R^2	0,996231
Розрахункове F-відношення для R	660,8687
Критичне значення для FR	3,47805
Середня похибка апроксимації (%)	0,51

Таблиця 8. Опис полігональної моделі

<table>
<tr><td rowspan="2">Точки перелому</td><td>Номер</td><td colspan="2">1</td><td colspan="2">2</td><td>3</td></tr>
<tr><td>Координата</td><td colspan="2">99</td><td colspan="2">195</td><td>272</td></tr>
<tr><td colspan="2">Номер коефіцієнта регресії</td><td>0</td><td>1</td><td>2</td><td>3</td><td>4</td></tr>
<tr><td colspan="2">Значення</td><td>10,13607</td><td>0,02071</td><td>-0,10353</td><td>0,027638</td><td>0,055734</td></tr>
</table>

На рис. 2 показано, наскільки точно такий вид моделі описує експериментальні дані. Слід також сказати, що точки перелому є точками зміни характеру залежності, що може бути використано для смислового аналізу процесу.

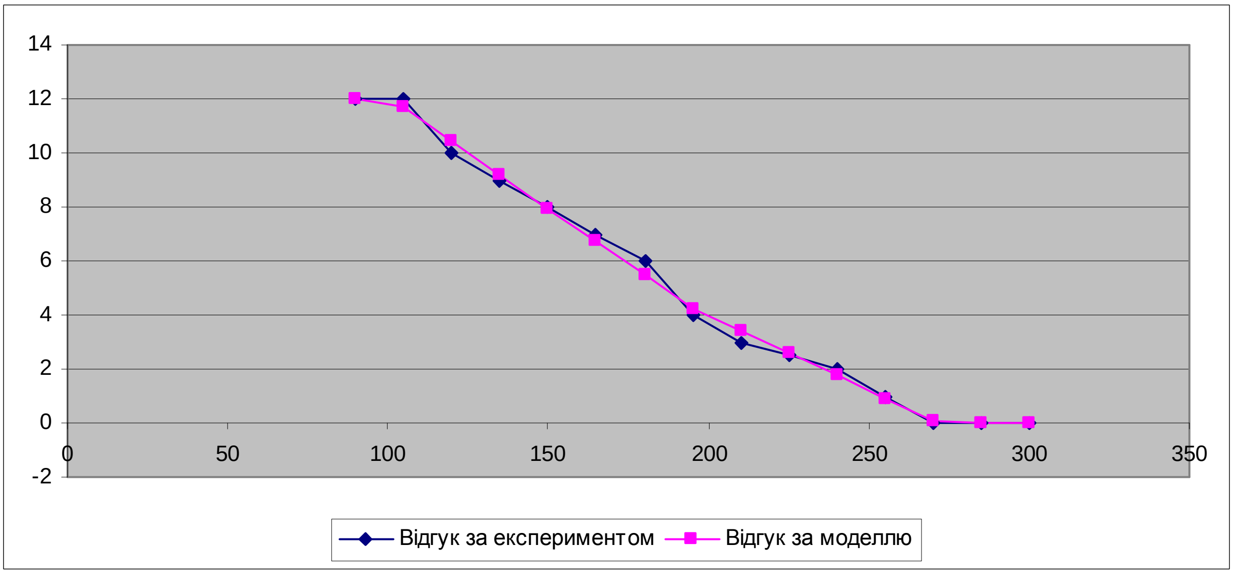

Рис.2. Опис одновимірної залежності полігональної регресією

Висновки.

1. Простір процесів, які відбуваються при механічній обробці матеріалів має значну неоднорідність: зміна закономірностей, які пов’язують показники і фактори в різних його частинах.

2. Опис процесів, пов’язаних з технологічними процесами обробки виконати однією простою моделлю з достатніми для практичного використання характеристиками не завжди можливо.

3. Моделі, які цілком задовільні з точки зору математичної статистики, можуть бути непридатні до використання. В зв’язку з чим адекватність моделі повинна оцінюватись з точки зору придатності для практичного використання в предметній галузі її застосування відповідно до мети дослідження. Статистичні характеристики є допоміжними для оцінювання вірогідності і надійності побудованої моделі.

4. Необхідно використовувати сукупність моделей, які діють в окремих частинах простору і дають можливість розв’язувати різні задачі по моделюванні процесів.

Список використаних джерел

1. Артамонов Е.В. Резание металлов и температурный фактор / Е.В. Артамонов, Д.В. Васильев, М.Х. Утешев. – Тюмень: ТюмГНГУ, 2012. – С. 68–101.

2. Дрейпер Норманн, Смит Гарри Прикладной регрессионный анализ, 3-е изд. –М.: Вильямс, 2007. –912с.

3. Карлсберг К. Регрессионный анализ в Microsoft Excel –СПб.: Альфа книга, 2017. –400с.

4. Лапач С.Н., Радченко С.Г., Бабич П.Н. Планирование, регрессия и анализ моделей PRIAM (ПРИАМ) // Каталог программные продукты Украины. –К.: 1993. С. 24-27.

5. С.М. Лапач. Проблеми побудови регресійних моделей процесів різання металів // Вісник НТУУ «КПІ». Серія «Машинобудування». –2014, –№3(72). – С.40–47.

6. Штовба С.Д. Проектирование нечетких систем средствами MATLAB. – М.: Горячая линия – Телеком, 2007. –288с.

7. С.Н. Лапач, С.Г. Радченко. Регрессионный анализ в условиях неоднородности факторного пространства // Математичні машини і системи, – 2016, –№ 3. –С.55–63.

8. Лапач С.М. Визначення оптимальної кількості кластерів // Математичне та імітаційне моделювання систем МОДС 2014: IX міжнародна науково – практична конференція (м. Київ – с. Жукін, 23 – 27 червня 2014). – С. 272 – 275.

9. Лапач С.М. Кластерний аналіз при визначенні однорідних областей факторного простору в регресійному аналізі // П`ятнадцята міжнародна конференція ім. акад. Михайла Кравчука 15-17 травня 2014р. Київ: Матеріали конф. Т.3. Теорія ймовірностей та математична статистика. –К.: НТУУ «КПІ», 2014. –С.82–84.

10. Кузьмін В.М., Лапач С.М. «Полігональна регресія при наявності гетероскедастичності», «Економіка і управління» –2007, –№1. –С.81–86.