

ISSN 0536-1044

**ИЗВЕСТИЯ
ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ
ЗАВЕДЕНИЙ**

10

1983

МАШИНОСТРОЕНИЕ

и быстрорежущих сталей закономерность, отличающуюся только значениями абсолютных величин параметров.

Анализ результатов проведенных исследований приводит к выводу о том, что лазерное упрочнение способствует увеличению несущей способности шероховатости поверхности, причем чем меньше величина коэффициента перемещения K_n , тем выше несущая способность. Все это, наряду с увеличенной микротвердостью поверхностных слоев, обработанных лазерным лучом, приводит к повышению эксплуатационных свойств инструментов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Ильин В. М., Влияние лазерного упрочнения на стойкость и надежность режущего инструмента, «Известия вузов. Машиностроение», 1982, № 7.
2. Ильин В. М., Волков В. Ж., Стойкость инструментов, обработанных лазерным лучом, Экспресс-информация «Металлорежущий и контрольно-измерительный инструмент», вып. 8, Институт информации по машиностроению, М., 1980.
3. Рыжов Э. В. и др., Технологическое обеспечение эксплуатационных свойств деталей машин, изд-во «Машиностроение», М., 1979.
4. Крагельский И. В. и др., Основы расчетов на трение и износ, изд-во «Машиностроение», М., 1977.

Статья поступила 25 февраля 1983 г.

621.941.1

ОПРЕДЕЛЕНИЕ СТОЙКОСТИ РЕЗЦОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ПОЛИНОМИАЛЬНЫХ МОДЕЛЕЙ

Асп. С. В. ГРУБЫЙ, канд. техн. наук, доц. Е. К. ЗВЕРЕВ, д-р техн. наук, проф. В. Н. ПОДУРАЕВ

Приведены результаты исследований по определению возможности использования различных полиномиальных моделей для определения стойкости резцов в широких пределах режимов резания. Целесообразность использования моделей изучалась на примере обработки стали резцами из безвольфрамового твердого сплава марки КНТ16. Рассмотрена последовательность планирования, предусматривающая применение полиномиальных моделей различных видов и проведение опытов по многофакторной схеме. Получены уравнения третьего порядка, с достаточной точностью определяющие стойкость резцов в исследованных пределах режимов резания.

Предложены обобщенные зависимости для расчета стойкости и скорости резания, которые могут служить основой для разработки нормативов по режимам резания резцами из безвольфрамовых твердых сплавов.

Выбор рациональных условий эксплуатации инструмента можно осуществить путем анализа структурной схемы и математической модели процесса резания, представляющих совокупность функциональных связей ряда первичных и вторичных параметров [1]. Общая математическая модель процесса состоит из групп моделей, позволяющих установить взаимную связь по отдельным показателям, причем особый интерес представляет определение математических зависимостей, описывающих влияние режимов резания на стойкость. Использование полиномиальных моделей в этом случае позволяет значительно сократить объем экспериментальных исследований за счет проведения опытов по многофакторной схеме, однако требует решения самостоятельной задачи по выявлению истинной модели из общей совокупности возможных.

В проведенных исследованиях целесообразность применения различных полиномиальных моделей устанавливалась на примере описания стойкости резцов, оснащенных безвольфрамовыми твердыми сплавами (БВТС).

Опыты проводились на заготовках-штангах (диаметр 260...320 мм, длина 1000...1300 мм) из стали марки 60. Использовались резцы токарные, сборные, проходные с механическим креплением сменных многогранных пластин 02114—100412 ГОСТ 19048—80 из БВТС марки КНТ16 и геометрическими параметрами: $\alpha=7^\circ$, $\gamma_\phi=-7^\circ$, $\varphi=90^\circ$, $\varphi_1=10^\circ$, $\lambda=8^\circ$. Эксперименты выполнялись на токарном станке с бесступенчатым регулированием частоты вращения шпинделя при наружном продольном точении заготовок без применения СОЖ.

Стойкость резцов определялась по экспериментальным кривым износ — период резания. Параметры износа пластин измерялись с помощью специального оптико-механического устройства. В качестве критерия допустимого износа была принята величина площадки износа по главной задней поверхности резца, равная 0,5 мм.

Основными факторами, влияющими на стойкость, считались скорость резания, глубина и подача. Опыты выполнялись по многофакторной схеме в диапазонах режимов резания: $v=1,00...2,67$ м/с, $t=0,7...3,0$ мм, $s=0,12...0,50$ мм/об. Переменные включались в выбранные модели в качестве кодированных факторов

$$X_1 = 4,69 \lg v - 1,00; \quad X_2 = 3,23 \lg s + 1,97; \quad X_3 = 3,16 \lg t - 0,51, \quad (1)$$

где v , s , t — натуральные значения переменных соответственно в м/с, мм/об, мм.

Рассматривался общий вид функции в точках области планирования

$$y_i = \eta(x_i) + e_i = \sum_{j=0}^k b_j f_{ij}(x_i) + e_i; \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad (2)$$

где N — число экспериментальных точек, k — количество неизвестных коэффициентов, e_i — суммарная ошибка, x_i — вектор (матрица-столбец) входных переменных, $f(x)$ — известные функции (полиномы).

Предполагаемыми полиномиальными моделями, описывающими стойкость резцов в рамках общей функции (2), были приняты модели вида [2]: неполная квадратичная (без квадратов); полная второго порядка; неполная третьего порядка (без кубов, квадратов и тройных взаимодействий); неполная третьего порядка (без кубов и тройных взаимодействий); полная кубическая.

Коэффициенты моделей оценивались в зависимости от значений стойкости, полученных в опытных точках. Необходимые опыты выполнялись по рекомендуемым стандартным симметричным планам, удовлетворительным с точки зрения различных критериев оптимальности [2].

Алгоритмы расчета коэффициентов моделей:

метод наименьших квадратов (МНК-оценки)

$$\underline{B} = (\underline{X}^T \underline{X})^{-1} \underline{X}^T \underline{Y} = \underline{M}^{-1} \underline{X}^T \underline{Y} = \underline{L} \underline{Y}, \quad (3)$$

где векторы (матрицы-столбцы): $\underline{Y} = (y_1, y_2, \dots, y_N)^T$ — результатов наблюдений, $\underline{B} = (b_0, b_1, \dots, b_k)^T$ — коэффициентов; матрицы: \underline{M}^{-1} — ковариационно-корреляционная, \underline{L} — вспомогательная;

Таблица 1

Наименование плана	Расчет коэффици- циентов	Члены уравнения											Отклоне- ния $S_{\text{иср}}^2$
		коэффициенты											
		1	X_1	X_2	X_3	X_1^2	$X_1 X_2$	$X_1 X_3$	X_2^2	$X_2 X_3$	X_3^2		
ПФЭ 2*	МНК	58,70	-45,81	-20,31	-22,81	—	19,19	17,69	—	17,19	—	825,2	
Бокса—Бенкера	МНК	47,99	-45,38	2,88	-20,38	27,06	-4,88	25,63	-6,19	-1,38	-16,44	724,0	
Бокса В ₃	МНК	34,28	-40,50	-14,75	-20,25	11,55	19,19	17,69	13,30	17,19	-0,20	637,2	
	МСА	33,87	-38,21	-12,49	-18,21	10,66	16,45	14,07	12,40	13,93	-1,14	583,7	
ПФЭ 3*	МНК	37,98	-43,01	-6,97	-20,47	25,29	11,12	20,25	3,66	10,96	-7,69	452,8	
	МСА	34,88	-42,38	-1,83	-19,14	19,86	7,74	18,97	6,88	7,66	-6,23	483,3	

Примечание. Функция — Г.

метод стохастической аппроксимации [3] (МСА-оценки)

$$\underline{B}_r = \underline{B}_{r-1} + \gamma_r f(\underline{x}_i) [y_{si} - \underline{B}_{r-1}^T f(\underline{x}_i)], \quad (4)$$

где y_{si} — опытное значение функции в точке; $\underline{x}_i = (X_{1i}, X_{2i}, X_{3i})^T$ — вектор входных переменных; $\gamma_1, \dots, \gamma_r, \dots, \gamma_\infty$ — последовательность неотрицательных чисел; r — номер приближения (итерации).

Расчет коэффициентов модели по алгоритму (3) выполнялся с использованием табличных матриц, известных для выбранных стандартных планов [2]. Уточнение МНК-оценок коэффициентов проводилось в соответствии с алгоритмом (4), при этом значения функции в опытных точках каждого плана использовались последовательно, а числа γ_r во всех приближениях принимали значения 0,1; 0,04; 0,02; 0,01. Значения МНК-оценок и лучших МСА-оценок коэффициентов моделей второго и третьего порядка приведены соответственно в табл. 1 и 2. Уравнения (5)–(8) в табл. составляют в форме (2): например, (5) имеет вид $\lg T = 1,52 \cdot 1 - 0,30X_1 + 0,16X_2 - 0,22X_3 + 0 \cdot X_1X_2 + \dots$. Статистическая проверка полученных уравнений регрессии с учетом средней по области планирования дисперсии опыта свидетельствует об адекватности принятых моделей, исключая неполную квадратичную.

Таблица 2

Номер уравнения		(5)	(6)	(7)	(8)
Число точек N		20	20	20	32
Расчет коэффициентов		МНК	МНК	МСА	МНК
Члены уравнения	1	1,52	1,58	1,531	1,64
	X_1	-0,30	-0,30	-0,303	0,12
	X_2	0,16	0,16	0,161	0,16
	X_3	-0,22	-0,22	-0,219	0,11
	X_1^2	—	0,15	0,136	0,13
	X_1X_2	0	0	-0,014	-0,06
	X_1X_3	0,01	0,01	0,018	0,05
	X_2^2	—	-0,08	-0,043	-0,08
	X_2X_3	0,02	0,02	0,013	0,05
	X_3^2	—	-0,15	-0,095	-0,11
	X_1^3	—	—	0,012	-0,30
	$X_1^2X_2$	-0,21	-0,21	-0,214	-0,21
	$X_1^2X_3$	0,01	0,01	0,002	-0,16
	$X_1X_2^2$	-0,12	-0,12	-0,118	-0,25
	$X_1X_2X_3$	—	—	-0,052	-0,36
	$X_1X_3^2$	-0,02	-0,02	-0,036	-0,15
	X_2^3	—	—	0,001	-0,02
$X_2^2X_3$	0,04	0,04	0,039	-0,13	
$X_2X_3^2$	-0,05	-0,04	-0,055	-0,06	
X_3^3	—	—	0,001	-0,17	
Отклонения	S_{1cp}^2	349,5	272,2	135,1	142,1*
	S_{2cp}^2	367,0	260,0	274,1	188,1

Примечание. Функция — $\lg T$.

*) Без точек на плоскости $X_1 = -1$.

Погрешности моделей оценивались по средним отклонениям уравнений регрессии от измеряемой поверхности. Различались отклонения: систематическое (отличие принятой модели от истинной)

$$W^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N [f^T(\underline{x}_i) \underline{B} - \eta(\underline{x}_i)]^2; \quad (9)$$

случайное (точность опыта и свойства плана)

$$Q^2 = N^{-1} s_9^2 \sum_{i=1}^N \underline{f}^T(\underline{x}_i) \underline{M}^{-1} \underline{f}(\underline{x}_i) = N^{-1} s_9^2 \sum_{i=1}^N d_i = s_9^2 d_{cp}, \quad (10)$$

где d_i — коэффициент дисперсии (мера точности) в точке, s_9^2 — дисперсия опыта;
общее

$$S^2 = W^2 + Q^2 = W^2 + s_9^2 d_c. \quad (11)$$

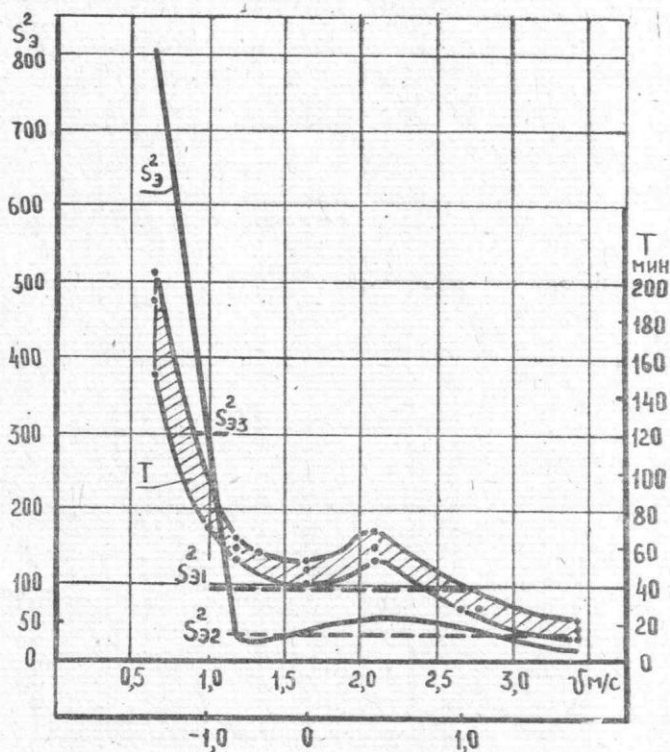


Рис. 1. Влияние скорости резания на стойкость и дисперсию опыта

Анализируя (10), (11), видим, что коэффициент дисперсии возрастает с увеличением радиуса от центра области планирования, а дисперсия опыта зависит от скорости резания (рис. 1). По области планирования целесообразно определить дисперсию опыта: среднюю $s_{9,1}^2 = 95,6$; минимальную $s_{9,2}^2 = 36,8$ и максимальную (на уровне $X_1 = -1$) $s_{9,3}^2 = 300$.

Средние отклонения уравнений регрессии вычислялись по данным опытов в точках «полного куба» — S_{1cp}^2 (27 точек) и по точкам внутри куба — S_{2cp}^2 (31 точка), причем под отклонением в точке понимался

квадрат разности расчетного и опытного значений функции. В качестве критерия планирования (экспериментирования) рассматривалась минимизация общего отклонения.

Изучение погрешностей уравнений регрессии второго порядка показывает, что средние отклонения оценок функции значительно превосходят среднюю дисперсию опыта (табл. 1). Модели второго порядка не могут с достаточной точностью описать стойкость резцов в исследуемых пределах режимов резания.

Отклонения уравнений регрессии третьего порядка могут быть значительно уменьшены за счет усложнения модели и улучшения оценок коэффициентов (табл. 2). Так, применение алгоритма МСА — в качестве начального приближения выбрано уравнение (5) табл. 2 — позволяет без увеличения числа опытов получить минимальные отклонения S^2_{1cp} и значительно уменьшить отклонения S^2_{2cp} . Усложнение модели (переход к полной кубической) при использовании алгоритма МНК приводит к получению минимальных отклонений по точкам внутри куба, однако требует увеличения числа экспериментальных точек. К недостаткам уравнения (8) табл. 2 можно отнести также резкое возрастание отклонений в угловых точках куба на плоскости $X_1 = -1$, что вызвано, по-видимому, увеличением как коэффициента и дисперсии опыта, так и систематического отклонения W^2 (9) для этих точек.

Уравнения (7) и (8) табл. 2 позволяют определить стойкость резцов из БВТС, причем при анализе вида, характера и закономерностей стойкостных зависимостей предпочтение следует отдать уравнению (8), имеющему минимальные отклонения S^2_{2cp} .

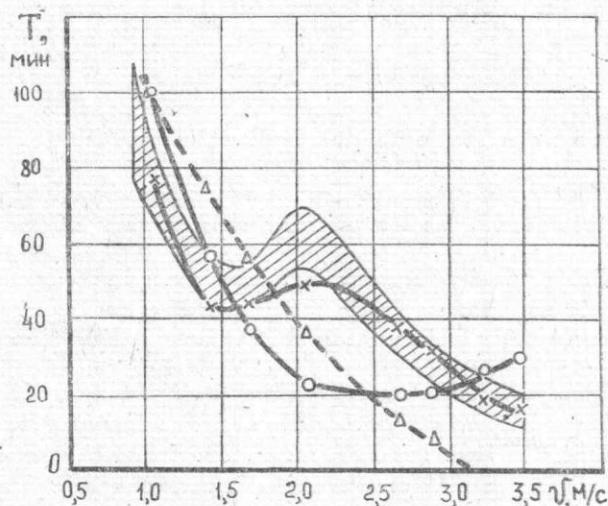


Рис. 2. Влияние скорости резания на стойкость при использовании различных полиномиальных моделей: Δ — неполная квадратичная, \circ — полная второго порядка, \times — полная третьего порядка; $l=1,5$ мм, $s=0,24$ мм/об

В качестве примера на рис. 2 показаны зависимости влияния скорости резания на стойкость при использовании различных полиномиальных моделей в сравнении с заштрихованной зоной экспериментальных значений. Модель третьего порядка с наибольшей точностью описывает экспериментально полученную стойкостную зависимость.

Проведенные расчеты и анализ показывают, что стойкостные зависимости носят сложный немонотонный характер, в общем случае с

несколькими экстремумами, причем характер зависимостей определяется элементами сечения срезаемого слоя. Основные практические значения имеют участки кривых с монотонным характером, характеризующие обработку на больших скоростях резания с достаточно высокими значениями стойкости резцов [1]. В указанных диапазонах скоростей резания уравнения регрессии путем аналитической обработки расчетных значений стойкости могут быть заменены обобщенными показательными уравнениями

$$T = \frac{C_T s^{b_2}}{v^{1/m} t^{b_1} e^{(C_1 t + C_2 s)}} \text{ мин,} \quad (12)$$

$$v = \frac{C_v s^{b_4}}{T^m t^{b_3} e^{(C_3 t + C_4 s)}} \text{ м/с,} \quad (13)$$

где постоянные и показатели степеней приведены в табл. 3 и действительны при $v \geq 1,65 s^{-0,26}$ м/с или $v > 2,25 t^{-0,17}$ м/с; $t = 0,7 \dots 4,0$ мм, $s = 0,10 \dots 0,50$ мм/об.

Таблица 3

Исходные данные	Число точек	Значения постоянных и показателей степеней										
		m	C_T	b_1	b_2	C_1	C_2	C_v	b_3	b_4	C_3	C_4
(8)	32	0,262	1984,0 · 10 ⁴	-2,344	2,580	2,534	11,909	81,63	-0,614	0,676	0,664	3,120
Эксперимент по однофакторной схеме	53	0,333	52590,0	0,147	1,357	0,468	7,664	37,23	0,049	0,452	0,156	2,552

Точность аппроксимации по (12), (13) оценивалась средней квадратичной ошибкой расчетных значений функций от экспериментальных и сравнивалась с точностью аналогичных уравнений, полученных аналитической обработкой результатов экспериментов по однофакторной схеме (табл. 3).

Установлено, что при использовании в качестве исходных данных уравнения регрессии (8) табл. 2 зависимости (12) и (13) характеризуются средней квадратичной ошибкой $\pm 9,6$ мин и $\pm 0,25$ м/с. Проведение опытов по однофакторной схеме позволяет уменьшить ошибку до $\pm 4,7$ мин и $\pm 0,08$ м/с, однако требует значительно большего объема экспериментов (табл. 3).

Уравнения (7), (8) табл. 2 и (12), (13) предназначены для назначения режимов резания резцами из БВТС и могут служить основой разработки нормативов резания.

Выводы

1. Полиномиальные модели могут быть использованы для установления стойкости резцов в широких пределах режимов резания.
2. Погрешности описания стойкости уменьшаются за счет последовательного усложнения модели, улучшения оценок коэффициентов и выбора эффективных планов.
3. Выбор модели, метода оценки коэффициентов и требуемого числа опытных точек определяется видом и характером исследуемой функции.

ЛИТЕРАТУРА

1. Подураев В. Н., Автоматически регулируемые и комбинированные процессы резания, изд-во «Машиностроение», М., 1977.

2. Таблицы планов эксперимента для факторных и полиномиальных моделей, под ред. В. В. Налимова, изд-во «Металлургия», М., 1982.
3. Лецкий Э. К., Последовательные алгоритмы вычисления коэффициентов регрессионной модели, «Проблемы планирования экспериментов», под ред. Г. К. Круга, изд-во «Наука», М., 1969.

Статья поступила 16 марта 1983 г.

621.787.4

ГЕОМЕТРИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ПЛАСТИЧЕСКОГО ВОЛНООБРАЗОВАНИЯ ПРИ ОБРАБОТКЕ ПОВЕРХНОСТНЫМ ПЛАСТИЧЕСКИМ ДЕФОРМИРОВАНИЕМ

Канд. техн. наук, доц. В. М. СМЕЛЯНСКИЙ

На основании результатов экспериментального исследования рассматриваются различные виды очагов деформации, возникающие при поверхностном пластическом деформировании, и их влияние на качество поверхностного слоя. Показывается, что формирование очага деформации подчиняется геометрическим законам, позволяющим все их многообразие представить в виде обобщенных рядов, зависящих только от расчетного натяга и профильного радиуса деформирующего инструмента.

При обработке поверхностным пластическим деформированием (ППД) форма и размеры очага деформации в определенной мере отражают особенности его напряженно-деформированного состояния и дают информацию о протекании процесса обработки. Известны работы*), в которых по размерам симметричного остаточного отпечатка определяется глубина и степень наклепа при статическом внедрении инструмента в заготовку.

При обработке накатыванием и выглаживанием в результате дробной деформации и наличия двух технологических движений (скорости и подачи) возникает асимметричный очаг деформации с волнообразным профилем контактных и внеконтактных зон. Зависимость параметров упрочнения поверхностного слоя от размеров и формы асимметричного очага деформации практически не исследована. Для решения этой задачи в качестве первого этапа исследовалось влияние технологических факторов на размеры и форму профиля очага деформации с целью определения геометрических аспектов волнообразования; результаты излагаются ниже.

Наибольшую информацию о процессе волнообразования можно получить, профилиграфируя поверхность очага деформации вдоль образующей заготовки, т.е. в плоскости подачи. Это объясняется следующими соображениями: волна в направлении подачи имеет значительно большие размеры, чем в других направлениях; понятие профиля очага деформации в геометрическом смысле четко фиксировано; профиль очага деформации может быть сравнительно просто воспроизведен; плоскость подач с механической точки зрения является главной плоскостью, так как деформация в этой плоскости превышает деформацию в других плоскостях; между параметрами очага деформации существует определенная связь, поэтому по его профилограмме в одной плоскости в определенной мере можно судить о деформации

*) Кудрявцев И. В., Петушков Г. Е., Влияние кривизны поверхностей на глубину пластической деформации при упрочнении деталей поверхностным наклепом, «Вестник машиностроения», 1966, № 7.