

ВЕСТНИК

МОСКОВСКОГО
ГОСУДАРСТВЕННОГО
ТЕХНИЧЕСКОГО
УНИВЕРСИТЕТА
имени Н. Э. Баумана

3(40)2000

Июль – сентябрь
Серия “Машиностроение”

Научно-теоретический
и прикладной журнал
широкого профиля

Издается с 1990 г.

Выходит один раз в три месяца

Издательство МГТУ
им. Н.Э. Баумана

СОДЕРЖАНИЕ

Технология и технологические машины

- В а с и л ь е в А. С. Формирование качества изделия машиностроения в многосвязных технологических средах 14
- П р о н и к о в А. С. Диагностика прецизионных машин по параметрам траекторий их рабочих органов 23
- Г р и г о р ь я н ц А. Г. Ж а р и к о в В. М. Использование лазеров на парах меди в технологии размерной обработки 28

Моделирование и проектирование

- А т т е т к о в А. В., В л а с о в П. А., В о л к о в И. К. Формирование температурных полей в полупространстве с теплозащитным покрытием 43
- Г р у б ы й С. В. Повышение эффективности аппроксимации многофакторных зависимостей резания металлов 55
- Т о в с т о н о г В. А. Теплофизика рассеивающих материалов: прикладные проблемы и решения 67

Фундаментальные проблемы

- Ф е о к т и с т о в К. П. Параметр Хаббла для больших расстояний 86

Динамика, прочность, надежность

- Н а у м о в А. М., Т и х о н о в а О. Н. Определение частот и форм свободных колебаний предварительно нагруженного резинокордного шланга (трубопровода), находящегося в потоке газа или жидкости 91

Специальные проблемы машиностроения

- М а р к о в В. А., С и р о т и н Е. А. Исследование влияния нагнетательного клапана на параметры процесса топливоподачи и показатели транспортного дизеля 102

Краткие сообщения

Егупов Н. Д., Левинзон С. В. Основные научные направления Калужского филиала МГТУ им. Н.Э. Баумана	111
---	-----

Информация

Научно-технический семинар по автоматическому управлению и регулированию теплоэнергетических установок	118
---	-----

CONTENTS

Technologies and Technological Equipment

Vasiliev A. S. Formation of mechanical engineering product quality in multiply connected technological media	14
Pronikov A. S. Diagnostics of precise machines on executive device trajectory parameters	23
Grigoryants A. G., Zharikov V. M. Applying copper-vapour lasers in machining technology	28

Modelling and Designing

Attetkov A. V., Vlasov P. A., Volkov I. K. Formation of temperature fields in half-space with thermo-protective coating	43
Gruby S. V. Approximation efficiency for multivariable dependencies in metal cutting	55
Tovstonog V. A. Thermal physics of dissipating materials: applied problems and solutions	67

Fundamental Problems

Feoktistov K. P. Hubble parameter for large distances	86
---	----

Dynamics, Strength, and Reliability

Naumov A. M., Tikhonova O. N. Frequencies and modes of free free oscillation of loaded hose (pipeline) in gas or liquid stream	91
---	----

Special Problems of Mechanical Engineering

Markov V. A., Sirotin E. A. Influence of fuel pump valve on fuel feed process parameters and characteristics of transport diesel engine	102
--	-----

Short Messages

Yegupov N. D., Levinzon S. V. Main scientific trends at Kaluga Branch of the Bauman Moscow State Technical University	111
--	-----

Information

Scientific-technical Seminar on Automatic Control in Heat Power Engineering	118
Abstracts of papers	126

С. В. Грубый

ПОВЫШЕНИЕ ЭФФЕКТИВНОСТИ АППРОКСИМАЦИИ МНОГОФАКТОРНЫХ ЗАВИСИМОСТЕЙ РЕЗАНИЯ МЕТАЛЛОВ

Рассмотрены вопросы совершенствования математического и программного аппаратов по аппроксимации функций многофакторными полиномиальными моделями на примере экспериментальных зависимостей стойкости режущего инструмента. В качестве алгоритма расчета коэффициентов применен метод стохастической аппроксимации. Проведено исследование этого метода, показано, что погрешности аппроксимации приближаются к соответствующим погрешностям опыта. Метод рекомендуется для аппроксимации функций нескольких переменных при проведении различных экспериментов.

При решении большинства экспериментальных задач возникает необходимость в разработке математических уравнений, аппроксимирующих функции нескольких переменных по результатам активного (заранее спланированного) или пассивного (наблюдение за действующим процессом) экспериментов. Такие уравнения могут быть разработаны в рамках полиномиальной модели, структура которой уточняется в ходе проведения и обработки результатов экспериментов, а в качестве алгоритма расчета коэффициентов чаще всего используют метод наименьших квадратов (МНК).

В частности, к таким задачам относится разработка математической модели процесса резания как совокупности функциональных связей ряда первичных и вторичных параметров. Причем, особый интерес для практики имеет раскрытие математических зависимостей влияния режимных параметров и других факторов на функции, характеризующие режущие свойства инструментов. Только наличие строгих математических уравнений, описывающих эти связи, позволяет вплотную подойти к рациональному выбору и оптимизации режимов обработки.

На первом этапе исследований [1] был применен подход к проведению экспериментов по многофакторной схеме с использованием стандартных трехфакторных планов (ПФЭ 2^3 , Бокса-Бенкена, Бокса V_3 , ПФЭ 3^3 и [2]) и получены МНК-оценки коэффициентов полиномиальных моделей по известному алгоритму

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

где матрицы X , Y , M^{-1} , L — условий эксперимента, результатов наблюдений, ковариационная, вспомогательная соответственно.

В качестве независимых переменных рассмотрены режимные параметры: скорость резания v , подача s , глубина t , а зависимой переменной (функции) — стойкость инструмента.

Основные характеристики планов и погрешностей полиномиальных уравнений приведены в табл. 1, где $Q_{k_{sr}}$ — средняя квадратическая погрешность, Q_{sr} — средняя арифметическая погрешность, $Q_{tn_{max}}$ — наибольшая относительная погрешность. Анализ данных таблицы показывает, что погрешность аппроксимации стойкости, как функции трех переменных, полиномиальными моделями с МНК-оценками коэффициентов имеет значительную величину. Причем, усложнение модели до полной кубической не только не уменьшает, но даже увеличивает погрешность.

Таблица 1

Характеристики полиномиальных уравнений стойкости с МНК-оценками коэффициентов

Наименование плана	Число точек плана	Вид модели	Число членов модели	Характеристики погрешностей			
				Число контрольных опытов	$Q_{k_{sr}}$, мин	Q_{sr} , мин	$Q_{tn_{max}}$
Бокса-Бенкена	15	Квадратичная	10	114*	24,4	18,4	2,5
Бокса В ₃	14	Квадратичная	10	114	19,4	14,6	4,9
ПФЭ 3 ³	27	Квадратичная	10	114	21,8	17,3	6,5
67 [2]	20	Неполная кубическая	13	114	19,0	14,5	5,7
65 [2]	20	Неполная кубическая	16	114	20,2	14,5	4,9
38 [2]	20	Кубическая	32	114	183,0	34,0	8,8
				32**	24,8	14,2	0,9

Примечание: * — включают опыты плана и дополнительные; ** — по опытам плана

Анализируя погрешности полиномиальных моделей, можно выделить составляющие погрешностей:

систематическую, которая определяет отличие принятой модели от истинной,

$$W^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N [f^T(x_i) \cdot B - \eta(x_i)]^2; \quad (2)$$

случайную, характеризующую точность опыта и свойства плана,

$$Q^2 = N^{-1} s_e^2 \sum_{i=1}^N f^T(x_i) \cdot M^{-1} f(x_i) = N^{-1} s_e^2 \sum_{i=1}^N d_i = s_e^2 d_{sr}; \quad (3)$$

общую

$$S^2 = W^2 + Q^2 = W^2 + s_e^2 d_{sr}, \quad (4)$$

где матрицы x_i , $f(x_i)$ — входных переменных и функций полиномов соответственно; N — число опытов; s_e^2 — дисперсия опыта; d_i —

коэффициент дисперсии (мера точности плана) в точке проведения опыта.

Из выражений (2)–(4) следует ограниченность принятых схем многофакторного планирования экспериментов и МНК-оценок коэффициентов выбором модели и свойствами плана. Так, уменьшение систематического отклонения за счет усложнения модели может привести к увеличению случайного отклонения из-за увеличения коэффициента дисперсии. Причем, оперативный анализ коэффициентов дисперсии возможен для стандартных планов с известными ковариационными матрицами M^{-1} . Отсюда следует неэффективность произвольного расположения опытных точек в факторном пространстве вследствие математической сложности расчета обратной матрицы M^{-1} и неопределенности случайного отклонения (3).

Отмеченные особенности органически присущи МНК и существенно затрудняют возможность точной многофакторной аппроксимации зависимостей резания металлов. Поэтому предложено использовать для расчета коэффициентов полиномиальных многофакторных моделей метод стохастической аппроксимации (МСА), который не накладывает строгих ограничений на число и расположение точек в факторном пространстве, на количество и порядок факторов, вид взаимодействий и число членов моделей. Общая теоретическая проработка метода выполнена, например, в работах [3, 4], и впервые метод предложен для многофакторной аппроксимации стойкости режущего инструмента в работах автора [1, 5].

Алгоритм метода стохастической аппроксимации предусматривает последовательные вычислительные процедуры, где матрица коэффициентов уточняется на каждой итерации последовательно и многократно по каждой опытной точке, а программный алгоритм предписывает цикл по базе данных до тех пор, пока средняя погрешность аппроксимации не станет меньше заданной. Общую процедуру МСА можно представить в виде

$$B_r = B_{r-1} + g_r f(x_i) [y_{ei} - B_{r-1}^T f(x_i)], \quad (5)$$

где y_{ei} — экспериментальное значение функции в i -й точке; g_1, \dots, g_r — последовательность положительных чисел; r — номер итерации.

Метод стохастической аппроксимации позволяет найти новую последовательность неизвестных коэффициентов, составляющих матрицу B полиномиальной модели $Y = B^T \cdot f(x)$, путем уточнения на каждой итерации без составления и решения систем уравнений, присущих МНК. Число коэффициентов матрицы B соответствует числу членов модели, задаваемых матрицей функций полиномов f для набора значений факторов x_i в каждой опытной точке.

Общая последовательность алгоритма МСА и структура программного обеспечения показаны на рис. 1. Расчетная программа предусматривает ввод значений положительных чисел g_r и dd , а также взаимодействует с текстовым файлом исходных данных, содержащим N -строк последовательных чисел — значений факторов

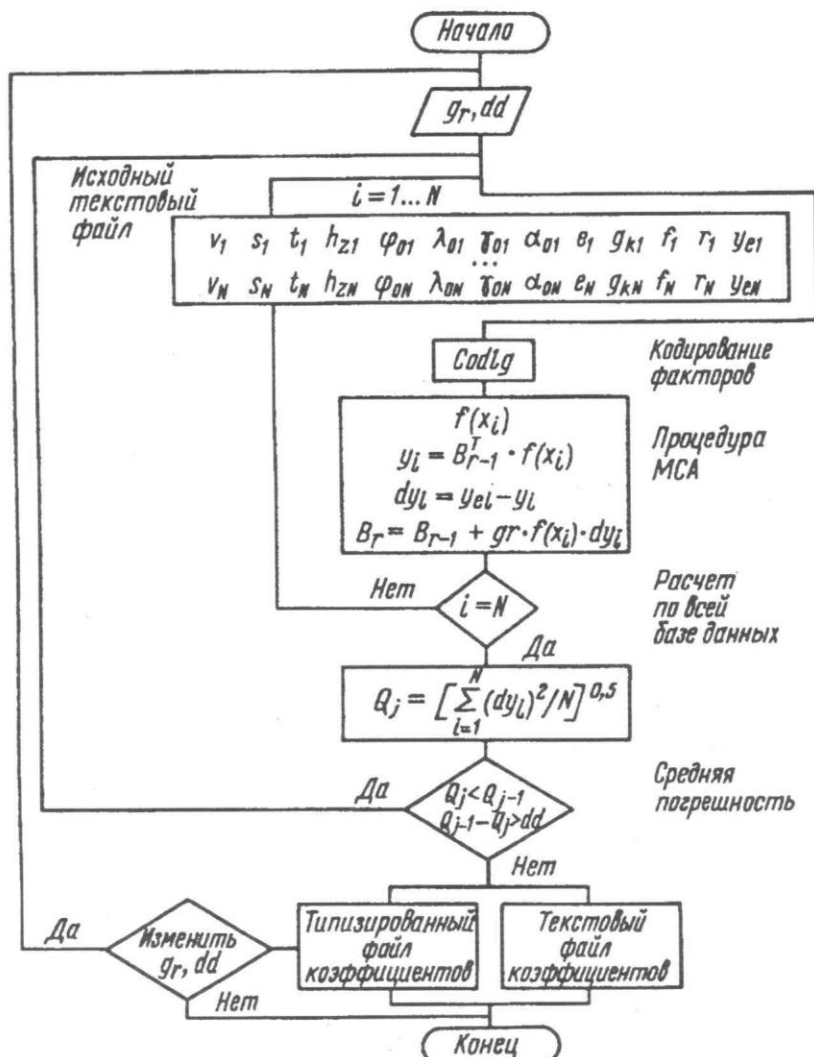


Рис. 1. Алгоритм метода стохастической аппроксимации

и соответствующего им экспериментального значения функции в каждой строке.

Матрица коэффициентов B уточняется с использованием данных каждой строки исходного файла в соответствии с процедурой (5). После использования всех N -строк файла выполняется расчет средней погрешности аппроксимации, которая сравнивается с предыдущим значением этой погрешности, а их разность согласуется с заданным числом dd . Числа g_r и dd могут изменяться после уменьшения погрешности до определенного предела, причем значение g_r приблизительно равно величине $1/N_r$, где N_r — общее число итераций.

Общие теоретические положения МСА нашли проверку при разработке многофакторных полиномиальных моделей, характеризующих режущие свойства сборных твердосплавных резцов при обработке конструкционных сталей. В соответствии с выражениями (2)–(4) и возможностями алгоритма МСА, общая стратегия пла-

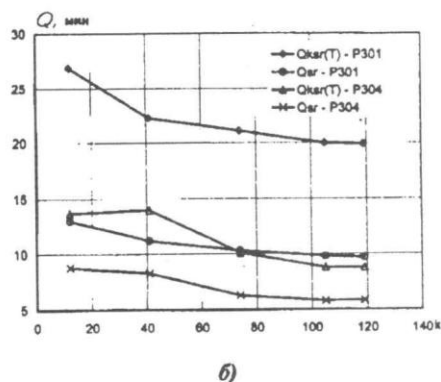
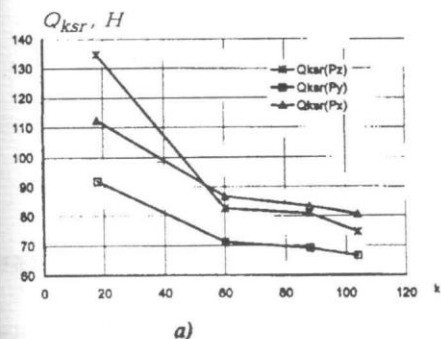


Рис. 2. Снижение погрешностей аппроксимации с увеличением числа членов модели:

а — сила резания; б — период резания

нирования и проведения опытов предусматривала последовательное структурное усложнение моделей до достижения лучших оценок коэффициентов по критерию минимизации общей погрешности. Структурное уточнение модели основано на механизме включения членов, учитывающих взаимодействия факторов, имеющих физический смысл.

Получено более 20 итоговых уравнений по аппроксимации функций периода резания, величины износа, скоростей резания и изнашивания, периода резания и величины износа начального участка кривых износа, сил резания, энергозатрат, шероховатости обработанной поверхности и др. Эти уравнения представляют собой сложные конструкции, включающие до 100 и более членов, с числом факторов до 17 в кодированном виде, общим порядком взаимодействия до VII. По существу, эти модели можно классифицировать как адаптивные и видоизменять их на любом этапе планирования и проведения опытов, добавляя или исключая члены (факторы).

По результатам вычислительного эксперимента установлено, что погрешности аппроксимации уменьшаются до определенного предела с увеличением числа членов модели и количества итераций. В качестве примера на рис. 2, 3 приведены графики, характеризующие снижение погрешностей для моделей периода резания T , (условные номера P301, 304) и сил резания (P_z , P_y , P_x). Раскроем структуру модели периода резания P301.

В табл. 2 приведены факторы и их диапазоны в натуральных значениях по экспериментальной базе данных, которая сформирована по 126 кривым износа, всего 504 экспериментальных значения измеренных величин износа режущего инструмента. В качестве функции в алгоритм МСА включены логарифмы значений периода резания — $\lg(T)$, а факторы представлены в кодированном виде в рамках общей функции кодирования

$$\text{Cod}(x_{in}, x_{\max}, x_{\min}) = 2(\lg x_{in} - \lg x_{\max}) / (\lg x_{\max} - \lg x_{\min}) + 1, \quad (6)$$

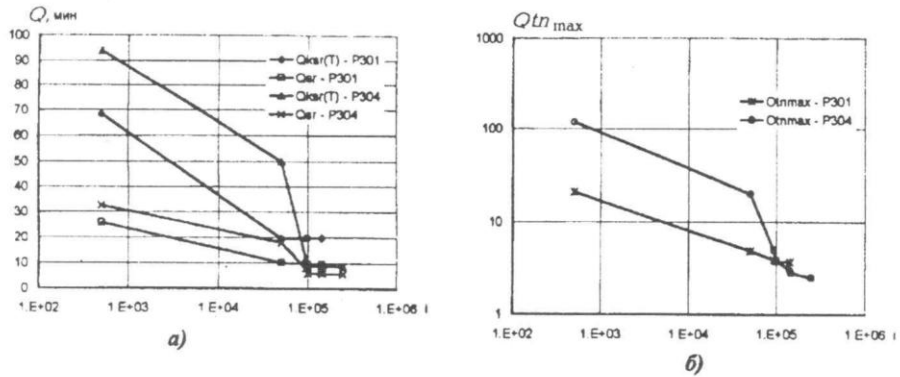


Рис. 3. Снижение погрешностей аппроксимации в моделях периода резания с увеличением числа итераций:
 а — средней арифметической и средней квадратической; б — наибольшая относительная погрешность

Таблица 2

Факторы, входящие в модель периода резания Р301

Факторы	Максимальное значение	Минимальное значение
Скорость v_n , м/с	3,7	0,2
Подача s_n , мм/об	0,6	0,1
Глубина t_n , мм	4	0,5
Износ h_{zn} , мм	1	0,2
Главный угол в плане φ_{0n} , град	92	45
Угол наклона кромки λ_{0n} , град	10	1
Передний угол γ_{0n} , град	-1	-9
Угол пластины в плане ϵ_n , град	110	80
Передний угол на пластине γ_{kn} , град	30	15
Размер фаски f_n , мм	0,5	0,1
Радиус при вершине r_n , мм	1,3	0,6
Задний угол α_{0n} , град	12	1

где x_{in} — натуральное значение фактора. Следует отметить, что максимальное и минимальное значения фактора x_{max} , x_{min} в функции (6) в общем случае могут не совпадать с границами диапазона экспериментальных значений (см. табл. 2) и установлены по результатам вычислительного эксперимента, минимизирующего в рамках алгоритма МСА погрешность аппроксимации. Тогда функции кодирования факторов в модели периода резания Р301 примут вид:

$$\begin{aligned}
 v &= \text{Cod}(v_n, 2, 0.4); \\
 s &= \text{Cod}(s_n, 0.6, 0.07); \\
 t &= \text{Cod}(t_n, 4, 0.5); \\
 h_z &= \text{Cod}(h_{zn}, 1, 0.02); \\
 f_{i0} &= \text{Cod}(\varphi_{0n}, 1.605, 0.785);
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \lambda_0 &= \text{Cod}(\lambda_{0n}, 0.174, 0.017); \\ \gamma_0 &= \text{Cod}(\gamma_{0n} + 0.174, 0.192, 0.017); \\ e &= \text{Cod}(e_n, 1.919, 1.396); \\ \gamma_x &= \text{Cod}(\gamma_{xn}, 0.523, 0.262); \\ f &= \text{cod}(f_n, 0.5, 0.1); \\ r &= \text{cod}(r_n, 1.3, 0.6); \\ \alpha_0 &= \text{Cod}(\alpha_{0n}, 0.262, 0); \end{aligned}$$

натуральные значения углов приведены в радианах.

Расчетный анализ функции кодирования (6) показывает, что для всех факторов функция имеет диапазон изменения от -1 до $+1$ (по фактору v до $+1,9$) при изменении факторов в пределах, соответствующих экспериментальной базе данных.

Общая модель периода резания включает 119 членов и имеет вид

$$\begin{aligned} \lg(T) = \sum_{j=1}^{119} b_j f_{ij}(x_i) &= b_1 + b_2 v + b_3 t + b_4 h_z + \dots + b_{13} v^2 + \\ &+ b_{14} s^2 + b_{15} t^2 + b_{16} h_z^2 + \dots + b_{40} s \varphi_0 + b_{41} h_z \varphi_0 + \\ &+ b_{42} v^3 + b_{43} s^3 + \dots + b_{72} s^2 \varphi_0 + b_{73} h_z^2 \varphi_0 + b_{74} h_z \varphi_0^2 + \\ &+ b_{75} v^4 + b_{76} s^4 + \dots + b_{102} h_z \varphi_0^3 + b_{103} h_z^3 \varphi_0 + \\ &+ b_{104} h_z^5 + \dots + b_{117} v^3 t h_z^3 + b_{118} v t^3 h_z^3 + b_{119} v^2 t^2 h_z^3. \end{aligned}$$

Соответствующая итоговая матрица коэффициентов получена при реализации алгоритма (5) и не приведена из-за ограниченного объема статьи. Следует отметить, что в связи с большими размерами матриц функций полиномов и коэффициентов, а также для повышения точности расчетов визуальный анализ и ручной ввод коэффициентов в расчетные программы не предусмотрен. По результатам реализации алгоритма МСА генерируется типизированный файл коэффициентов (т.е. информация о коэффициентах хранится в машинных кодах), с которым впоследствии взаимодействуют расчетные программы, а функции полиномов представлены в отдельном модуле или процедурой в теле программы.

Характеристики моделей периода резания, как функции указанных факторов, приведены в табл. 3, причем модели Р304, Р305

Таблица 3
Характеристики полиномиальных моделей периода резания

Условный номер	Число опытов	Диапазон v , м/с	Область определения, мин	Погрешности		
				$Q_{кар}$	$Q_{ар}$	$Q_{tn_{max}}$
Р301	504	0,2 – 3,7	1,3 – 640	19,9	9,7	3,7
Р304	456	1 – 3,7	1,3 – 220	8,8	5,8	2,5
Р305	48	0,2 – 1	27,5 – 640	35,5	24,6	1,1

Примечание: функция $-\lg(T)$; число членов — 119; число факторов — 12

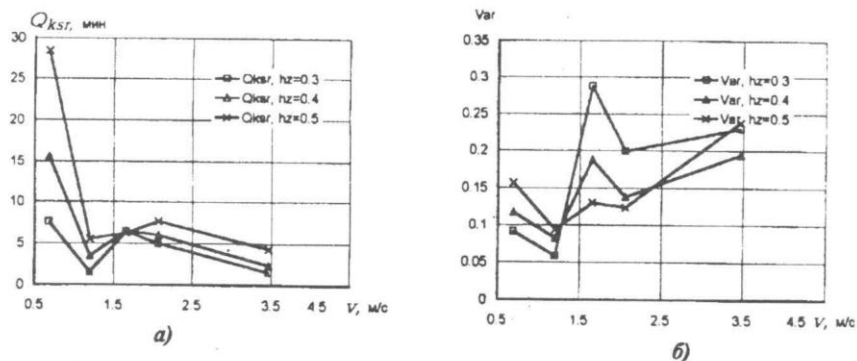


Рис. 4. Влияние скорости резания на погрешность (а) и коэффициент (б) вариации опыта

имеют структуру, аналогичную модели Р301, но с измененными функциями кодирования факторов, и отличаются более узким диапазоном скорости резания. По итоговым уравнениям легко рассчитать стойкость инструмента, подставляя величину износа, равную принятому критерию затупления.

Анализируя погрешности, приведенные в табл. 3, выявили, что по своей величине они приближены к соответствующим погрешностям опыта. На рис. 4 показаны графики влияния скорости резания на среднее квадратическое отклонение и коэффициент вариации опыта, полученные по результатам дополнительных экспериментов, где при скорости резания 0,68; 1,2; 1,66; 2,06; 3,46 м/с проведено по три опыта. Отмечено, что коэффициент вариации при всех скоростях резания составляет менее 0,3, что указывает на хорошее качество инструмента и стабильность условий эксперимента. Погрешность опыта резко возрастает для скоростей резания менее 1 м/с, что и объясняет значительную по величине погрешность модели Р305. Средняя погрешность опыта составляет в диапазоне скоростей резания $v > 0,68$ м/с — 10,4 мин; в диапазоне $v > 1$ м/с — 6 мин, что практически соответствует погрешности моделей Р301, Р304. Аналогичные результаты по анализу погрешностей получены по другим моделям (сил резания, шероховатости обработанной поверхности).

Гипотезу об адекватности полиномиальных моделей проверяли с помощью F -критерия Фишера

$$F_r = S_n^2 / S_y^2 < F_{\alpha, f_2, f_1},$$

где S_n^2 — дисперсия неадекватности, с числом степеней свободы $f_2 = N - k$, N — число опытов, k — число членов уравнения; S_y^2 — дисперсия опыта, с числом степеней свободы $f_1 = N_{0(n-1)}$, N_0 — число опытов, в которых выполнено дублирование по n в каждом; $\alpha = 0,05$ — уровень значимости. Расчетное значение критерия Фишера по моделям Р301, Р304 составило 2,1, что меньше табличных (2,55 и 2,94 соответственно), т.е. гипотеза об адекватности моде-

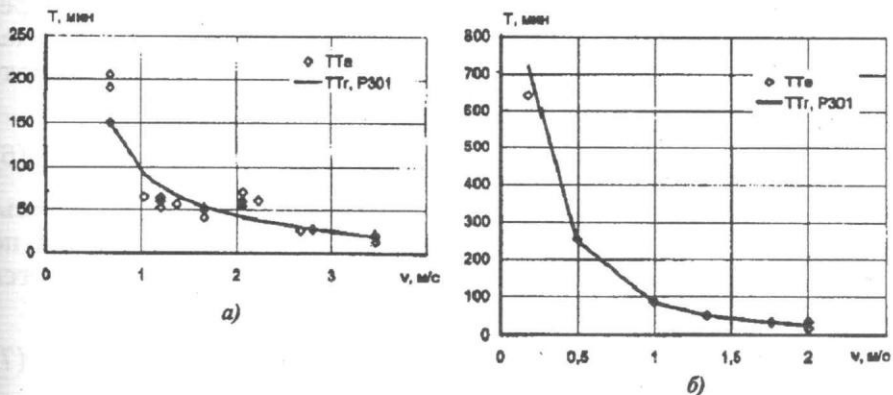


Рис. 5. Сравнение расчетных стойкостных зависимостей с экспериментальными данными:

а — $t = 1,5$ мм; $s = 0,24$ мм/об; $h_z = 0,5$ мм; б — $t = 2,5$ мм; $s = 0,4$ мм/об; $h_z = 0,5$ мм

лей не отклоняется. Аналогичные результаты получены по другим моделям.

Дополнительно к оценке погрешностей моделей расчетные значения по итоговым полиномиальным уравнениям сравнивались с экспериментальными, проведены регрессионный и корреляционный анализы. Установлено, что коэффициент корреляции между расчетными и экспериментальными значениями составляет более 0,93, а связь близка к линейной. Визуальное сравнение кривых износа (“величина износа–период резания” — 125 кривых), расчетных и экспериментальных, показало их близкое совпадение.

Интерпретация результатов многофакторной аппроксимации показывает, что полиномиальные модели правильно отражают физическое влияние исследованных факторов на функцию. Так, стойкость уменьшается с увеличением скорости резания, глубины, главного угла в плане, угла пластины в плане. Влияние подачи на стойкость носит экстремальный характер с наибольшим значением функции при подаче 0,25–0,3 мм/об. Стойкость увеличивается с увеличением угла наклона кромки, заднего угла, переднего угла и фаски на пластине, радиуса при вершине.

В качестве примера на рис. 5 приведены две расчетные зависимости влияния скорости резания на стойкость, полученные для различных сечений срезаемого слоя при критерии затупления 0,5 мм, в сравнении с экспериментальными данными, и отмечено их близкое совпадение.

Таким образом, итоговые полиномиальные модели являются строгими математическими уравнениями и отражают с минимальными погрешностями влияние ряда действующих факторов на функции, характеризующие режущие свойства инструментов. Уравнения могут служить основой для разработки математического аппарата по оптимизации режимов и условий механической обработки.

В частности, практический интерес представляет задача определения значений факторов, соответствующих максимальному значению стойкости инструмента. Для решения этой задачи рассмотрим процедуру минимизации функции

$$F_u = -T(v, t, s, h_z, f_{i0}, \lambda_0, \gamma_0, \alpha_0, e, \gamma_k, f, r) \quad (6)$$

с ограничениями по предельным значениям факторов в натуральном виде $x_{i \max}$, $x_{i \min}$. Минимизация функции (6) выполнена по методу градиентного спуска, когда значения фактора уточняются по каждой итерации в соответствии с выражением

$$x_{i,n+1} = x_{i,n} - \alpha_{i,n} dFu_i, \quad (7)$$

где $\alpha_{i,n}$ — переменный шаг; dFu_i — дифференциал функции по i -му фактору.

Численное дифференцирование проведено по формуле второго порядка точности

$$dFu_i = \frac{Fu(x_1, x_2, \dots, x_i + ddx_i, \dots) - Fu(x_1, x_2, \dots, x_i - ddx_i, \dots)}{2 ddx_i}, \quad (8)$$

где шаг в процедурах дифференцирования по каждому фактору был принят $ddx_i = (x_{i \max} - x_{i \min})/20$.

Первоначальное значение шага $\alpha_{i,0}$ в процедуре минимизации (7) составляло $\alpha_{i,0} = 0,01 ddx_i$ и на каждой итерации изменялось пропорционально дифференциалу функции

$$\alpha_{i,n} = \alpha_{i,0} \frac{|dFu_i|}{|Fu_0|},$$

где dFu_0 — дифференциал функции по i -му фактору в исходной точке. Такой выбор шагов установлен по результатам вычислительного эксперимента, что обеспечило плавное изменение функции при движении по градиенту и предотвратило заикливание программы.

Результаты минимизации функции (6) по трем режимным параметрам — скорости резания, подаче и глубине приведены на рис. 6 (величина износа и геометрические параметры инструмента были приняты постоянными: $h_z = 0,5$ мм, $\varphi_0 = 90^\circ$, $\lambda_0 = 7,5^\circ$, $\gamma_0 = -7^\circ$, $\alpha_0 = 6,9^\circ$, $e = 80^\circ$, $\gamma_k = 28^\circ$, $f = 0,35$ мм, $r = 1,2$ мм). Таким образом, максимальное значение стойкости составит 62 мин при значениях режимных параметров: скорость резания 1,5 м/с, подача 0,35 мм/об и глубина 1,4 мм

В табл. 4 приведены результаты минимизации функции (6) по геометрическим параметрам инструмента при постоянных значениях режимных параметров и величине износа: $v = 1,5$ м/с, $s = 0,35$ мм/об, $t = 1,4$ мм, $h_z = 0,3$ мм. Наибольшее значение стойкости инструмента составило 273,4 мин при значениях геометрических параметров: $\varphi_0 = 45^\circ$, $\lambda_0 = 10^\circ$, $\gamma_0 = 0,1^\circ$, $\alpha_0 = 15^\circ$, $e = 79^\circ$, $\gamma_k = 30^\circ$, $f = 0,5$ мм, $r = 1,3$ мм.

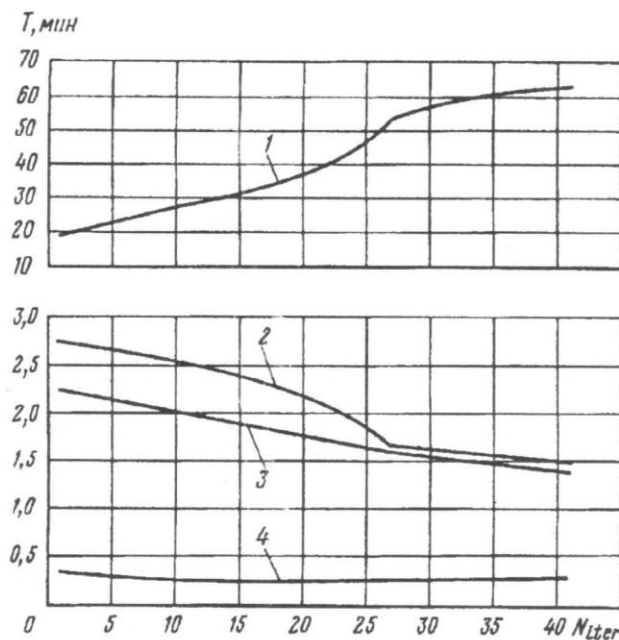


Рис. 6. Результаты минимизации функции $-T$ (1) по трем режимным параметрам: v (2), t (3) и s (4)

Таблица 4

Минимизация функции $-T$ по геометрическим параметрам инструмента с использованием модели Р301

№ iter	φ_0 , град	λ_0 , град	γ_0 , град	α_0 , град	e , град	γ_k , град	f , мм	r , мм	T , мин
1	65	7,5	-7	6,88	100	20	0,2	0,7	2
2	62,3	9,67	-7,03	10,4	91,5	22,32	0,31	1,01	5
3	56,5	9,81	-7,14	12,1	89,2	25,77	0,34	1,17	10,1
4	54,8	9,87	-7,16	12,74	87,1	26,87	0,43	1,26	17,5
5	45,6	9,89	-7,19	14,58	86	27,41	0,45	1,29	77,8
6	45,5	9,92	-5,22	14,91	82,9	28,74	0,48	1,3	120,7
7	45,3	9,93	-0,31	14,99	81,2	29,25	0,49	1,3	164,7
8	45,3	9,95	-1,09	14,99	80,7	29,37	0,5	1,3	183,6
9	45,2	9,97	-1,02	14,99	79,9	29,51	0,5	1,3	210,2
10	45,2	10	-0,73	15	79,1	29,68	0,5	1,3	249,1
11	45,1	10	-0,39	15	79	29,93	0,5	1,3	263,4
12	45	10	-0,26	15	79	29,95	0,5	1,3	270,4
13	45	10	0,08	15	79	29,98	0,5	1,3	272,1
14	45	10	0,07	15	79	29,98	0,5	1,3	272,7
15	45	10	0,07	15	79	29,99	0,5	1,3	272,9
16	45	10	0,07	15	79	29,99	0,5	1,3	273
17	45	10	0,07	15	79	29,99	0,5	1,3	273,2
18	45	10	0,07	15	79	29,99	0,5	1,3	273,3
19	45	10	0,07	15	79	30	0,5	1,3	273,4

Приведенные примеры показывают, что многофакторные полиномиальные модели раскрывают широкие возможности по расчету периода резания и выбору оптимальных режимных параметров для конкретных условий механической обработки. На их основе представляется возможным разработать математический аппарат по оптимизации режимов резания, основанный на использовании численных методов и положений вычислительной математики.

Выводы. 1. Подтверждена эффективность метода стохастической аппроксимации для представления многофакторных экспериментальных зависимостей. Впервые метод использован для разработки многофакторных полиномиальных моделей, характеризующих режущие свойства инструментов.

2. Результаты аппроксимации по МСА показали, что погрешности моделей снижаются с увеличением числа членов и количества итераций до определенного предела, причем средние погрешности практически соответствуют погрешностям опыта. Структура моделей может быть изменена, с учетом действующих факторов и объемов исходной информации.

3. Алгоритм МСА не накладывает ограничений на вид и структуру модели, число факторов, количество и расположение опытных точек в факторном пространстве. Метод применим как для аппроксимации результатов активного, так и пассивного экспериментов.

4. Актуальность разработки полиномиальных многофакторных моделей вытекает из ограниченности возможностей математического аппарата аппроксимации, основанного на использовании степенных или показательно-степенных уравнений.

5. Итоговые полиномиальные уравнения рекомендованы для практического применения по многофакторной оптимизации режимов и условий механической обработки.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Грубый С. В., Зверев Е. А., Подураев В. Н. Определение стойкости резцов с использованием полиномиальных моделей // Известия вузов. Машиностроение. – 1983. – № 10. – С. 119–125.
2. Таблицы планов эксперимента для факторных и полиномиальных моделей (справочное издание) / Под ред. В.В. Налимова. – М.: Металлургия, 1982. – 752 с.
3. Лецкий Э. К. Последовательные алгоритмы вычисления коэффициентов регрессионной модели // В кн.: Проблемы планирования эксперимента / Под ред. Г.К. Круга. – М.: Наука, 1969. – С. 28–36.
4. Литваков Б. М. Об одном итерационном методе в задаче аппроксимации функций по конечному числу наблюдений // Автоматика и телемеханика. – 1966. – № 4. – С. 104–113.
5. Грубый С. В. Последовательное снижение погрешностей полиномиальных моделей стойкости резцов // Известия вузов. Машиностроение. – 1986. – № 2. – С. 146–150.

Статья поступила в редакцию 25.06.1999

Сергей Витальевич Грубый родился в 1955 г., окончил в 1978 г. МВТУ им. Н.Э. Баумана. Канд. техн. наук, доцент кафедры “Инструментальная техника и технологии” МГТУ им. Н.Э. Баумана. Автор 40 научных работ в области оптимизации режимов механической обработки, сверхпрецизионной лезвийной обработки.

S. V. Gruby (b. 1955) graduated from the Bauman Moscow Higher Technical School in 1978. Ph. D. (Eng), ass. professor of “Tool Engineering and Technologies” Department of the Bauman Moscow State Technical University. Author of 40 publications in the field of superprecise blade machining.

