ность пиломатериалов по сечению может быть снижена уменьшением расстояния между каскадами пил, использованием пил меньшего диаметра и с минимальным из рекомендуемых уширением зубьев. Целесообразно также использовать технические средства, ограничивающие продольное деформирование выпиливаемых досок.

Опытно-промышленная эксплуатация экспериментального образца многопильного круглопильного станка Ц2М-1 в условиях Борисовского ДОКа им. Коминтерна подтверждает результаты исследования.

ЛИТЕРАТУРА

1. К у з н е ц о в А.И. Внутренние напряжения в древесине. – М.-Л.: Гослесбумиздат, 1950. – 60 с. 2. Б е з у х о в Н.И. Основы теории упругости, пластичности и ползучести. – М.: Высш. шк., 1968. – 512 с. 3. С а н е в В.И. Обработка древесины круглыми пилами. – М.: Лесн. пром-сть, 1980, с. 232.

УДК 671.891:519.24

А.П.КЛУБКОВ, канд.техн.наук,
В.Ф.ИСТУШКИН (БТИ)

ПЛАНИРОВАНИЕ ЭКСПЕРИМЕНТА ДЛЯ ОЦЕНКИ ЛИНЕЙНОГО ИЗНОСА ФРЕЗЕРНОГО ИНСТРУМЕНТА

При фрезеровании кромок облицованных древесностружечных плит происходит интенсивный износ режущих элементов фрезерного инструмента. Износ режущего инструмента вызывает изменение взаимного расположения режущей кромки инструмента и обрабатываемой детали, установленного в процессе настройки.

Так как значение износа изменяется во времени, то при интенсивном износе и длительном времени работы постоянное изменение взаимного расположения режущей кромки инструмента и обрабатываемой детали может привести к потере точности обработки – на станке или автоматической линии.

При обработке кромок облицованных древесностружечных плит износ инструмента не одинаков по длине режущей кромки. Для обеспечения требуемой точности обработки кромки большое значение имеет размерный износ инструмента в направлении, перпендикулярном обрабатываемой поверхности.

Экспериментальные исследования, проведенные ранее с целью изучения процесса затупления инструмента, базировались на применении метода пассивного (однофакторного) эксперимента. Этот метод исследований не позволяет выявить силу влияния каждого фактора, оценить роль их взаимодействия и исключает возможность оптимизировать процесс.

Цель метода планирования эксперимента состоит в том, чтобы после реализации опытов получить математическое описание функции отклика в виде математической модели, связывающей параметр оптимизации с варьируемыми факторами.

Математические методы планирования эксперимента использовались в работе [1] для решения проблем стойкости металлорежущего инструмента. В основном для получения математической модели стойкости металлорежущего инструмента применялся полный факторный эксперимент (ПФЭ) $N = 2^K$.

Эксперименты проводились на 4-стороннем продольно-фрезерном станке С26-2. Станок был модернизирован в направлении расширения его технологических и кинематических возможностей. В частности, скорость резания можно было изменять в пределах 1–100 м/с, скорость подачи – 0,2–50 м/мин. Режущий инструмент был изготовлен из стали Р6М5. Замеры линейного износа инструмента осуществляли на микроскопе УИМ21.

На первом этапе исследований применяли план полного факторного эксперимента, математическая модель которого – полином первой степени с эффектами взаимодействия

$$M\{y\} = \eta = \beta_0 + \sum_i \beta_i x_i + \sum_{ij} \beta_{ij} x_i x_j .$$

Коэффициенты регрессии уравнения (1) необходимо определить на основании результатов эксперимента. По результатам эксперимента можно определить только выборочные коэффициенты регрессии b_0; b_1; b_2; b_{12} ... , которые являются лишь оценками теоретических коэффициентов β_0; β_1; β_2; β_{12} ... .

Тогда уравнение регрессии, полученное на основании эксперимента и представляющее собой выборочную оценку "y" функции отклика η, может быть записано следующим образом:

$$\hat{y} = b_0 + \sum_{i=1}^{K} b_i x_i + \sum_{i \neq j}^{K} b_{ij} x_i x_j . \qquad (1)$$

Значения принятых уровней варьируемых факторов приведены в табл. 1.

Некоторые факторы были приняты постоянными: среди них диаметр окружности резания $D = 180$ мм, путь резания $L = 4 \cdot 10^3$ м, угловые параметры режущего инструмента и другие.

Для получения оценок коэффициентов уравнения (1) применен полный факторный план типа 2^3.

Матрица плана эксперимента и результаты измерений линейного износа представлены в табл. 2.

Таблица 1

Факторы и уровни их варьирования

Уровни и интервалы варьирования факторов							
Факторы				Уровни варьирования			
наименование	размерность	обозначение		кодовые			интервал варьирования
		натуральное	кодовое	−1	0	+1	
				натуральные			
Скорость резания	м/с	v	X_1	5	25	45	20
Подача на резец	мм	u_z	X_2	0,8	1,6	2,4	0,8
Глубина фрезерования	мм	h	X_3	2	4	6	2

Каждый опыт дублирован трижды. Порядок проведения опытов рандомизирован с помощью таблиц случайных чисел.

Дисперсию параллельных опытов определяли по формуле

$$S_u^2 = \frac{1}{r-1} \sum_{v=1}^{r} (y_{uv} - \bar{y}_u)^2.$$

Для установления возможности регрессионного анализа рассчитали однородности дисперсий параллельных опытов по критерию Кохрена

$$G_p = \frac{S^2_{u\,\text{макс}}}{\sum\limits_{u=1}^{N} S^2 u}.$$

Из табл. 3 $S^2_{u\,\text{макс}} = 1627$, а $S_u^2 = 6012$, тогда

$$G_p = \frac{1627}{6012} = 0{,}271.$$

Расчетное значение критерия сравниваем с табличным для степеней свободы: числителя $f_1 = r - 1$, знаменателя $f_2 = N$ и соответственно при выбранном уровне значимости $\alpha = 0{,}05$.

$$G_{\text{табл.}} = 0{,}5157 > G_p = 0{,}271.$$

Следовательно, гипотеза об однородности дисперсий параллельных опытов принимается. Отсюда дисперсия воспроизводимости равна

$$S^2_{(y)} = \frac{1}{N} \sum_{u=1}^{N} S_u^2 = \frac{6012}{8} = 751{,}5.$$

Ошибка эксперимента

$$S_{(y)} = \sqrt{S^2_{(y)}} = \sqrt{751{,}5} = 27{,}4.$$

Таблица 2

Матрица планирования и результаты эксперимента

Номер опыта в матрице	X_1		X_2		X_3		У, мкм
	код	v, м/с	код	u_z, мм	код	h, мм	средний результат (линейный износ)
1	–	5	–	0,8	–	2	404
2	+	45	–	0,8	–	2	543
3	–	5	+	2,4	–	2	170
4	+	45	+	2,4	–	2	275
5	–	5	–	0,8	+	6	520
6	+	45	–	0,8	+	6	758
7	–	5	+	2,4	+	6	660
8	+	45	+	2,4	+	6	710

План типа 2^3 позволяет получить раздельные оценки для коэффициентов уравнения регрессии вида

$$y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_{12}x_1x_2 + b_{13}x_1x_3 + b_{23}x_2x_3 + b_{123}x_1x_2x_3. \quad (2)$$

Коэффициенты уравнения регрессии (2) определяют по формулам

$$b_0 = \frac{\sum_{j=1}^{N} y_i}{N}; \quad b_i = \frac{\sum_{j=1}^{N} x_{ij} y_i}{N}; \quad b_{il} = \frac{\sum_{j=1}^{N} x_{ij} x_{ej} y_j}{N}.$$

В результате расчетов были получены следующие значения коэффициентов $b_0 = 505$; $b_1 = 66$; $b_2 = -51$; $b_3 = 157$; $b_{12} = -25$; $b_{13} = 6$; $b_{23} = 74$; $b_{123} = -19$.

После расчета всех коэффициентов уравнение (2) примет вид

$$У = 505 + 66X_1 - 51X_2 + 157X_3 - 25X_1X_2 + 6X_1X_3 +$$
$$+ 74X_2X_3 + 19X_1X_2X_3. \quad (3)$$

Необходимо провести проверку значимости коэффициентов модели. Проверку статистической значимости коэффициентов проводили с помощью t-критерия Стьюдента. Для полного факторного эксперимента ошибки всех коэффициентов равны между собой и определяются

$$S\{b_i\} = \frac{S_{(y)}}{\sqrt{N \cdot r}}; \quad S\{b_i\} = \frac{27,4}{\sqrt{8 \cdot 3}} = \frac{27,4}{4,9} = 5,6.$$

Коэффициент уравнения (3) значим, если его абсолютное значение больше доверительного интервала. При проверке значимости коэффициентов вычисляем t_p-критерий по формуле

$$t_p = \frac{/b_i/}{S\{b_i\}}$$

и сравниваем его с табличным $t_т$.

Для нашего случая t_p-критерий имеет следующие значения: $t_{0p} = 90,2$; $t_{1p} = 11,8$; $t_{2p} = 9,1$; $t_{3p} = 28$; $t_{12p} = 4,5$; $t_{13p} = 1,1$; $t_{23p} = 13,2$; $t_{123p} = 3,4$.

Коэффициент значим, если $t_p > t_т$ для принятого уровня значимости и числа степеней свободы, с которыми определялась дисперсия $S^2_{(y)}$.

Табличное значение $t_т$ находим исходя из условия, при $N(r-1) = 8(3-1) = 16$ степенях свободы и принятом уровне значимости $\alpha = 5\%$ $t_т = 2,12$.

Следовательно, в нашем случае незначимым коэффициентом является коэффициент b_{13}.

После исключения из уравнения (3) статистически незначимого коэффициента b_{13} уравнение регрессии принимает вид

$$У = 505 + 66X_1 - 51X_2 + 157X_3 - 25X_1X_2 + 74X_2X_3 - 19X_1X_2X_3 \quad (4)$$

Полученное уравнение проверяем на адекватность (табл. 4).

Таблица 3

Результаты эксперимента и их статистическая обработка

Номер	Линейный износ y, мкм				$y_{u1}-\bar{y}$	$y_{u2}-\bar{y}$	$y_{из}-\bar{y}$	$(y_{u1}-\bar{y})^2$	$(y_{u2}-\bar{y})^2$	$(y_{из}-\bar{y})^2$	S_u^2
	y_{u1}	y_{u2}	$y_{из}$	$\bar{y}$							
	382	420	410	404	–22	16	6	484	256	36	388
	518	570	541	543	–25	27	–2	625	729	4	679
	175	178	157	170	5	8	–13	25	64	169	129
	298	257	270	275	23	–18	–5	529	324	25	439
	495	540	525	520	–25	20	5	625	400	25	525
	795	715	764	758	37	–43	6	1369	1849	36	1627
	675	625	680	660	15	–35	20	225	1225	400	925
	720	670	740	710	10	–40	30	100	1600	900	1300
	Σ							991	3223,5	797,5	6012

Таблица 4

Расчет дисперсии адекватности

Номер опыта в матрице	$\bar{y}_u$	$\hat{y}_u$	$\bar{y}_u - \hat{y}_u$	$(\bar{y}_u - \hat{y}_u)^2$
1	404	401	3	9
2	543	545	–2	4
3	170	163	7	49
4	275	283	–8	64
5	520	529	–9	81
6	758	749	9	81
7	660	663	–3	9
8	710	707	3	9
Σ				306

Проверка адекватности заключается в выяснении соотношения между дисперсией адекватности $S^2_{ад}$ и дисперсией воспроизводимости $S^2\{y\}$ Проверку гипотезы об адекватности модели проводили с использованием F-критерия Фишера.

$$F_p = \frac{S^2_{ад}}{S^2\{y\}}; \qquad S^2_{ад} = \frac{r}{N-\lambda} \sum_{u=1}^{N} (\bar{y}_u - \hat{y}_u)^2,$$

где λ – число значимых коэффициентов уравнения, в нашем случае = 7; r – число параллельных опытов; N – число независимых опытов.

$$F_p = \frac{3 \cdot 306}{751,5} = \frac{918}{751,5} = 1,22,$$

где $F_{табл} = 3$ соответственно для степеней свободы $f_{ад} = 2$, $f_{OE} = 16$ и при уровне значимости $\alpha = 0,05$.

В связи с тем что $F_p < F_{табл.}$, уравнение (4) можно считать адекватным.

Проверка адекватности модели по критерию Фишера не дала ответа на вопрос – значимы ли коэффициенты при квадратичных членах. При наличии в полученной модели взаимодействий оценки $\hat{b}_i$ коэффициентов при линейных членах остаются независимыми друг от друга, но они могут быть смешаны со взаимодействиями высших порядков.

$$\hat{b}_0 = \bar{b}_0 + \bar{b}_{11} + \bar{b}_{22} + \ldots + \bar{b}_{пп}.$$

Пользуясь этим свойством, можно оценить значимость квадратичных коэффициентов. Для этого проводили эксперимент в центре плана (4 опыта) и определяли значение $\tilde{y}_0$.

Если квадратичные эффекты отсутствуют, то должно соблюдаться условие

$$E\left\{\tilde{y}_0 - \hat{b}_0\right\} = 0.$$

В нашем случае разность между значением параметра оптимизации y_0 в центре плана и свободным членом b_0 значительно превышала ошибку эксперимента.

Из этого следует, что $\bar{b}_{11} \neq 0, \bar{b}_{22} \neq 0, \bar{b}_{пп} \neq 0$, а исследуемая зависимость не может быть с достаточной точностью аппроксимирована уравнением (1). Поэтому при исследовании износа режущего инструмента следует применить планы второго порядка.

ЛИТЕРАТУРА

1. Кацев П.Г. Статистические методы исследования режущего инструмента. – М.: Машиностроение, 1974. – 231 с.

УДК 621.791.3

А.П.КЛУБКОВ, канд.техн.наук,
П.П.КЛИМЕНКО, канд.техн.наук,
В.Ф.ИСТУШКИН (БТИ)

УНИВЕРСАЛЬНАЯ УСТАНОВКА ДЛЯ НАПАЙКИ ТВЕРДОГО СПЛАВА НА ДЕРЕВОРЕЖУЩИЙ ИНСТРУМЕНТ

Повышение качества выпускаемой продукции, производительности труда и эффективности работы деревообрабатывающего оборудования и инструмента в значительной степени зависит от качества подготовки режущего инструмента и его способности продолжительное время сохранять режущие свойства. Создание высокопроизводительного режущего инструмента в настоящее время решается заменой стального инструмента на инструмент, оснащенный пластинами твердого сплава.

Успешное применение твердого сплава для армирования дереворежущего инструмента может быть обеспечено лишь при условии наличия специфического оборудования, позволяющего изготавливать и ремонтировать твердосплавный дереворежущий инструмент в условиях производства.