

УДК 621.9: 658.5

Т. Г. Ивченко, канд. техн. наук, доцент
Донецкий национальный технический университет
Тел./Факс: +38 (062) 3050104; E-mail: tm@mech.dgtu.donetsk.ua

ОПТИМИЗАЦИЯ РЕЖИМОВ РЕЗАНИЯ С УЧЕТОМ СЛУЧАЙНОГО ХАРАКТЕРА СТОЙКОСТИ РЕЖУЩЕГО ИНСТРУМЕНТА

Представлены результаты анализа стойкости режущего инструмента как случайной величины на основе коэффициента вариации и закона ее распределения. На основании анализа критерия оптимизации - производительности как функции случайного аргумента получены аналитические зависимости, позволяющие количественно учитывать рассеивание стойкости режущего инструмента при определении ее оптимального значения.

Ключевые слова: режущий инструмент, стойкость, коэффициент вариации, закон распределения.

T. G. Ivchenko

OPTIMIZATION OF CUTTING REGIMES TAKING INTO ACCOUNT CASUAL CHARACTER OF THE CUTTING TOOL LIFE

The results of the analysis of the cutting tool life as casual value on basic of the variation coefficient and its distributing law are presented. On the basis of analysis of optimization criterion - productivity as functions of casual argument are got analytical dependences, allowing in number to take into account dispersion of the cutting tool life at determination of its optimum value.

Keywords: cutting tool, cutting tool life, coefficient of variation, distributing law.

1. Введение

Важнейшим резервом повышения эффективности механообработки является обоснование рациональных условий функционирования режущего инструмента. В связи с этим весьма актуально совершенствование методик оптимизации режимов резания, обеспечивающих максимальное приближение к реальным условиям процесса резания в производственных условиях.

В настоящее время основные методы решения задач оптимизации основаны на рассмотрении параметров процесса резания как детерминированных величин. Однако, согласно современным представлениям, процесс резания - это сложный физико-химический механизм взаимодействия инструмента с обрабатываемым материалом в условиях рассеивания свойств составляющих элементов технологической системы, что обуславливает стохастический характер параметров процесса резания [1]. В результате известные методы оптимизации основаны на замене случайных параметров их средними значениями и приближенной аппроксимации случайных моделей детерминированными [2].

Закон распределения случайной величины является ее основной характеристикой [3]. При исследовании особенностей функционирования режущего инструмента весьма актуальной является задача определения закона распределения его стойкости. В настоящее время накоплено достаточно большое количество как экспериментальной, так и теоретической информации о законах распределения стойкости режущего инструмента в различных условиях эксплуатации [4]. Однако методы учета законов распределения при оптимизации режимов резания практически отсутствуют.

Выполненные в этом направлении работы по оптимизации показателей качества

режущего инструмента [5] требуют дальнейшего развития.

Цель работы – создание методики оптимизации режимов резания с учетом закона распределения стойкости режущего инструмента как случайной величины.

2. Основное содержание и результаты работы

Стохастический характер функционирования режущего инструмента обусловлен действием систематических и случайных возмущающих параметров процесса резания [1]. К числу систематических возмущающих параметров относят закономерные изменения геометрии инструмента и режимов резания, которые вызваны конструктивными особенностями обрабатываемых деталей и кинематикой резания. К возмущающим параметрам резания, имеющим случайную природу, относят неконтролируемые изменения физико-механических свойств заготовки и инструмента, припуска, статические и динамические характеристики оборудования и технологической оснастки. В результате случайный характер имеет и основной выходной параметр процесса резания - стойкость режущего инструмента T .

При анализе стойкости режущего инструмента как случайной величины наиболее распространен закон Вейбулла [4], для которого вероятность безотказной работы $P(t)$ и плотность распределения $f(t)$ имеют вид:

$$P(t) = e^{-(t/a)^b}, \quad f(t) = b/a(t/a)^{(b-1)} e^{-(t/a)^b}, \quad (1)$$

где a , b - параметры масштаба и формы закона распределения.

Параметр масштаба a определяется средним периодом стойкости T_C в зависимости от параметра b :

$$a = T_C / \Gamma(1 + 1/b), \quad (2)$$

где $\Gamma(1 + 1/b)$ - гамма-функция.

Параметр b взаимосвязан с коэффициентом вариации стойкости V_T :

$$V_T = \sqrt{[\Gamma(1 + 2/b) - \Gamma^2(1 + 1/b)]} / \Gamma(1 + 1/b). \quad (3)$$

Аналитическая зависимость параметра формы закона Вейбулла b по известному коэффициенту вариации V_T [4]:

$$b(V_T) = \exp(-1,092 \ln V_T) \quad (4)$$

Средний T и гамма-процентный T_γ (с заданным уровнем вероятности γ) периоды стойкости определяются как:

$$T_C = a\Gamma(1 + 1/b); \quad T_\gamma = a(-\ln(\gamma/100))^{1/b}, \quad (5)$$

По результатам производственных экспериментальных исследований выполнен анализ законов распределения стойкости режущего инструмента в реальных условиях

эксплуатации.

В табл.1 представлены условия и результаты обработки экспериментальных исследований сборных резцов с квадратной пластиной Т5К10.

Таблица 1. Условия и результаты экспериментальных исследований инструмента

№ п/п	Обрабатываемый материал, твердость	Режимы резания			Число испытаний N	Результаты эксперимента		Параметры закона Вейбулла	
		Скорость V , м/мин	Подача S , мм/об	Глубина t , мм		Средний период стойкости T_c	Коэффициент вариации V_T	a	b
2	Сталь 20ХГНР HB174...217	40	0,34	4,0	48	42	0,6	47	1,7
3	Сталь 20ХГНР HB174...217	63	0,78	2,4	41	40	0,85	43	1,2

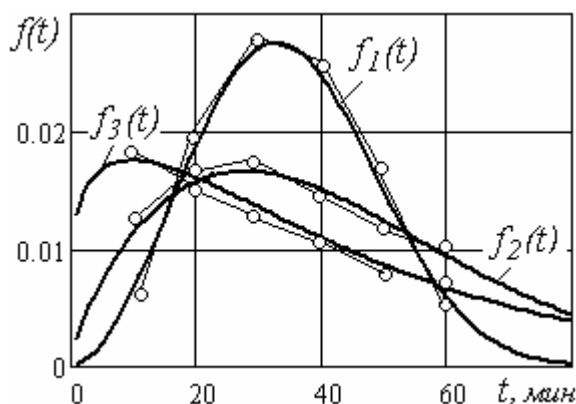


Рисунок 1. Графики экспериментальных и теоретических функций плотности распределения стойкости инструмента в различных условиях эксплуатации

Экспериментальные и теоретические функции плотности распределения стойкости инструмента для указанных условий представлены на рис. 1. Проверка по критерию Фишера подтвердила адекватность закона Вейбулла для установленных экспериментально законов распределения стойкости инструмента.

Результаты экспериментальных исследований свидетельствуют о значительном рассеивании стойкости инструмента в реальных производственных условиях. Это подтверждает необходимость учета закона распределения стойкости инструмента при решении задачи оптимизации.

В представляемой работе рассматривается пример однопараметрической оптимизации скорости резания при заданных значениях глубины резания и подачи по критерию максимальной производительности. В этом случае в качестве параметра оптимизации сначала определяется стойкость инструмента, а затем по известным зависимостям рассчитывается скорость резания.

В качестве критерия оптимизации принимается переменная часть производительности, зависящая от режимов резания:

$$K = (t_o + t_c t_o / T)^{-1}, \tag{6}$$

где t_o - основное время обработки; t_c - время смены инструмента.

Целевая функция, выражающая зависимость критерия K от параметра оптимизации T выражается следующим образом:

$$K(T) = (aT^m + at_c T^{m-1})^{-1}, \tag{7}$$

где $a = \pi D L t^{x_v} S^{y_v - 1} / 1000 C_V K_V$ – постоянный коэффициент; D - диаметр обрабатываемой поверхности; L – длина обработки; V – скорость резания; S – подача; C_V, K_V – коэффициенты и x_v, y_v, m – показатели, которые характеризуют степень влияния глубины t_c , подачи S и стойкости T на скорость резания V , определяемые в зависимости от условий эксплуатации.

Оптимальный по производительности период стойкости без учета случайного характера ее распределения равен:

$$T_o = (1/m - 1)t_c. \tag{8}$$

Для учета закона распределения стойкости инструмента при решении задачи оптимизации: рассмотрим целевую функцию $K(T)$ как функцию случайного аргумента T . При известном законе распределения случайного аргумента T может быть определен и закон распределения целевой функции как функции случайного аргумента $K(t)$. Интегральная $G[K(t)]$ и дифференциальная $g[K(t)]$ функции распределения выражаются следующим образом [3]:

$$G[K(t)] = F[\varphi([K(t)])]; \quad g[K(t)] = f[\varphi([K(t)])]\varphi'([K(t)]), \tag{9}$$

где $\varphi[K(t)]$ - функция, обратная $[K(t)]$ по аргументу t .

Для рассматриваемой целевой функции сложно получить аналитическое выражение функций распределения. Однако представляется возможным определить численные характеристики, а именно математическое ожидание функции случайного аргумента, что является вполне достаточным для решения задачи оптимизации [3]:

$$M[K(t)] = \int_{-\infty}^{+\infty} K(t)f(t)dt \tag{10}$$

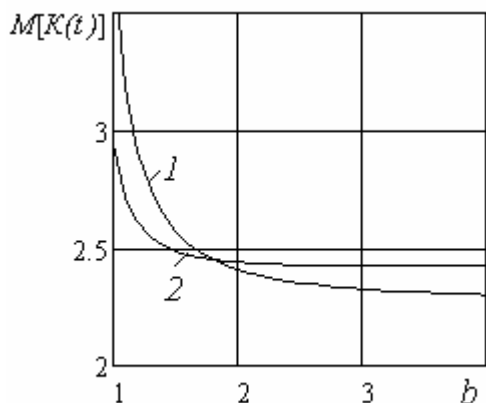


Рисунок 2. Графики зависимости математического ожидания функции случайного аргумента от параметра b закона Вейбулла его распределения

Графики математического ожидания функции случайного аргумента в зависимости от параметра формы b закона распределения Вейбулла случайного аргумента при различных значениях параметра масштаба a ($1 - a_1 = 20$ мин, $2 - a_2 = 60$ мин). Графики свидетельствуют о весьма существенном влиянии параметров закона распределения случайного аргумента на математическое ожидание функции случайного аргумента.

Рассмотрим общее решение для определения параметров функции одного случайного аргумента [3]. Случайная величина Y

есть нелинейная функция случайного аргумента X с математическим ожиданием M_x и дисперсией D_x :

$$Y = \varphi(X). \tag{11}$$

Разлагая функцию $y = \varphi(x)$ в ряд Тейлора в окрестности точки m_x и сохраняя в разложении первые три члена, имеем приближенно

$$Y = \varphi(x) \approx \varphi(M_x) + \varphi'(M_x)(X - M_x) + \frac{1}{2}\varphi''(M_x)(X - M_x)^2. \tag{12}$$

Математическое ожидание M_y и дисперсия D_y величины Y определяются следующим образом:

$$M_y = \varphi(M_x) + \frac{1}{2}\varphi''(M_x)D_x, \tag{13}$$

$$D_y = [\varphi'(M_x)]^2 D_x + \frac{1}{2}[\varphi''(M_x)]^2 D_x^2. \tag{14}$$

С учетом выполненного анализа математическое ожидание целевой функция $K(T)$ как функции случайного аргумента T может быть представлено:

$$M[K(T)] = (aT_C^m + at_cT_C^{m-1})^{-1} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial T^2} (aT_C^m + at_cT_C^{m-1})^{-1} (V_T T_C)^2. \tag{15}$$

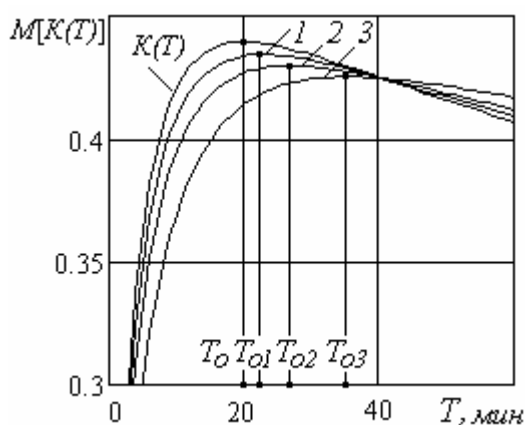


Рисунок 3. Графики экспериментальных и теоретических функций плотности распределения стойкости инструмента в различных условиях эксплуатации

математического ожидания целевой функции $M[K(T)]$ от случайного аргумента T , рассчитанные для различных значений параметра b (в соответствии с результатами

Полученные зависимости свидетельствуют о том, что математическое ожидание целевой функция $M[K(T)]$ как функции случайного аргумента T отличается от значения целевой функция, рассчитанной по математическому ожиданию этого аргумента $\varphi(M_x) = T_c$. Количественно это отличие характеризуется величиной второго слагаемого в формуле (15), которое с достаточной степенью точности может служить оценкой погрешности приближенной аппроксимации случайных моделей детерминированными моделями. При этом изменяется не только величина целевой функции, но и оптимальное значение случайного аргумента.

На рис. 3 представлен график зависимости целевой функции $K(T)$ от параметра оптимизации T (7), а также графики зависимости

экспериментальных исследований: 1 - $b_1 = 2,7$; 2 - $b_2 = 1,7$; 3 - $b_3 = 1,2$).

Графики свидетельствуют об экстремальном характере зависимости целевой функции (производительности) от параметра оптимизации (периода стойкости режущего инструмента T). Без учета случайного характера стойкости инструмента оптимальный период стойкости при $m = 0,2$ и времени смены инструмента $t_c = 5$ мин составляет $T_o = 20$ мин (8). С учетом случайного характера стойкости инструмента оптимальное значение периода стойкости изменяется, причем, чем больше рассеивание стойкости (коэффициенты вариации $V_{T1} = 0,4$; $V_{T2} = 0,6$; $V_{T3} = 0,85$), тем выше оптимальный период стойкости $T_3 > T_2 > T_1 > T_o$.

Для поиска оптимального значения периода стойкости с учетом случайного характера критерия и параметра оптимизации численными методами решается дифференциальное уравнение:

$$\frac{\partial}{\partial T} \left[(aT_C^m + at_c T_C^{m-1})^{-1} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial T^2} (aT_C^m + at_c T_C^{m-1})^{-1} (V_T T_C)^2 \right] = 0. \quad (16)$$

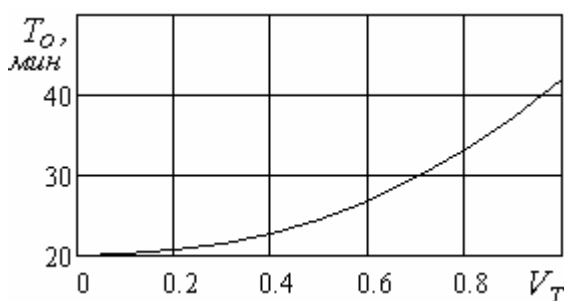


Рисунок 4. Графики зависимости поправочного коэффициента на оптимальный период стойкости в зависимости от коэффициента вариации стойкости V

степень его влияния на оптимальный период стойкости весьма незначительна, что свидетельствует о возможности использования детерминированной модели и расчетной формулы (8) с погрешностью, не превышающей 10%.

Существенное влияние на оптимальный период стойкости коэффициент вариации имеет при значительном их рассеивании, когда $V > 0,6$. В этом случае возможная ошибка в оценке оптимального уровня показателей надежности может достигать 50% - 70%, что свидетельствует о необходимости учета случайного характера критерия и параметра оптимизации.

Точное определение оптимального уровня показателей надежности должно осуществляться численными методами. Для приближенной оценки оптимального периода стойкости в расчетную формулу (8) вводится поправочный коэффициент $\mu(V_T) = T_o(V_T) / T_o(0)$, определяемый с использованием графика, представленного на рис. 5.

Оптимальный по производительности период стойкости с учетом случайного характера ее распределения равен:

$$T_o(V_T) = \mu(V_T) (1/m - 1) t_c. \quad (17).$$

На рис. 4 представлены графики зависимости оптимального периода стойкости T_o от коэффициентов вариации V_T . С увеличением коэффициента вариации оптимальный период стойкости T_o увеличивается.

При значении коэффициента вариации $V = 0$ рассеивание отсутствует, что соответствует детерминированной модели, для которой оптимальные уровни показателей безотказности, долговечности и ремонтпригодности рассчитываются в соответствии с формулой (8). При коэффициенте вариации $V < 0,4$

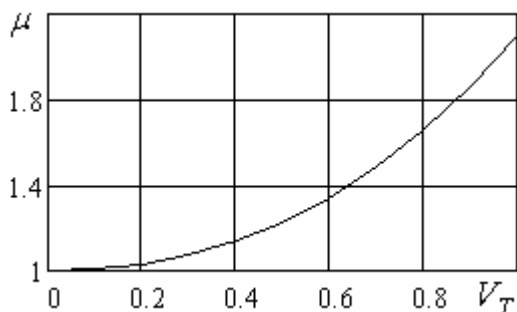


Рисунок 5. Графики зависимости поправочного коэффициента на оптимальный период стойкости μ в зависимости от коэффициента вариации стойкости V_T

Для приведенных ранее результатов экспериментальных исследований с установленным коэффициентом вариации стойкости инструмента в реальных условиях эксплуатации рассчитаны следующие значения оптимальных периодов стойкости: $T_{o1}(0,4) = 22,8$ мин; $T_{o2}(0,6) = 26,8$ мин; $T_{o3}(0,85) = 35,2$ мин;

Таким образом, представление критерия оптимизации как функции случайного аргумента дает возможность количественно оценить влияние рассеивания стойкости инструмента, характеризуемой коэффициентом вариации V_T , на ее оптимальное значение и соответственно на оптимальную скорость резания, определяемую по соответствующей оптимальной стойкости.

Выводы.

Разработана методика оптимизации режимов резания с учетом закона распределения стойкости режущего инструмента как случайной величины. На основании анализа критерия оптимизации - производительности как функции случайного аргумента получены аналитические зависимости, позволяющие количественно учитывать рассеивание стойкости режущего инструмента при определении ее оптимального значения. Предлагаемый метод учета коэффициента вариации при решении задачи оптимизации повышает эффективность использования режущего инструмента в реальных условиях эксплуатации.

Разработанная методика оптимизации режимов резания с учетом закона распределения стойкости режущего инструмента как случайной величины по критерию максимальной производительности может быть использована для любых критериев оптимизации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Старков, В. К. Физика и оптимизация резания материалов / В. К. Старков. - М.: Машиностроение, 2009. - 640 с.
2. Ивченко, Т. Г. Использование мультипликативных критериев при оптимизации режимов резания / Т. Г. Ивченко // Надійність інструменту та оптимізація технологічних систем. - Краматорськ: ДДМА, 2012. - №30. - С. 325-330.
3. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей / Е. С. Вентцель. - М.: Наука, 1969. - 576с.
4. Ивченко, Т. Г. Прогнозирование параметров закона распределения стойкости режущего инструмента как случайной величины // Прогрессивные технологии и системы машиностроения. - Донецк: ДонНТУ, 2016. - №3(54). - С.49-54.
5. Ивченко, Т. Г. Определение оптимального уровня показателей качества режущего инструмента с учетом случайного характера критерия и параметров оптимизации / Т. Г. Ивченко // Прогрессивные технологии и системы машиностроения. - Донецк: ДонНТУ, 2004. - №27. - С. 97-104.

Поступила в редколлегию 22.05.2017 г.