

УДК 621.923:621.90.17

С.М. Братан, д-р техн. наук, доц.,
 Д.Е. Сидоров, магистр,
 С.Е. Сазонов, магистр,
 Севастоп. нац. техн. ун-т

СТОХАСТИЧЕСКИЙ ПОДХОД К МОДЕЛИРОВАНИЮ ПРОЦЕССА СТРУЖКООБРАЗОВАНИЯ ПРИ ТОНКОМ ШЛИФОВАНИИ

С.М. Братан, Д.Е. Сидоров, С.Е. Сазонов.
Стохастичний підхід до моделювання процесу стружкоутворення при тонкому шліфуванні. Наведено стохастичний опис процесу зйому матеріалу при контактуванні абразивного інструменту і заготовки, що є основою для визначення стохастичних представлень основних технологічних показників процесу тонкого шліфування.

S.M. Bratan, D.E. Sidorov, S.E. Sazonov.
Stochastic approach to modelling of shaving-formation process in polish-grinding. Stochastic description of the process of removal of material at the contact of abrasive instrument and a workpiece is presented, which is the basis for determination of stochastic presentations of basic technological indexes of process of polish-grinding.

При тонком шлифовании съем материала в существенной степени осуществляется в пределах слоя, в котором распределена шероховатость. При моделировании процессов стружкообразования необходимо учитывать специфику происходящих явлений [1, 2] для оценки процессов съема материала в зоне контакта круга и заготовки. В этом случае необходимо уточнение модели взаимодействия абразивных зерен с поверхностным слоем заготовки.

В связи с этим поставлена задача построения математической модели для оценки параметров стружек при чистовом шлифовании.

Для достижения поставленной цели шероховатая поверхность детали представлена нормальной марковской функцией (марковским процессом). В соответствие с теорией выбросов [3, 4] построены оценки нестационарной условной плотности распределения вероятностей прохождения трассы зерна в шероховатом слое детали, которое и определяет основные стохастические параметры стружек.

Для построения математической модели, позволяющей оценивать происходящие явления, необходимо математическое описание формы детали.

Наиболее простым является представление формы круглой детали в полярной системе координат с центром, расположенным в центре детали, и углом ϕ , отсчитываемом от некоторой фиксированной точки, разложением в ряд Фурье,

$$R(\phi) = R_0 + \sum R_i \cdot \cos(\omega_i \phi + \mu_i). \quad (1)$$

Представление формы детали в виде (1) справедливо вследствие периодического характера ее формы как функции ϕ . Конкретные значения соответствующих коэффициентов R_i , $i \in \{0..n\}$ могут быть определены в результате измерений соответствующих отстояний образующей детали от ее центра.

Для установившегося режима шлифования можно считать, что деталь вращается с постоянной угловой скоростью ω , и угол ϕ может быть определен как

$$\phi = \omega \cdot t + \mu_0. \quad (2)$$

Для высокочастотной составляющей уравнения (1) — компонентам с большими значениями i — определение соответствующей фазы μ_i в силу ограниченной точности фиксации начальной точки производится со значительной погрешностью, имеющей случайный характер.

Целесообразно использовать представление энергетических спектров (спектров мощности) процессов $S(\omega)$, которые могут быть построены на основе уравнений Винера-Хинчина [3],

$$S(\omega) = \frac{2}{\pi} \int_0^{\infty} K(\phi) \cos(\omega\phi) d\phi, \quad K(\phi) = \int_0^{\infty} S(\omega) \sin(\omega\phi) d\omega, \quad (3)$$

однозначно связывающие корреляционные (взаимокорреляционные) функции $K(\phi)$ и энергетические спектры $S(\omega)$.

Определение конкретного вида корреляционной функции $K(\phi)$ для решения уравнения (3) может быть произведено по круглограмме детали.

Предпочтительным является представление зависимостей (1) в форме (3) как случайного процесса изменения радиуса как функции угла поворота, а, с учетом (2), так и функции времени. Эту зависимость можно моделировать одномерным марковским процессом, считая, что условная плотность вероятности $f(\phi_i, R_i; \phi_j, R_j)$, $\phi_i < \phi_j$ кроме общих условий, которым удовлетворяет всякая плотность вероятностей

$$f(\phi_i, R_i; \phi_j, R_j) > 0, \quad f(\phi_i, R_i; \phi_j, \pm\infty) = 0, \quad \int_{-\infty}^{\infty} f(\phi_i, R_i; \phi_j, R_j) dR_j = 1,$$

удовлетворяет и соотношениям Чепмена-Колмогорова

$$f(\phi_i, R_i; \phi_j, R_j) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\phi_i, R_i; \phi_k, z) f(\phi_k, z; \phi_j, R_j) dz$$

для любого $\phi_i \leq \phi_k \leq \phi_j$, отражающего факт “гладкости” — непрерывности изменения $R(\phi)$ — отсутствие разрывов функции в дифференциальных уравнениях в частных производных Фоккера-Планка-Колмогорова

$$\frac{\partial f}{\partial \phi_j} + \frac{\partial}{\partial R_j} [a(\phi_j, R_j) \cdot f] - \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial R_j^2} [b(\phi_j, R_j) \cdot f] = 0. \quad (4)$$

Функции $a(\phi_i, R_i)$ и $b(\phi_j, R_j)$ характеризуют изменчивость математического ожидания и дисперсии радиуса, соответственно. Для компактности записи опущены соответствующие аргументы плотности вероятности.

В предположении стационарности случайной функции, характеризующей радиус детали за период контакта, параметры уравнения (4) $a(\phi_i, R_i)$ и $b(\phi_j, R_j)$ не зависят от времени, причем $a(\phi_i, R_i)$ является линейной функцией радиуса детали, а b — постоянной величиной. В указанном случае решением системы (4) является плотность нормального закона распределения реализации случайного стохастического процесса, а реализация $R(t)$ удовлетворяет дифференциальному уравнению вида

$$\frac{dR(\phi)}{d\phi} + \alpha \cdot R(\phi) = \beta \cdot \xi(\phi), \quad (5)$$

где $\xi(\phi)$ и $\beta = \frac{\sigma_R}{\sigma}$ — нормальный белый шум единичной интенсивности и интенсивность входного воздействия, соответственно.

Решением стохастического уравнения (5) при начальном условии $R(0) = R_0$ является

$$R(\phi) = R_0 \exp(-\alpha\phi) + \beta \exp(-\alpha\phi) \int_0^{\phi} \exp[\alpha x] \xi(x) dx. \quad (6)$$

В соответствие (3) соотношению (5) следует спектральная плотность и корреляционная функция вида

$$S_R(\omega) = \frac{\alpha \sigma_R^2}{\pi(\omega^2 + \alpha^2)}, \quad (7)$$

$$K_R(\phi) = \sigma_R^2 \exp(-\alpha|\phi|). \quad (8)$$

Справедливо и обратное [5]. Нормальные стационарные процессы с корреляционными функциями вида (7) или спектральными плотностями (8) являются марковскими. К таким процессам или к n -мерным марковским процессам с более сложным описанием следует отнести основные классы нормальных случайных процессов при шлифовании, которые могут быть представлены энергетическими спектрами с дробно-рациональным представлением [4].

Вероятность того, что ордината марковского процесса $R(\phi)$ при прохождении режущей кромкой пути ϕ ни разу не выйдет за границы интервала (R_1, R_2) определится зависимостью

$$W(\phi) = \int_{R_1}^{R_2} w(\phi, y) dy, \quad (9)$$

где $w(\phi, R)$ — удовлетворяет второму уравнению системы (4)

$$\frac{\partial w}{\partial \phi} + \frac{\partial}{\partial R}(aw) - \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial R^2}(bw) = 0 \quad (10)$$

с граничными и начальными условиями, $w(\phi, R_1) = w(\phi, R_2) = 0$ при $R \geq 0$, $w(\phi, R)|_{\phi=0} = \delta(R-x)$, если задано начальное значение ординаты x процесса $w(\phi, R)|_{\phi=0} = w(R)$ и если задана плотность вероятности ординаты процесса при

$$\phi = 0 + 0. \quad (11)$$

Для вычисления коэффициентов $a(\phi, R)$ и $b(\phi, R)$ могут быть использованы соотношение (5) с учетом требований (4), приближенного разложения $\exp(-\alpha\Delta\phi) \approx 1 - \alpha\Delta\phi$ для $\alpha\Delta\phi \ll 1$ и учета стролирующих свойств дельта функции,

$$a(\phi, R) = \lim_{\Delta\phi \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta\phi} \langle R(\phi + \Delta\phi) - R(\phi) | R(\phi) \rangle = \lim_{\Delta\phi \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta\phi} [\exp(\alpha\Delta\phi) - 1] = -\alpha R = a(R), \quad (12)$$

$$\begin{aligned} b(\phi, R) &= \lim_{\Delta\phi \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta\phi} \langle [R(\phi + \Delta\phi) - R(\phi)]^2 | R(\phi) \rangle = \lim_{\Delta\phi \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta\phi} \{R^2[\exp(\alpha \cdot \Delta\phi) - 1]^2 + \\ &+ \beta^2 \exp[-2\alpha(\phi + \Delta\phi)] \int_{\phi}^{\phi + \Delta\phi} \int_{\phi}^{\phi + \Delta\phi} \exp[\alpha(x+y)] \langle \xi(x)\xi(y) \rangle dx dy\} = \\ &= \lim_{\Delta\phi \rightarrow 0} \frac{1}{\Delta\phi} \beta^2 \exp[-2\alpha(\phi + \Delta\phi)] \frac{\Xi_0}{2} \int_{\phi}^{\phi + \Delta\phi} \int_{\phi}^{\phi + \Delta\phi} \exp[\alpha(x+y)] \delta(y-x) dx dy = \\ &= \beta^2 \frac{\Xi_0}{2} = \text{const}, \end{aligned} \quad (13)$$

где $\langle \Psi(q) \rangle$ — математическое ожидание соответствующего аргумента (функции), а параметры α , β , Ξ соответствуют (5).

С учетом (12), (13) обратное уравнение Колмогорова (4) приобретает вид

$$\frac{\partial}{\partial t} w(\phi, R) = \alpha \frac{\partial}{\partial R}(Rw) + \frac{\beta^2 \Xi_0}{4} \frac{\partial^2}{\partial R^2} w, \quad (14)$$

которое может быть решено методом Гаусса представлением функции $w(R, \phi)$ в виде

$$w(\phi, R) = \Lambda(R) \cdot \Omega(\phi). \quad (15)$$

Деление левой и правой частей (14) на (15) приводит после соответствующих преобразований к системе обыкновенных дифференциальных уравнений

$$\frac{1}{\Omega} \frac{\partial \Omega}{\partial \phi} = -\gamma^2, \quad \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial R^2} [b(R)\Lambda(R)] - \frac{\partial}{\partial R} [a(R)\Lambda(R)] + \gamma^2 \Lambda(R) = 0, \quad (16)$$

решением первого из которых является

$$\Omega(\phi) = \exp(-\gamma^2 \phi). \quad (17)$$

Второе уравнение системы (16) может быть определено известными методами решения обыкновенных дифференциальных уравнений с переменными коэффициентами, и для рассматриваемого случайного процесса

$$w(\phi, R) = w_{st}(R) \left\{ \Omega_0 + \sum_{n=1}^{\infty} \Lambda_n(R) \Omega_n \exp[-\gamma_n^2 (\phi - \phi_0)] \right\}, \quad (18)$$

где Ω_i — постоянные коэффициенты,

$\Lambda_i(R)$ — ортонормированные собственные функции второго уравнения системы (16), соответствующие собственным значениям γ^2 , т.е.

$$\int \frac{\Lambda_i(R) \cdot \Lambda_j(R)}{w_{st}(R)} = \delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{при } i = j \\ 0 & \text{при } i \neq j \end{cases}.$$

При заданной начальной плотности вероятности $w(R, \phi) = w_0(R)$ коэффициенты Ω_n определяются как

$$\Omega_n = \int \frac{w_0(R) \Lambda_n(R)}{w_{st}(R)} dR,$$

а в случае заданной начальной ординаты процесса $w_0(R) = \delta(R - R_0)$ и

$$w(\phi, R) = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\Lambda_n(R_0) \Lambda_n(R)}{w_{st}(R)} \exp[-\gamma_n^2 (\phi - \phi_0)], \quad \Lambda_0(R) = w_{st}(R), \quad \gamma_0 = 0.$$

Для рассматриваемого случая одномерного нормального Марковского процесса при начальном условии $R(0) = R_0$ решение может быть представлено в форме

$$w(\phi, R_{|R_0, 0}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2[1 - \exp(-2\alpha\phi)]}} \exp \left\{ -\frac{[R - R_0 \exp(-\alpha\phi)]^2}{2\sigma^2[1 - \exp(-2\alpha\phi)]} \right\}, \quad (19)$$

которая представляет собой нестационарную условную плотность вероятности.

Из (19) непосредственно определяются нестационарное математическое ожидание и нестационарная дисперсия процесса как

$$\begin{aligned} M(\phi) &= R_0 \exp(-\alpha\phi), \\ D(\phi) &= \sigma^2 [1 - \exp(-2\alpha\phi)]. \end{aligned} \quad (20)$$

В предположении больших величин

$$\phi \gg \frac{1}{\alpha}, \quad (21)$$

что справедливо, например, для случая торцевого шлифования, может быть получена и непосредственно использована установившаяся плотность условной вероятности, а ее параметры могут быть непосредственно оценены по соотношениям (19), (20), т.е.

$$w_{st}(R) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{R^2}{2\sigma^2} \right), \quad \sigma^2 = \frac{\beta^2}{4\alpha} \Xi_0. \quad (22)$$

Соотношение (19) и его стационарное представление (22) с учетом известной функции плотности вероятности распределения режущих кромок инструмента по глубине рабочего слоя [6]

$$f(R) = C_f R^{\chi-1}, \quad (23)$$

(здесь C_f — коэффициент, вычисляемый из условия равенства единице площади, ограниченной кривой распределения $C_f = \frac{\chi}{H_R^\chi}$, где H_R — величина слоя рабочей поверхности круга по глубине, в пределах которой подсчитывается число активных зерен) позволяет получить зависимость для плотности вероятности съема материала при тонком шлифовании в виде

$$w(\phi, R) = w(\phi, R_{|R_0,0}) f(R), \quad (24)$$

или для стационарного случая

$$w_{st}(R) = \frac{\chi}{H_R^\chi \sigma \sqrt{2\pi}} R^{\chi-1} \exp\left(-\frac{R^2}{2\sigma^2}\right). \quad (25)$$

Выражения (24), (25) представляют собой стохастическое описание процесса съема материала при контактировании абразивного инструмента и заготовки и являются основой для определения стохастических представлений основных технологических показателей процесса тонкого шлифования.

Литература

1. Семко М.Ф. Основы алмазного шлифования / Семко М.Ф., Грабченко А.И. и др. — К.: Техника, 1978. — 192 с.
2. Новоселов Ю.К. Динамика формообразования поверхностей при абразивной обработке. — Саратов: Изд-во Саратов. ун-та, 1979. — 232 с.
3. Прохоров Ю.В. Теория вероятностей / Прохоров Ю.В., Розанов Ю.А. — М.: Наука, 1973. — 496 с.
4. Хусу А.П. Шероховатость поверхностей / Хусу А.П., Витенберг Ю.Р. и др. — М.: Наука, 1975. — 344 с.
5. Гихман И.И. Введение в теорию случайных процессов / Гихман И.И., Скороход А.В. — М.: Наука, 1977. — 586 с.
6. Новоселов Ю.К. Динамика формообразования поверхностей при абразивной обработке. — Саратов: Изд-во Саратов. ун-та, 1979. — 232 с.

Поступила в редакцию 26 января 2007 г.