

и определить основные энергетические параметры процесса раздачи трением – крутящий момент и мощность. Оптимальными по геометрическим параметрам раздачи есть соотношение диаметров инструмента и технологического отверстия в пределах  $d_i/d = 1,2...1,3$ . Это обеспечивает оптимальную площадку трения для нагревания детали. При соотношении  $d_i/d = 1,2...1,3$  величина крутящего момента при установившемся режиме раздачи составляет примерно 40-50% от максимального значения на начальной стадии процесса.

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** ВОССТАНОВЛЕНИЕ ВАЛОВ, РАЗДАЧА, НАГРЕВ ТРЕНИЕМ, КРУТЯЩИЙ МОМЕНТ, ОСЕВОЕ УСИЛИЕ.

УДК 631.3.004

## АНАЛІЗ СТАТИСТИЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК ВИПАДКОВОЇ ЗМІНИ РЕСУРСНИХ ПАРАМЕТРІВ АГРЕГАТУ МАШИНИ

Посвятенко Е.К., доктор технічних наук

Сушко О.В., кандидат технічних наук

Постановка проблеми.

Для встановлення точності існуючих методів індивідуального прогнозування технічного стану агрегатів машин треба мати потужний статистичний матеріал у вигляді ансамблів реалізацій діагностичних параметрів. Така інформація була зібрана експериментальним шляхом та за літературними джерелами [1, 2]. В результаті її обробки виявилось, що цілий ряд припущень, на яких заснований існуючий метод прогнозування, у багатьох випадках виконується лише частково, а іноді не виконується зовсім. У зв'язку з цим виникла потреба в розробці більш загальної моделі зміни ресурсного параметра в залежності від напрацювання та на її основі отримання функції умовного розподілу залишкового ресурсу.

Аналіз останніх досліджень.

Попередніми дослідженнями [3, 4] встановлено, що існуючий метод прогнозування оптимального залишкового ресурсу обумовлює середню квадратичну погрішність не менше 350–430 мото-год., що призводить до підвищення середніх питомих витрат на ремонт. Це довело необхідність побудови більш близького до дійсності описання реального процесу зміни діагностичного параметру та розробки на цій основі більш точного і достовірного методу визначення залишкового ресурсу складової частини машини.

Метою дослідження є аналіз статистичних характеристик випадкового процесу зміни ресурсного параметру агрегату машини і обґрунтування його уточненої математичної моделі.

Результати дослідження.

Для розробки найбільш точного і достовірного методу визначення залишкового ресурсу необхідно, в першу чергу, побудувати статистичні оцінки функцій математичного очікування  $\hat{m}(t)$  середнього квадратичного відхилення  $\hat{\sigma}(t)$  та автокореляційної функції  $\hat{\rho}(\tau)$  випадкового процесу  $u(t)$  і його складової  $z(t)$ . Основна трудність при цьому полягає в тому, що значення випадкового процесу  $z(t)$  неможливо отримати безпосередньо з експерименту.

На основі представлених в роботах [1, 4] результатів випробувано декілька підходів до вирішення даної задачі. У результаті була розроблена методика, що забезпечує мінімальну середню квадратичну погрішність оцінок основних показників. Суть її полягає в тому, що значення показника швидкості  $V_i$  оцінюються за методом найменших квадратів, який застосовується до кожної  $i$ -тої реалізації ( $i = \overline{1, l}$ , де  $l$  – число реалізацій даного діагностичного параметру), а величини  $Z_{ij}$  визначаються за формулою:

$$Z_{ij} = U_{ij} - V_i \cdot t_{ij}^a \quad (1)$$

де  $U_{ij}$  – фактична зміна параметрів при напрацюванні  $t_{ij}$

( $j = \overline{1, m_i}$ ,  $m_i$  – число експериментальних точок на  $i$ -тій реалізації).

Для точного розрахунку погрішності такої оцінки  $V$  згідно [1] потрібно знати матрицю кореляцій процесу  $z(t)$ , яка нам не відома, і завдання полягає в тому, щоб її знайти. Проте, попередні розрахунки показали, що при числі точок на реалізації  $m \geq 4$  для всіх практично можливих випадків вказаною погрішністю можна знехтувати, оскільки вона виявляється на порядок меншою за величину  $V$ .

На основі отриманих таким шляхом матриць значень  $\|u_{ij}\|$  та  $\|z_{ij}\|$  за стандартними формулами математичної статистики випадкових процесів [5] можна побудувати оцінки функцій їх математичного очікування, середнього квадратичного відхилення і автокореляції (таблиця 1). Вивчення отриманих статистичних характеристик процесу  $z(t)$  показало, що його можна вважати стаціонарним нормальним випадковим процесом. Для доказу цього твердження скористаємося послідовністю методики [6, 7].

Таблиця 1 – Погрішність статистичної оцінки показника  $V$  в залежності від числа експериментальних точок

Діагностичний параметр, марка трактора, період експлуатації	Число реалізацій, $l$	Число експериментальних точок на кожній реалізації, $m$	Статистична оцінка показника швидкості зміни діагностичного параметру $V$ , 1/1000 мото-год <sup>б</sup> .	Середньоквадратична погрішність оцінки показника $V_{yV}$ , 1/1000 мото-год <sup>б</sup> .
Витрата картерних газів (трактори МТЗ-82 доремонтного періоду експлуатації)	10	1	0,153	0,0358
		2	0,155	0,0181
		3	0,156	0,0141
		4	0,156	0,0102
		5	0,157	0,0057
		6	0,157	0,0043
		7	0,157	0,0041
Кутовий зазор у кінцевій передачі (трактори ДТ-75М доремонтного періоду експлуатації)	10	1	0,378	0,0543
		2	0,377	0,0286
		3	0,375	0,0207
		4	0,374	0,0179
		5	0,373	0,0154
		6	0,373	0,0138
Висота протектору шин ведучих коліс (трактори МТЗ-80 обох періодів експлуатації)	25	1	0,502	0,0550
		2	0,501	0,0394
		3	0,501	0,0309
		4	0,500	0,0250
		5	0,498	0,0184
		6	0,497	0,0131
		7	0,497	0,0030

Перше. Математичне очікування  $\hat{m}_z(t)$  слід рахувати тотожно рівним нулю, оскільки середня квадратична погрішність його оцінки в 2,5–5 разів перевищує оцінювану величину в переважній більшості точок у всіх наявних діагностичних параметрів. У таблиці 2 представлені відповідні результати для трьох діагностичних параметрів.

Друге. Для доказу того, що дисперсію  $\hat{\sigma}_z(t)$  можна вважати постійною при напрацюванні, більшому 1000 мото-год., використовуємо критерій Кохрена  $G$ . Розглянемо ряд величин, які визначаються за формулою:

$$\hat{G} = \frac{\hat{\sigma}_{zj}^2}{\sum_{j=1}^m \hat{\sigma}_{zj}^2}, \quad j = \overline{1, m} \quad (2)$$

Закон розподілу максимального члена цього ряду  $\hat{G}_{\max}$ , який відповідає максимальній величині  $\hat{\sigma}_{\max}$ , відомий, і в додатку до роботи [8] є таблиця граничних значень  $G_{\text{табл}}$  розглянутого критерію, входами якої є число вибірок  $m$  і об'єм кожної вибірки  $l$ . Для більшості отриманих нами ансамблів реалізацій діагностичних параметрів виконується нерівність  $\hat{G}_{\max}^2 < G_{\text{табл}}$  при рівні значущості  $q = 0,05$ . Це свідчить про відсутність підстав для того, щоб відкинути припущення про однорідність емпіричного ряду  $\sigma_{z_j}^2$ , тобто розсіювання оцінок дисперсій у перерізах процесу  $z(t)$  слід вважати неістотним і обумовленим випадковими причинами, а дисперсійну функцію  $\sigma_z^2(t)$  – постійною.

Таблиця 2 – Статистичні характеристики математичного очікування процесу  $z(t)$

Діагностичний параметр, марка трактора, період експлуатації	Поточне значення напрацювання $t_j$ , тис. мото-год	Вибіркова оцінка математичного очікування процесу $\hat{\mu}_z(t_j)$	Вибіркове середнє квадратичне відхилення процесу $\hat{\sigma}_z(t_j)$	Величина $t$ -критерію Ст'юдента	Чи є підстава для того, щоб відкинути нульову гіпотезу при рівні значущості $q = 0,05$
Кутовий зазор в трансмісії (трактори МТЗ-82 після-ремонтного періоду експлуатації), $l = 14$	1,012	- 0,003	0,030	-0,37	нема
	1,155	- 0,001	0,024	- 0,16	нема
	1,297	0,002	0,018	0,42	нема
	1,440	0,003	0,017	0,66	нема
	1,582	0,005	0,018	1,04	нема
	1,725	0,001	0,016	0,23	нема
Висота протектору шин ведучих коліс (трактори МТЗ-82 обох періодів експлуатації), $l = 25$	1,020	0,007	0,062	0,56	нема
	1,170	0,001	0,053	0,09	нема
	1,319	-0,004	0,042	-0,48	нема
	1,468	-0,002	0,036	-0,28	нема
	1,617	-0,003	0,034	-0,44	нема
	1,767	0,001	0,035	0,14	нема
Витрата картерних газів (трактори ДТ-75М доре-монтного періоду експлуатації), $l = 8$	1,194	0,022	0,082	0,76	нема
	1,406	0,028	0,073	1,08	нема
	1,618	0,021	0,060	0,99	нема
	1,830	0,020	0,058	0,98	нема
	2,040	0,018	0,056	0,91	нема
	2,255	-0,013	0,049	-0,75	нема

Наприклад, для діагностичного параметра «Кутовий зазор в трансмісії трактора ДТ-75М», по якому є 11 реалізацій, отриманий такий ряд значень  $\hat{\sigma}_{z_j}$  для семи перетинів процесу: 0,053; 0,046; 0,042; 0,047; 0,047; 0,025; 0,028 [9]. Розрахуємо суму:  $\sum_{j=1}^7 \hat{\sigma}_{z_j}^2 = 0,01199$ . Визначимо величину максимального члена ряду:  $\hat{\mathcal{E}}_{\max} = \frac{0,0028}{0,0119} = 0,236$ . По таблиці із джерела [8] при  $m = 7$  і  $l-1 = 10$  знаходимо п'ятивідсоткову межу  $G_{\text{табл}} = 0,315$ . Як бачимо, емпіричне значення  $\hat{\mathcal{E}}_{\max}$  істотно менше

табличної межі  $G_{табл}$ , що вказує на незначущість розбіжності між оцінками дисперсії  $\sigma_{z_j}^2$  даного параметра.

Третє. Найбільш важливим для обґрунтування стаціонарності випадкового процесу фактором є, як відомо, залежність його автокореляційної функції  $\rho(t_1, t_2)$  не від абсолютного розташування аргументів  $t_1$  і  $t_2$  на осі абсцис, а тільки від різниці між ними  $\phi = t_2 - t_1$ . У нашому випадку цю умову буде виконано, якщо коефіцієнти кореляції  $\rho_{ij}$ , які розташовані в матриці кореляцій по діагоналях, паралельних головній діагоналі, будуть рівними між собою. У отриманих матрицях кореляцій процесу  $z(t)$  ця вимога не дотримується. Необхідно встановити, чим викликана така розбіжність оцінок: випадковим статистичним розсіюванням, залежним від числа реалізацій, чи нестаціонарністю процесу  $z(t)$ . Для перевірки статистичної однорідності коефіцієнтів кореляції між перерізами випадкового процесу, які знаходяться на однаковій відстані  $\phi$ , застосовуємо перетворення Фішера за формулою:

$$r_{ij} = \text{arcth } c_{ij} = 0,5 \ln \left( \frac{1 + c_{ij}}{1 - c_{ij}} \right). \quad (3)$$

Розбивши усі  $r_{ij}$ , що відносяться до однієї діагоналі, на дві групи через одного з метою виключення залежності між ними, обчислюємо величину  $\chi^2$  для кожної з груп розмірів  $m'$  за формулою:

$$\chi^2 = (l-3) \sum_{ij}^{m'} r_{ij}^2 - \frac{1}{m(l-3)} \left[ (l-3) \sum_{ij}^{m'} r_{ij} \right]^2. \quad (4)$$

Для 92% всіх наявних ресурсних параметрів величини  $\chi^2$  істотно менші відповідних табельованих меж при рівні значущості  $q = 0,05$  [8], тобто емпіричні дані не суперечать гіпотезі про стаціонарність випадкового процесу  $z(t)$ , а різницю між оцінками  $\rho_{ij}$  слід пояснювати статистичним розсіюванням.

Четверте. З метою обґрунтування нормальності процесу  $z(t)$  застосовуємо критерій  $u^2$  згідно ГОСТ 11.006-74 [9] до набору значень  $z_{ij}$  у ряді перерізів  $t_j$ . Для забезпечення незалежності значень функції перерізу  $t_j$  слід вибирати на такій відстані  $\phi$  один від одного, щоб  $\rho_z(\tau) \rightarrow 0$ . Порівняння розрахованих значень критерію  $u^2$  з табличними при рівні значущості  $q = 0,05$  показало, що гіпотеза про нормальний розподіл перерізів процесу  $z(t)$  не суперечить експериментальним даним.

Таким чином, проведений статистичний аналіз дозволив обґрунтувати стаціонарність і нормальність випадкового процесу  $z(t)$ . Даний висновок можна розповсюдити на всі ресурсні діагностичні параметри вузлів і агрегатів машин, оскільки дослідження фізичних факторів, які обумовлюють формування випадкового процесу  $z(t)$  при експлуатації сільськогосподарських тракторів, також його підтверджує.

Звичайно дослідники процесів зношування відмічають зростання дисперсії випадкових відхилень, до такого ж висновку призводить широко поширена модель накопичуваних ушкоджень. Однак, суттєве збільшення дисперсії отримують при вивченні відносно довгих реалізацій, кожна з яких складається з множини точок (звичайно більше 20). Ми ж маємо відносно невеликі реалізації по 5 – 8 точок на кожній. Зменшення інтервалів між спостереженнями не допоможе, оскільки діагностичний ресурсний параметр за невеликий проміжок часу (100–150 мото-год) не зміниться, а збільшення часу спостережень неможливо, оскільки воно обмежено моментом досягнення параметром граничного значення з наступною відправкою складової частини в ремонт. Крім того, звичайно використовують досить точні пристрої для вимірювання зносу, а у нас – досить велика погрішність діагностування, яка складає значну частину дисперсії  $\sigma_z^2(t)$ . Проведені дослідження також виявили деяку тенденцію до збільшення дисперсійної функції  $\sigma_z^2(t)$ , але ступінь такого зростання незначна. Однак, навіть якщо прийняти допущення про монотонне зростання  $\sigma_z^2(t)$ , процес  $z(t)$  може бути зведеним до стаціонарного шляхом ділення його значень на детерміновану функцію  $u_z(t)$  [6].

Достатньо тісний кореляційний зв'язок між віддаленими недалеко один від одного перерізами  $z(t)$  формується внаслідок інерційності процесу накопичення зносу по відношенню до факторів, що

впливають на нього. Наприклад, при збільшенні запиленості повітря ступінь зносу деталей гільзо-поршневої групи підвищується до відчутної величини не відразу, а лише після закінчення певного напрацювання. У разі подальшого зменшення запиленості уповільнення процесу накопичення зносу можна буде встановити тільки після відпрацювання даним двигуном достатньо тривалого відрізка часу. Загалом, слід зазначити, що накопичений знос не може змінитися стрибком.

Висновки і перспективи. Установлено, що описання випадкового процесу  $u(t)$ , де  $z(t)$  є стаціонарний нормальний випадковий процес, з достатньою точністю та достовірністю відображає реальний процес зміни ресурсного параметру і може бути взято за основу для прогнозування залишкового ресурсу агрегатів машини за результатами діагностування останніх.

#### ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Сушко О.В. Підвищення ефективності ремонту дизелів транспортних засобів оптимізацією ремонтно-обслуговуючих дій: дис. ... канд. техн. наук: 05.22.20 / Сушко Ольга Вікторівна; Національний транспортний університет. – К., 2007. – 178 с.
2. А. с. 15864 Україна Методика визначення граничних значень основних техніко-економічних параметрів двигунів з метою підвищення ефективності ремонту транспортних засобів. / О.В.Сушко (Україна) – № 15927; заявл. 10.01.06; зареєстр.01.03.06.
3. Сушко О.В. Описання імітаційних моделей, які використовуються для дослідження системи технічного обслуговування та ремонту машин / О.В. Сушко // Праці ТДАТУ. – Мелітополь. – 2010. – Вип. 9, т. 4. – С. 37 – 41.
4. Посвятенко Е.К. Визначення похибки методу прогнозування оптимального залишкового ресурсу складової частини машини / Е.К. Посвятенко, О.В. Сушко // Вісник Національного транспортного університету: В 2-х частинах: Ч.2. – К.: НТУ, 2011. – Вип. 24. – С.48–51.
5. Корн Г. Справочник по математике / Г. Корн, Т. Корн. – М.: Наука, 1974. – 831 с.
6. Дашевский Я.Т. Об оценке вероятности безотказной работы в случае нестационарных нормальных процессов изменения параметров / Я.Т. Дашевский. // Надежность и контроль качества. – 1984. – №1 – С. 33 – 37.
7. Кемпинский М.М. Надежность автоматических средств обработки и контроля в машиностроении / М.М. Кемпинский, М.С. Невельсон, К.Б. Старобин; под ред. М.М. Кемпинского – Л.: Машиностроение, 1977. – 184 с.
8. *Смирнов Н.Н.* Курс теории вероятностей и математической статистики / Н.Н. Смирнов, И.В. Дунин – Барковский. – М.: Физматгиз, 1969. – 511 с.
9. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим: ГОСТ 11.006-74. – М.: Издательство стандартов, 1975. – 24 с.

#### РЕФЕРАТ

Посвятенко Е.К., Сушко О.В. Аналіз статистичних характеристик випадкової зміни ресурсних параметрів агрегату машини / Едуард Карпович Посвятенко, Ольга Вікторівна Сушко // Вісник НТУ. – К.: НТУ. – 2012. – Вип. 26.

В роботі проаналізовані статистичні характеристики процесу зміни ресурсних параметрів та обґрунтовано уточнення математичної моделі з метою прогнозування залишкового ресурсу агрегатів машини за результатами діагностування останніх.

Об'єкт дослідження – залишковий ресурс агрегатів машин.

Мета роботи – аналіз статистичних характеристик випадкового процесу зміни ресурсного параметру агрегату машини і обґрунтування його уточненої математичної моделі.

Метод дослідження – статистичний аналіз обґрунтування стаціонарності і нормальності випадкового процесу.

Проведений статистичний аналіз дозволив обґрунтувати стаціонарність і нормальність випадкового процесу  $z(t)$ . Даний висновок можна розповсюдити на всі ресурсні діагностичні параметри вузлів і агрегатів машин, оскільки дослідження фізичних факторів, які обумовлюють формування випадкового процесу  $z(t)$  при експлуатації сільськогосподарських тракторів, також його підтверджує.

При збільшенні запиленості повітря ступінь зносу деталей гільзо-поршневої групи підвищується до відчутної величини не відразу, а лише після закінчення певного напрацювання. У разі подальшого зменшення запиленості уповільнення процесу накопичення зносу можна буде встановити тільки після відпрацювання даним двигуном достатньо тривалого відрізка часу. Загалом, слід зазначити, що накопичений знос не може змінитися стрибком.

Установлено, що описання випадкового процесу  $u(t)$ , де  $z(t)$  є стаціонарний нормальний випадковий процес, з достатньою точністю та достовірністю відображає реальний процес зміни ресурсного параметру і може бути взято за основу для прогнозування залишкового ресурсу агрегатів машини за результатами діагностування останніх.

**КЛЮЧОВІ СЛОВА:** ЗАЛИШКОВИЙ РЕСУРС, ВИПАДКОВИЙ ПРОЦЕС, АГРЕГАТИ МАШИНИ, КВАДРАТИЧНА ПОГРІШНІСТЬ, ПІСЛЯРЕМОНТНИЙ ПЕРІОД ЕКСПЛУАТАЦІЇ, ДІАГНОСТУВАННЯ МАШИН, ЗАПИЛЕНІСТЬ ПОВІТРЯ.

#### ABSTRACT

Posviatenko E.K., Sushko O.V. Improving the quality of radiation polymer detectors engineering methods of surface engineering / Eduard Karpovich Posviatenko, Olga Viktorovna Sushko // Visnyk NTU. – K.: NTU. – 2012. – Vol. 26.

In the paper an analysis of the statistical characteristics of the process of change resource settings is made and refined mathematical model to predict the residual life of the machine units as a result of diagnosis.

Object of study – residual life of units of machines.

Purpose – analysis of the statistical characteristics of the random process of changing resource parameter unit machines and the rationale for its refined mathematical model.

Method of research – a statistical analysis of the rationale stationary and normal random process.

The statistical analysis will inform the stationarity and normality of the random process  $z(t)$ . This conclusion can be extended to all the diagnostic parameters of the resource units and aggregates car because the study of physical factors that lead to the formation of a random process  $z(t)$  in the operation of agricultural tractors, as it is confirmed.

With increasing dust in the air degree wear parts such as liners and piston rises to tangible value immediately, but after a certain operating time. With a further reduction dust of the processes accumulation of slow deterioration can be stopped only after being subjected to the engine of a sufficiently long period of time. In general, it should be noted that the accumulated depreciation can not be changed leap

It Installed, the description of the random process  $u(t)$ , where  $z(t)$  is a stationary normal random process with sufficient accuracy and reliability reflects the actual process of change of the resource parameters and can be used as a basis for predicting the remaining life of the machine units as a result of recent diagnosis.

**KEYWORDS:** RESIDUAL LIFE, RANDOM PROCESS, MACHINE AGGREGATES, SQUARE ERROR, POST-REPAIR PERIODS OF OPERATION, DIAGNOSIS MACHINERY, DUSTY AIR.

#### РЕФЕРАТ

Посвятенко Э.К., Сушко О.В. Анализ статистических характеристик случайных изменений ресурсных параметров агрегата машины / Эдуард Карпович Посвятенко, Ольга Викторовна Сушко // Вестник НТУ. – К.: НТУ. – 2012. – Вып. 26.

В работе проанализированы статистические характеристики процесса изменения ресурсных параметров и обосновано уточнение математической модели с целью прогнозирования остаточного ресурса агрегатов машины по результатам диагностирования последних.

Объект исследования – остаточный ресурс агрегатов машин.

Цель работы – анализ статистических характеристик случайного процесса изменения ресурсного параметра агрегата машины и обоснование его уточненной математической модели.

Метод исследования – статистический анализ обоснования стационарности и нормальности случайного процесса.

Проведенный статистический анализ позволил обосновать стационарность и нормальность случайного процесса  $z(t)$ . Данный вывод можно распространить на все ресурсные диагностические параметры узлов и агрегатов машины, потому что исследования физических факторов, которые обуславливают формирование случайного процесса  $z(t)$  при эксплуатации сельскохозяйственных тракторов, также его подтверждают.

При увеличении запыленности воздуха степень износа деталей гильзо-поршневой группы повышается до ощутимой величины не сразу, а после окончания определенной наработки. При дальнейшем уменьшении запыленности замедление процесса накопления износа можно остановить только после отработки данным двигателем достаточно продолжительного отрезка времени. В общем, следует отметить, что накопленный износ не может меняться прыжком.

Установлено, описаніє случайного процесу  $u(t)$ , где  $z(t)$  являється стаціонарним нормальним случайним процесом, с достаточной точностью и достоверностью отражает реальный процесс изменения ресурсного параметра и может быть взят за основу для прогнозирования остаточного ресурса агрегатов машины по результатам диагностирования последних.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: ОСТАТОЧНЫЙ РЕСУРС, СЛУЧАЙНЫЙ ПРОЦЕСС, АГРЕГАТЫ МАШИНЫ, КВАДРАТИЧНАЯ ПОГРЕШНОСТЬ, ПОСЛЕРЕМОНТНЫЙ ПЕРИОД ЭКСПЛУАТАЦИИ, ДИАГНОСТИРОВАНИЕ МАШИН, ЗАПЫЛЕННОСТЬ ВОЗДУХА.

УДК 631.3.004

## ПІДВИЩЕННЯ ЯКОСТІ РАДІАЦІЙНИХ ПОЛІМЕРНИХ ДЕТЕКТОРІВ ТЕХНОЛОГІЧНИМИ МЕТОДАМИ ІНЖЕНЕРІЇ ПОВЕРХНІ

Посвятенко Е.К., доктор технічних наук  
Тітаренко О.В., кандидат технічних наук

Постановка проблеми.

Сучасні прилади радіаційного контролю (дозиметри) на базі полімерних сцинтиляційних детекторів мають задовольняти широкому спектру метрологічних вимог. Підвищення гарантії строку дії детекторів при повному збереженні функціональних характеристик є важливою складовою їх конкурентоздатності. Великий потенціал у забезпеченні високої якості таких виробів традиційно визначається розвитком технологій синтезу полімерних матеріалів і удосконаленням механічного процесу їх обробки. У пошуках оптимальних умов виробництва особлива увага приділяється використанню нових інструментальних матеріалів та форм інструменту у широкому діапазоні параметрів режиму різання. Дослідження зміни мікрогеометрії поверхні полімеру при цьому – перший етап у призначенні обґрунтованих технологічних рекомендацій.

Аналіз досліджень.

За сукупністю вимірювальних та експлуатаційних характеристик детектори для реєстрації  $b$ -випромінювання на основі таких термопластичних полімерних матеріалів як полівінілкілол (ПВК) та поліметілметакрилат (ПММА) кращі, ніж неорганічні кристалічні матеріали [1]. Серед їх найголовніших переваг виділяють: короткочасність висвітлювання (2–4 нс); високу стійкість до радіаційного випромінювання (до 102 – 103 Грея), вакууму, вологи та температури, механічного навантаження; суттєву залежність від температури світлового виходу (від  $-20^{\circ}\text{C}$  до розм'якшення полімеру).

Детектори на основі ПВК мають найкращий серед оптичних полімерних матеріалів світловий вихід, а на основі ПММА – найкращу прозорість. Ефективне використання зазначених переваг можливо за умови забезпечення мінімальних змін фізико-механічних властивостей матеріалів у поверхневому шарі на кожному з етапів механічної обробки.

Особливістю дослідних полімерних матеріалів є здатність до акумулювання енергії деформації за рахунок перебудов у структурі та появи дефектів [2, 3], які з часом можуть значно погіршити оптичні та фізико-механічні властивості виробу. Саме тому забезпечення необхідної якості виключно на фінішних етапах обробки не дає гарантії довготривалості її збереження особливо в екстремальних умовах радіаційних випромінювань. Детальний розгляд попередніх етапів механічної обробки має створити належні умови для зменшення технологічної спадковості змінених властивостей поверхневого шару.

Метою дослідження є визначення обґрунтованих параметрів режиму різання при напівчистовій обробці ПВК та ПММА інструментом із твердого сплаву на основі досліджень стану мікроструктури поверхневого шару. Серед головних критеріїв якості обрано: рівномірність мікрорельєфу за структурою поверхні; рівень шорсткості за параметром  $Ra$  (згідно рекомендаціями [4]  $Ra = 0,64$  ч  $0,24$  мкм); мінімальна неоднорідність шорсткості поверхні ( $E$ , %).

Методика проведення експериментів.

Зразки ПВК та ПММА довжиною 50 мм, шириною 25 мм і товщиною 5 мм були оброблені торцевим фрезеруванням інструментом діаметром 80 мм зі вставкою однієї пластини із дрібнозернистого твердого сплаву типу ВК6М з параметрами:  $\alpha = 22^{\circ}$ ,  $\beta = 15^{\circ}$ ,  $\gamma = 90^{\circ}$ ,  $\gamma_1 = 2^{\circ}$ ,  $r = 0,4$  мм та довжиною різальної кромки  $l_1 = 2$  мм (виробництва концерну CERATIZIT, марка H216T