

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ ТАВРІЙСЬКИЙ  
ДЕРЖАВНИЙ АГРОТЕХНОЛОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ  
ІМЕНІ ДМИТРА МОТОРНОГО  
КАФЕДРА ТЕХНОЛОГІЇ КОНСТРУКЦІЙНИХ МАТЕРІАЛІВ**



**МАТЕРІАЛИ  
II ВСЕУКРАЇНСЬКА НАУКОВА КОНФЕРЕНЦІЯ  
“ПРОБЛЕМИ ТА ПЕРСПЕКТИВИ РОЗВИТКУ  
АГРОПРОМИСЛОВОГО КОМПЛЕКСУ УКРАЇНИ”  
ЗА ПІДСУМКАМИ НАУКОВИХ ДОСЛІДЖЕНЬ 2021 РОКУ**



**Мелітополь 2021**

Інноваційні технології в агропромисловому комплексі: матеріали ІІ Всеукраїн. наук.-практ. Інтернет-конференції / ТДАТУ: ред. кол. С. В. Кюрчев, О.В. Пеншов [та ін.]. - Мелітополь: ТДАТУ, 2021. - 128 с.

У збірнику представлені матеріали всеукраїнської науково-практичної конференції за підсумками наукових досліджень 2021 року.

Матеріали призначені для наукових співробітників, викладачів, студентів й аспірантів вищих навчальних закладів, фахівців і керівників сільськогосподарських підприємств АПК різної організаційно-правової форми, працівників державного управління, освіти та місцевого самоврядування, всіх, кого цікавить проблематика технічного забезпечення інноваційних технологій в агропромисловому комплексі.

Відповідальність за зміст наданих матеріалів, точність наведених даних та відповідність принципам академічної доброчесності несуть автори. Матеріали видані в авторській редакції.

Редакційна колегія: Кюрчев С.В. - д.т.н., проф. кафедри "ТКМ"; Пеншов О.В. – к.т.н., доц., завідувач кафедри "ТКМ"; Посвятенко Е.К. – д.т.н., проф., кафедри "Виробництва, ремонту та матеріалознавства" НТУ; Харченко Б. Г., к.т.н, Дніпровський державний аграрно-економічний університет; Дмитревський Д. В., к.т.н. державний біотехнологічний університет; Лодяков С. І. к.т.н. Національний технічний університет; Червоний В.М., к.т.н. Зарківський національний університет імені В.Н. Каразіна, Гузенко Д.В. к.т.н.Державний біотехнологічний університет; Сушко О.В. – к.т.н., доц. кафедри "ТКМ" ТДАТУ; Черкун В.В. – к.т.н., доц. кафедри "ТКМ" ТДАТУ; Колодій О.С. – к.т.н., ст. викл. кафедри "ТКМ" ТДАТУ; Бакарджиєв Р.О.– к.т.н., доц. кафедри "ТКМ" ТДАТУ

Адреси для листування:

72310, Україна, Запорізька обл., м. Мелітополь, пр. Б. Хмельницького, 18

© Автори тез, включені до збірника, 2021  
© Таврійський державний агротехнологічний університет імені Дмитра Моторного, 2021

# УТОЧНЕННЯ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ ВИПАДКОВОГО ПРОЦЕСУ ЗМІНИ РЕСУРСНИХ ПАРАМЕТРІВ АГРЕГАТИВ МАШИН

Сушко О.В.<sup>1</sup>, к.т.н.,

Харченко Б. Г.<sup>2</sup>, к.т.н.,

<sup>1</sup>Таврический государственный агротехнологический университет имени  
Дмитрия Моторного

<sup>2</sup>Дніпровський державний аграрно-економічний університет,

*Постановка проблеми.* Попередніми дослідженнями [1- 4] встановлено, що існуючий метод прогнозування оптимального залишкового ресурсу агрегатів машин обумовлює середню квадратичну погрішність не менше 350-430 мото-год., що призводить до підвищення середніх питомих витрат на ремонт. Це довело необхідність побудови більш адекватного дійсності описання реального процесу зміни діагностичних параметрів та розробки на основі аналізу статистичних характеристик цього процесу більш точнішого і достовірнішого методу визначення залишкового ресурсу складової частини.

*Основна частина.* На основі представлених в [1-4] результатів випробувано декілька підходів до рішення даної задачі. У результаті була розроблена методика, що забезпечує мінімальну середню квадратичну погрішність оцінок основних показників [2]. 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 параметра), а величини  $Z_{ij}$  визначаються за формулою:

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

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

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

На основі отриманих матриць значень  $\|u_{ij}\|$  та  $\|z_{ij}\|$  за стандартними формулами математичної статистики випадкових процесів [5] побудовано оцінки функцій їх математичного очікування, середнього квадратичного відхилення та автокореляції.

Вивчення отриманих статистичних характеристик процесу  $z(t)$  показало, що його можна вважати стаціонарним нормальним випадковим процесом. Для доказу цього ствердження використано методику [4, 5], при якій:

- математичне очікування  $\hat{m}_z(t)$  рахували тотожно рівним нулю, оскільки середня квадратична погрішність його оцінки в 2,5-5 разів перевищувала оцінювану величину в переважній більшості точок у всіх наявних діагностичних параметрів;

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

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

Закон розподілу максимального члена цього ряду  $\hat{G}_{\max}$ , який відповідає максимальній величині  $\hat{\sigma}_{\max}$ , відомий, і в додатку до [6] 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  $\hat{G}_{\max} < G_{\text{табл}}$  при рівні значущості  $q = 0,05$ . Це свідчить про відсутність підстав для того, щоб відкинути припущення про однорідність емпіричного ряду  $\sigma_{zj}^2$ , тобто розсіювання оцінок дисперсій у перерізах процесу  $z(t)$  слід вважати неістотним і обумовленим випадковими причинами, а дисперсійну функцію  $\sigma_z^2(t)$  - постійною;

- найбільш важливим для обґрунтування стаціонарності випадкового процесу фактором є 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  $\tau = t_2 - t_1$ . У нашому випадку ця умова виконується, якщо коефіцієнти кореляції  $\rho_{ij}$ , які розташовані в матриці кореляцій по діагоналях, паралельних головній діагоналі, є рівними між собою. У отриманих матрицях кореляцій процесу  $z(t)$  ця вимога не дотримується. Було встановлено, чим викликана така розбіжність оцінок: випадковим статистичним розсіюванням, залежним від числа реалізацій, або не стаціонарністю процесу  $z(t)$ . Для перевірки статистичної однорідності коефіцієнтів

кореляції між перерізами випадкового процесу, які знаходяться на однаковій відстані  $\tau$ , застосовано перетворення Фішера:

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

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

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

Встановлено, що для 92% всіх наявних ресурсних параметрів величини  $\chi^2$  істотно менше відповідних табульованих меж при рівні значущості  $q = 0,05$  [6], тобто емпіричні дані не суперечать гіпотезі про стаціонарність випадкового процесу  $z(t)$ , а різницю між оцінками  $\rho_{ij}$  слід пояснювати статистичним розсіюванням.

- з метою обґрунтування нормальності процесу  $z(t)$  застосовано критерій  $\omega^2$  до набору значень  $z_{ij}$  у ряді перерізів  $t_j$ : для забезпечення незалежності значень функції перерізу  $t_j$  слід вибирати на такій відстані  $\tau$  один від одного, щоб  $\rho_z(\tau) \rightarrow 0$ . Порівняння розрахованих значень критерію  $\omega^2$  з табличними при рівні значущості  $q = 0,05$  показало, що гіпотеза про нормальний розподіл перерізів процесу  $z(t)$  не суперечить експериментальним даним.

*Результати та висновки.* 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.

### **Список літератури.**

1. Сушко О.В. Підвищення ефективності ремонту дизелів транспортних засобів оптимізацією ремонтно-обслуговуючих дій: дисс. канд. техн. наук: Київ, НТУ, 2007.178 с.

2. А. с. 15864. Методика визначення граничних значень основних техніко-економічних параметрів двигунів з метою підвищення ефективності ремонту транспортних засобів / О.В. Сушко № 15927; заявл. 10.01.06, зареєстр. 01.03.06.

3. Сушко О.В. Оптимизация ремонтно-обслуживающего цикла тракторных дизелей с целью повышения эффективности их использования. Материалы междунаучно-практич. конф. "Моделирование процессов и технологического оборудования в сельском хозяйстве", 17-19 авг. 1994 р., Мелитополь: МИМСХ, Материалы докладов. С. 161- 163.

4. Сушко О.В. Описання імітаційних моделей, які використовуються для дослідження системи технічного обслуговування та ремонту машин. *Праці ТДАТУ*. 2010. Вип. 9., т. 4. С. 37- 41.

5. Посвятенко Е.К., Сушко О.В. Визначення похибки методу прогнозування оптимального залишкового ресурсу складової частини машини. *Вісник Національного транспортного університету: Ч.2*. 2011. Київ, НТУ. Вип. 24. С.48-51.

6. ГОСТ 11.006-74. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. 1975. – 24 с.