

**ОПРЕДЕЛЕНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ
РЕМОНТОПРИГОДНОСТИ МАШИНЫ ПО
ПОКАЗАТЕЛЯМ НАДЕЖНОСТИ И
РЕМОНТОПРИГОДНОСТИ АГРЕГАТОВ**

Шевченко С.А., канд. техн. наук, доцент.

*Харьковский национальный технический университет сельского
хозяйства им. П.Василенко*

Получены зависимости моментов распределения продолжительности восстановления машины от соответствующих моментов продолжительностей доставки агрегатов и замены агрегатов. Это позволяет получать аппроксимации продолжительности восстановления машины двухпараметрическими законами распределения.

Постановка проблемы. Отказы сельскохозяйственной техники при выполнении технологических операций растениеводства приводят не только к потерям рабочего времени, но и уменьшению коэффициента реализации биопотенциала растений [1]. Поэтому при обосновании системы технического обслуживания машин возникает необходимость вычислять вероятность того, что продолжительность восстановления машины превысит заданное значение [2]. Для этого необходимо определять закон распределения продолжительности восстановления. В связи с увеличением номенклатуры машин, используемых в хозяйствах, и возрастанием доли импортной техники существенное значение приобретает такая составляющая продолжительности восстановления машины, как ожидание доставки агрегатов (деталей) для замены. Оснащение все большего количества машин встроенными средствами диагностирования расширяет возможности заблаговременного заказа агрегата для замены (по сравнению с периодическим диагностированием).

Анализ публикаций. Теоретические исследования надежности ремонтнопригодных машин преимущественно направлены на определения комплексных показателей надежности, таких как коэффициент готовности и коэффициент технического использования [3, 4]. В [5] приведены данные о продолжительности восстановления при отказах шасси Т-150К первой - третьей групп сложности, а также соответствующие плотности вероятности.

Цель исследования. Таким образом, актуальной задачей является определение моментов распределения и получение аппроксимации распределения продолжительности восстановления машины, рассматривае-

мой как система без резервирования, по данным о надежности и ремонтпригодности её агрегатов с учетом времени доставки агрегата (детали).

Результаты исследований. Закон распределения продолжительности восстановления машины после отказа будем рассматривать как вероятностную смесь случайных продолжительностей доставки и замены агрегатов:

$$f_B(t) = \sum_{i=1}^{N_A} p_i f_{B_i}(t), \quad (1)$$

где $f_B(t)$ – плотность вероятности продолжительности восстановления машины, 1/с; i – индекс агрегата; N_A – количество видов агрегатов; p_i – вероятность того, что отказ машины вызван отказом агрегата i -го вида; $f_{B_i}(t)$ – плотность вероятности продолжительности восстановления машины после отказа i -го агрегата, 1/с.

Определим вероятность того, что отказ машины вызван отказом агрегата определенного вида, как отношение количества отказов этих агрегатов к общему количеству отказов на достаточно большом промежутке времени:

$$p_i = \frac{n_i \lambda_i}{\sum_{j=1}^{N_A} n_j \lambda_j}, \quad (2)$$

где λ_i – интенсивность отказов агрегатов i -го вида, 1/с.

Математическое ожидание продолжительности восстановления определим, применяя свойства вероятностной смеси распределений [6] к (1):

$$\mathbf{M}[t_{\theta}] = \sum_{i=1}^{N_A} p_i \mathbf{M}[t_{\theta i}]. \quad (3)$$

Продолжительность восстановления с представим суммой двух случайных величин - продолжительности доставки агрегата для замены и продолжительности замены агрегата:

$$t_{\theta i} = t_{\theta i} + t_{3i}, \quad (4)$$

где $t_{\theta i}$ – продолжительность восстановления машины после отказа i -го агрегата, с; $t_{\theta i}$ – продолжительность доставки i -го агрегата, с; t_{3i} – продолжительность замены i -го агрегата, с.

Преобразуем (3) с учетом (4):

$$\mathbf{M}[t_g] = \sum_{i=1}^{N_d} p_i (\mathbf{M}[t_{oi}] + \mathbf{M}[t_{zi}]). \quad (5)$$

Применяя (5), можно определить интенсивность восстановления – при аппроксимации продолжительности восстановления экспоненциальным законом (относящимся к однопараметрическим законам):

$$\mu = \frac{1}{\mathbf{M}[t_g]}, \quad (6)$$

где μ – интенсивность восстановления, 1/с.

Хотя экспоненциальные аппроксимации широко используются на практике, в [7] отмечено что, экспоненциальное распределение не в полной мере отображает затраты времени на восстановление, поскольку значительная доля восстановлений, согласно этому закону, характеризуется довольно короткой продолжительностью. Рассмотрим получение двухпараметрических аппроксимаций законами Вейбулла-Гнеденко и гамма-распределением, являющихся обобщением экспоненциального распределения, мода которых отлична от нулевой продолжительности восстановления. Для этого необходимо определить дисперсию продолжительности восстановления.

Применяя свойства вероятностной смеси распределений [6] к (5), определим дисперсию продолжительности восстановления:

$$\mathbf{D}[t_g] = \sum_{i=1}^{N_d} p_i \mathbf{M}[t_{gi}^2] - (\mathbf{M}[t_g])^2, \quad (7)$$

$$\mathbf{D}[t_g] = \sum_{i=1}^{N_d} p_i (\mathbf{M}[t_{oi}]^2 + \mathbf{M}[t_{zi}]^2) + \sum_{i=1}^{N_d} p_i (\mathbf{D}[t_{oi}] + \mathbf{D}[t_{zi}]) - (\mathbf{M}[t_g])^2. \quad (8)$$

Выразим моменты продолжительности восстановления, входящие в (8), через моменты продолжительностей доставки и замены. При этом случайные продолжительности доставки и замены полагаем некоррелированными:

$$\mathbf{D}[t_g] = \sum_{i=1}^{N_d} p_i (\mathbf{M}[t_{oi}] + \mathbf{M}[t_{zi}])^2 + \sum_{i=1}^{N_d} p_i (\mathbf{D}[t_{oi}] + \mathbf{D}[t_{zi}]) - (\mathbf{M}[t_g])^2. \quad (9)$$

Если же дисперсии, входящие в (9), неизвестны, то целесообразно оценить границы дисперсии (9). Нижнюю границу можно получить, принимая дисперсии продолжительности доставки и замены нулевыми. Тогда

$$D[t_e] = \sum_{i=1}^{N_d} p_i (\mathbf{M}[t_{\delta i}] + \mathbf{M}[t_{\gamma i}])^2 - (\mathbf{M}[t_e])^2 \quad (10)$$

Далее перейдем в (9) к коэффициентам вариации:

$$D[t_e] = \sum_{i=1}^{N_d} p_i [(\mathbf{M}[t_{\delta i}])^2 \cdot (1 + v_{\delta i}^2) + (\mathbf{M}[t_{\gamma i}])^2 \cdot (1 + v_{\gamma i}^2) + 2\mathbf{M}[t_{\delta i}] \cdot \mathbf{M}[t_{\gamma i}]] - (\mathbf{M}[t_e])^2 \quad (11)$$

где $v_{\delta i}$ - коэффициент вариации продолжительности доставки i -го агрегата; $v_{\gamma i}$ - коэффициент вариации продолжительности замены i -го агрегата.

Для получения верхней границы дисперсии можно принять коэффициенты вариации в (11) единичными, что свойственно экспоненциальному распределению составляющих.

Выводы. Таким образом, выразив моменты продолжительности восстановления машины через моменты продолжительности доставки и замены, можно определить параметры закона Вейбулла-Гнеденко и гамма-распределения, используя метод моментов. Хотя указанные распределения будут иметь одинаковые математические ожидания и дисперсию, они будут отличаться интегральными функциями распределения. Поскольку указанные законы используются для аппроксимации вероятностной смеси распределений, то априорно предпочтение не может быть отдано ни одному из них. При анализе технологических процессов растениеводства на «наихудший случай» целесообразно использовать то из них, которому будет свойственна наибольшая вероятность превышения допустимой продолжительности восстановления. Перспективным направлением дальнейших работ является оценка влияния продолжительности доставки агрегатов на продолжительность устранения отказов отдельных групп сложности.

Список использованных источников

1. Пастухов В.І. Якість механізованих технологічних операцій і біопотенціал польових культур: наукові рекомендації для працівників механізованого рослинництва. -Харків:Ранок-НТ, 2002. -124с.
2. Шевченко С.А. Исследование влияния показателей надежности сельскохозяйственной машины на вероятность выполнения технологической операции с заданным качеством // Вісник ХНТУСГ. Проблеми надійності машин і засобів механізації сільськогосподарського виробництва. -Харків: ХНТУСГ, 2010. -Вип.100. - С.54-58.

3. Половко А. М., Гуров С. В. Основы теории надежности. – 2-е изд., перераб. и доп. — СПб.: БХВ-Петербург, 2006. – 704 с.
4. Надійність сільськогосподарської техніки: Підручник / М.І. Чорновол, В.Ю. Черкун, В.В. Аулін та ін. –Кіровоград: КОД, 2010. –320 с.
5. Кухтов В.Г. Долговечность деталей шасси колесных тракторов. – Харьков: ХНАДУ, 2004. –292 с.
6. Вентцель Е.С. Теория вероятностей и ее инженерные приложения / Е.С. Вентцель, Л.А. Овчаров. –М.: Наука, 1988. –480 с.
7. Надежность и эффективность в технике: Справочник: В 10 т./ Ред. совет: В. С. Авдеевский (пред.) и др. Т. 5: Проектный анализ надежности / Под ред. В.И.Патрушева и А.И.Рембезы. М.: Машиностроение, 1988. – 316 с.

Анотація

ВИЗНАЧЕННЯ ПОКАЗНИКІВ РЕМОНТОПРИДАТНОСТІ МАШИНИ ЗА ПОКАЗНИКАМИ НАДІЙНОСТІ ТА РЕМОНТОПРИДАТНОСТІ АГРЕГАТІВ.

Шевченко С.А.

Отримані залежності моментів розподілу тривалості відновлення машини від відповідних моментів тривалості доставки агрегатів і заміни агрегатів. Це дає змогу одержувати апроксимації тривалості відновлення машини двопараметричними законами розподілу.

Abstract

DEFINITION OF INDICATORS IN TERMS OF MAINTAINABILITY MACHINE RELIABILITY AND MAINTAINABILITY OF AGGREGATES

Shevchenko S.

Dependencies of distribution moments duration recovery machines from the corresponding moments duration of delivery of units and replacement units. This allows approximation of the recovery time machine two-parameter distribution laws.