

УДК 629.113.004.53

UDC 629.113.004.53

ПЕРИОДИЧНОСТЬ КОНТРОЛЯ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ МОБИЛЬНОЙ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОЙ ТЕХНИКИ

MOBILE AGRICULTURAL EQUIPMENT CONTROL PERIODICITY

Бышов Николай Владимирович
д.т.н., профессор

Byshov Nikolai Vladimirovich
Dr.Sci.Tech., professor

Борычев Сергей Николаевич
д.т.н., профессор

Borychev Sergei Nikolaevich
Dr.Sci.Tech., professor

Кокорев Геннадий Дмитриевич
к.т.н., доцент

Kokorev Gennady Dmitrievich
Cand.Tech.Sci., associate professor

Успенский Иван Алексеевич
д.т.н., профессор

Uspensky Ivan Alekseevich
Dr.Sci.Tech., professor

Юхин Иван Александрович
к.т.н., старший преподаватель

Jukhin Ivan Aleksandrovich
Cand.Tech.Sci., senior lecturer

Синицин Павел Сергеевич
аспирант

Sinitsin Pavel Sergeevich
postgraduate student

Карцев Евгений Анатольевич
аспирант

Kartsev Eugene Anatolevich
postgraduate student

Николотов Илья Николаевич
инженер

Nikolotov Ilya Nikolaevich
engineer

Гусаров Сергей Николаевич
студент
Рязанский государственный агротехнологический университет имени П.А. Костычева, Рязань, Россия

Gusarov Sergei Nikolaevich
student
Ryazan State Agrotechnological University named after P.A. Kostychev, Ryazan, Russia

В статье рассмотрен способ определения периодичности контроля технического состояния образцов мобильной сельскохозяйственной техники, основанный на сравнении заданной вероятности безотказной работы образца с расчетным ее значением и позволяющий значительно снизить трудозатраты по определению периодичности контроля и повысить достоверность полученных результатов за счет расчета вероятностных характеристик образца мобильной сельскохозяйственной техники

The article presents the way to identify the mobile agricultural equipment technical status control periodicity based on the comparison of its defect-free performance given probability with its calculated value in order to decrease significantly the efforts to estimate control periodicity and increase the results authenticity at the expense of mobile agricultural equipment probable characteristics calculation

Ключевые слова: МОБИЛЬНАЯ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННАЯ ТЕХНИКА, ТЕХНИЧЕСКОЕ ДИАГНОСТИРОВАНИЕ, ДИАГНОСТИЧЕСКИЕ ПАРАМЕТРЫ, ОБЪЕКТЫ ДИАГНОСТИРОВАНИЯ, ПЕРИОДИЧНОСТЬ КОНТРОЛЯ

Keywords: MOBILE AGRICULTURAL EQUIPMENT, TECHNICAL DIAGNOSING, DIAGNOSTIC PARAMETERS, UNIT UNDER TEST, CONTROL PERIODICITY

В настоящее время разработан и применяется довольно широкий спектр методов технического диагностирования (ТД) мобильной сельскохозяйственной техники (МСХТ). Однако их детальный анализ [4] показал,

что такой важный вопрос в процессе контроля технического состояния, как определение периодичности технического диагностирования не нашел своего логического решения.

Таким образом, разработка способа определения периодичности контроля диагностических параметров, является важной и актуальной задачей.

Известно, что ТД имеет своей целью предотвратить переход объекта диагностирования в неработоспособное состояние на межконтрольном пробеге, следовательно, зная динамику изменения технического состояния объекта диагностирования (ОД) можно определить периодичность (сроки) проведения ТО и Р.

В этой связи задача определения периодичности контроля диагностических параметров МСХТ сводится к установлению закономерностей изменения технического состояния ОД методом математического моделирования (регрессионные зависимости) вероятности возникновения отказов, что позволит осуществлять прогнозирование технического состояния МСХТ.

Для этой цели необходимо решить следующие задачи:

- определить статистические вероятности появления отказов объектов на рассматриваемом пробеге.
- разработать математические модели (регрессионные зависимости) вероятности отказов от пробега.
- провести статистическую оценку значимости коэффициентов регрессионных моделей
- проверить регрессионные модели на адекватность.
- определить значения P^* - вероятности возникновения отказа на рассматриваемом пробеге;
- рассчитать значения $P(t)$ - вероятности безотказной работы образца на рассматриваемом интервале пробега;

- определить значения P_3 - заданной вероятности безотказной работы образца на рассматриваемом пробеге;

- сравнить $P(t) \geq P_3$;

- определить периодичность контроля технического состояния образца МСХТ на пробеге.

В результате проведенных расчетов были выявлены объекты, подлежащие диагностированию.

К ним относятся тормозная система. Для данного объекта контроля необходимо разработать математические модели (регрессионные зависимости) вероятности возникновения отказа от пробега.

Для систематизации исходного материала необходимо построить статистические ряды [3]. Исходными данными служат:

- распределение отказов ОД по рассматриваемому пробегу;

- общее число отказов исследуемых ОД за рассматриваемый период.

Для оценки статистической вероятности P_i^* появления отказа i - го ОД исходную статистическую совокупность значений случайной величины необходимо разделить на интервалы или разряды и подсчитать количество отказов m_i , приходящееся на каждый разряд. Статистическая вероятность определяется по формуле:

$$P_i^* = \frac{m_i}{n}, \quad (1)$$

где m_i - количество отказов i - го объекта на данном интервале пробега;

n - общее число отказов исследуемых ОД на рассматриваемом пробеге.

Сумма частот (статистических вероятностей) всех интервалов, очевидно, должна быть равна единице.

Статистические ряды распределения величины P_i^* для исследуемых объектов диагностирования представлены в таблице 1, соответствующие им многоугольники распределения показаны на рисунках 1-3 (позиция 1). Следует отметить, что многоугольник распределения является графическим изображением ряда распределения, который строится путем восстановления перпендикуляра к оси абсцисс для каждого значения случайной величины, полученные точки для наглядности (и только для наглядности) соединяются отрезками прямых [3].

Таблица 1 – Статистические ряды распределения величины

Число отказов	Интервал, тыс.км						
	0-10	10-20	20-30	30-40	40-50	50-60	60-70
Вероятность	0-10	10-20	20-30	30-40	40-50	50-60	60-70
1	2	3	4	5	6	7	8
Тормозная система							
m	5	4	6	7	7	8	7
P^*	0,02	0,016	0,0241	0,0281	0,0281	0,032	0,0281
ИТОГО: по образцам МСХТ							
m	15	26	30	41	45	42	49
P^*	0,06	0,104	0,121	0,165	0,181	0,169	0,197

Оценка значимости коэффициентов моделей производилась по очереди. При этом проверялись гипотезы $H_{oj} : b_j = 0$ (величина P не зависит от L), против альтернативной $H_{oj} : b_j \neq 0$ [5].

Оценка значимости коэффициентов производилась с помощью критерия Стьюдента, записанного в виде следующего альтернативного

условия, отвечающего левосторонней критической области:

$$t_{опыт} = \frac{|B_j - b_j|}{S\{B_j\}}, \quad (2)$$

если $t_{опыт} \geq t_{табл}$ ($\alpha, k = n - 1$) – гипотеза H_{0j} отвергалась с риском ошибки не более, чем 5 %,

где $t_{опыт}$ - опытное значение критерия Стьюдента;

$t_{табл}$ - табличное (критическое) значение критерия Стьюдента;

$|B_j|$ - абсолютное значение оцениваемого коэффициента;

$S\{B_j\}$ - стандартная ошибка коэффициента модели;

α - уровень значимости, $\alpha = 0,05$ при 95% доверительной вероятности;

n - полный объем выборки;

k - число степеней свободы.

Причем:

$$S\{B_j\} = \frac{S_j}{\left\{ \sum_{j=1}^n (X_{ji} - \bar{X})^2 \right\}^{1/2}},$$

где S_j - оценка среднеквадратического отклонения;

X_{ji} - значение j переменной в i - й точке наблюдения;

\bar{X} - среднее значение j - й переменной.

Табличное значение критерия Стьюдента определялось по таблицам. Оценка значимости коэффициента приведена в таблице 2.

Таблица 2 - Оценка значимости коэффициентов модели

Коэффициент регрессии	Стандартная ошибка коэффициента регрессии	Множественная корреляция	$\frac{t_{опыт}}{t_{табл}}$
1	2	3	4
Тормозная система			
$5 \cdot 10^{-7}$	$2,52 \cdot 10^{-8}$	0,84	$\frac{4,867}{2,447}$
$-3 \cdot 10^{-12}$	$-6,24 \cdot 10^{-13}$		$\frac{-3,451}{2,447}$
Образцов МСХТ в целом			
$4 \cdot 10^{-6}$	$3,29 \cdot 10^{-7}$	0,94	$\frac{6,532}{2,447}$
$-3 \cdot 10^{-11}$	$1,33 \cdot 10^{-12}$		$\frac{-5,081}{2,447}$

Основной задачей регрессионного анализа является установление вида функции, связывающей функцию отклика с факторами, оказывающими на нее влияние. Уравнения регрессии определяют математические зависимости между переменными физического процесса, поэтому их называют математическими моделями [8, 6].

Общепринятым при решении подобных задач является метод наименьших квадратов, при котором требование наилучшего согласования теоретической зависимости и экспериментальных точек сводится к тому, чтобы сумма квадратов отклонений экспериментальных точек от сглаживающей кривой обращалась в минимум, то есть

$$S = \sum_{i=1}^n (\bar{y}_n - y_{эксн})^2 \rightarrow \min \tag{3}$$

где - \bar{y}_n и $y_{эксн}$ - теоретическое и экспериментальное значение точек.

Обработка экспериментальных данных проводилась на ПЭВМ с использованием пакета прикладных программ Microsoft Office Excel [2].

В результате работы программы были определены коэффициенты моделей и получены регрессионные зависимости вероятности появления отказов от пробега для агрегатов, узлов и систем.

Например, для систем обеспечения дорожного движения указанные коэффициенты будут иметь вид:

Для тормозной системы:

$$P_8 = 0,0149 + 5 \cdot 10^{-7} L - 3 \cdot 10^{-12} L^2, \quad (4)$$

Для образцов МСХТ в целом:

$$P = 0,0397 + 4 \cdot 10^{-6} L - 3 \cdot 10^{-11} L^2, \quad (5)$$

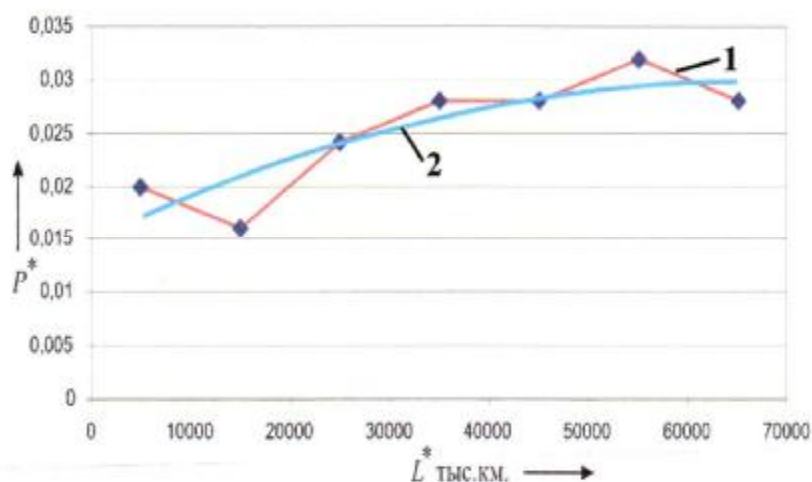


Рисунок 1: 1 - многоугольник распределения статистической вероятности отказов тормозной системы;

2 - зависимость вероятности появления отказа от пробега для тормозной системы

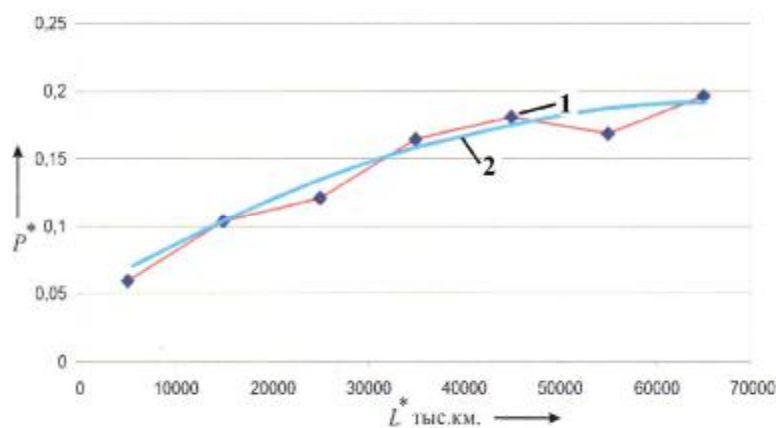


Рисунок 2: 1 - многоугольник распределения статистической вероятности отказов образцов МСХТ в целом;

2 - зависимость вероятности появления отказа от пробега для образцов МСХТ в целом

Анализируя многоугольники распределения можно сделать предположение о виде зависимости [1] между переменными P и L . Так, вероятная связь между переменными для тормозной системы и образцов МСХТ в целом является квадратичной.

Таким образом, проведенные экспериментальные исследования позволили установить закономерность изменения вероятностей появления отказа от пробега и разработать на их основе регрессионные зависимости, которые необходимы для прогнозирования технического состояния объектов диагностирования и определения рациональной периодичности их контроля.

При оценке математической регрессионной модели выдвигались две гипотезы:

- модель адекватная;
- модель неадекватная.

Проверка правдоподобности гипотезы об адекватности производилась с помощью критерия Фишера, записываемого в виде следующего альтернативного условия:

$$F_{\text{опыт}} = \frac{S^2\{y\}}{S^2\{y\}_{\text{восп}}}, \quad (6)$$

при $F_{\text{опыт}} \geq F_{\text{табл}}$ - модель адекватная (нулевая гипотеза H_0 ($\alpha = 0,05, K_1 = n - d - 1, K_2 = n - 1$) отвергается с риском ошибки не более, чем 5%).

где $S^2\{y\}_{\text{восп}}$ - дисперсия воспроизводимости эксперимента;

$S^2\{y\}$ - построчные дисперсии;

a - число значащих коэффициентов модели.

Результаты проверки математических моделей приведены в таблице 3.

Таблица 3 - Таблица однофакторного дисперсионного анализа

Источник дисперсии	Сумма квадратов	Степени свободы	Средний квадрат	$\frac{F_{опыт}}{F_{табл}}$
1	2	3	4	5
Тормозная система				
Регрессия	$1,3 \cdot 10^{-4}$	2	$5,36 \cdot 10^{-5}$	$\frac{11,91}{6,16}$
Отклонение от регрессии	$5,45 \cdot 10^{-5}$	4	$1,1 \cdot 10^{-5}$	
Полная	$1,84 \cdot 10^{-4}$	6		
Образцов МСХТ в целом				
Регрессия	$1,29 \cdot 10^{-2}$	2	$3,42 \cdot 10^{-3}$	$\frac{42,77}{6,16}$
Отклонение от регрессии	$1,51 \cdot 10^{-3}$	4	$3,02 \cdot 10^{-4}$	
Полная	$1,44 \cdot 10^{-2}$	6		

Полученные результаты однофакторного дисперсионного анализа (таблица 3) показывают, что построенные математические модели адекватно описывают изучаемые явления.

Вероятность возникновения отказов в образце P^* находим из графиков представленных выше.

Вероятность безотказной работы образца на определенном интервале пробега определяется по следующему выражению:

$$P(t) = 1 - P^* \quad (7)$$

где $P(t)$ - вероятность безотказной работы образца;

P^* - вероятность возникновения отказа в образце.

Заданный уровень безотказной работы образцов МСХТ, используемых для осуществления транспортных перевозок должен быть не менее 0,9.

Основной операцией, на основании которой определяется периодичность контроля технического состояния образцов МСХТ, является сравнение заданной вероятности безотказной работы образца с расчетным ее значением $P(t) \geq P_3$. При этом, для обеспечения заданного уровня надежности разность между этими значениями ($P(t) - P_3$) должна быть не менее 0,05 [7].

По графику 2 (рисунок 2) по полученной вероятности определяем периодичность контроля образца МСХТ на пробеге.

На основе проведенного анализа были получены результаты, позволяющие сделать следующие основные выводы:

1. В результате проверки способа отбора объектов контроля, было установлено, что в первую очередь должны подлежать диагностированию: тормозная система.

2. Для определения вероятностных характеристик возможных состояний, указанных выше объектов, на основе статистического анализа были разработаны математические модели вероятности появления отказа от пробега. Проведенные проверки по определению статистической значимости коэффициентов регрессионных моделей и адекватности подтвердили правильность их построения.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1 Афифи А., Эйзен С. Статистический анализ: подход с использованием ЭВМ. - М.: Мир, 1982.

2 Берк К. и Кэйри П. Анализ данных с помощью Microsoft Office Excel. - Москва, 2005.

3 Венцель Е.С., Овчаров Л.А.. Теория вероятностей и ее инженерные приложения. - М.: Наука, 1988.

4 ГОСТ 25044-81 Техническая диагностика. Диагностирование автомобилей, тракторов, сельскохозяйственных, строительных и дорожных машин.

5 Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ. Изд. второе. Перераб. и дополн. Книга 1. - М.: Финансы и статистика, 1986.

6 Завадский Ю.В. Решение задач автомобильного транспорта с помощью математических моделей. Учебное пособие. - М., 1980.

7 Кузнецов Е.С. Исследование эксплуатационной надежности автомобиля. – М.: Транспорт, 1969.

8 Листопад И.А. Планирование эксперимента в исследованиях по механизации сельско-хозяйственного производства. – М.: Агропромиздат, 1989.