

УДК 621.01:629.7.01

В.А. ВЬЮНОВ¹, С.М. СТЕПАНЕНКО^{1,2}, А.В. ТОМАШЕВСКИЙ²¹ ГП «Ивченко-Прогресс», Запорожье, Украина² Запорожский национальный технический университет, Запорожье, Украина

ОЦЕНКА КАЧЕСТВА РЕМОНТА АВИАДВИГАТЕЛЕЙ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИМИ МЕТОДАМИ СТАТИСТИКИ

Рассматривается применение методов математической статистики к анализу параметров авиационного двигателя, получаемых после ремонта. Приводятся данные оценки вероятности существенного различия в качестве ремонта авиадвигателей на разных ремонтных предприятиях.

авиационный двигатель, качество ремонта, статистика, выборка, критерий Манна-Уитни

Введение

Оценка качества ремонта как научно-практическая задача. Соответствие параметров двигателя, прошедшего ремонт, заданным проектным значениям и таким же значениям параметров двигателей первой категории характеризует стабильность и качество ремонта двигателей; показывает пределы разброса параметров по отношению к их номинальной величине. Использование статистических методов при оценке результатов испытаний позволит повысить уровень управления качеством продукции, принимать научно обоснованные решения. Количественный анализ таких результатов невозможен без применения методов математической статистики.

Таким образом, статистический анализ результатов ремонта двигателей представляет собой важную научно-практическую задачу.

Обзор публикаций и выделение нерешенных задач. Применение статистических методов для управления стохастическими процессами различной природы достаточно широко обсуждается в литературе, например [1, 2]. Однако, для решения задач, связанных с обработкой и анализом результатов приемо-сдаточных испытаний после ремонта авиационных двигателей, практические приложения статистических методов разработаны еще не достаточ-

но. Частично авторами этот вопрос затрагивался в статье [3].

Постановка задачи данного исследования. В данной работе ставится задача – провести статистическое исследование для сравнительной оценки качества ремонта одного типа авиадвигателей на предприятиях *A* и *B*. Показателями качества ремонта являются результаты испытаний по следующим параметрам: тяга двигателя R , расход топлива G ; температура за турбиной t_{mcd} ; давление в камере сгорания p_{KS} ; средний удельный расход топлива C_r , средние частоты вращения вентилятора n_g , ротора высокого давления n_{gd} , ротора среднего давления n_{cd} .

Изложение материалов исследования и анализ полученных результатов

Для сравнения были приняты результаты измеряемых параметров, полученные после ремонта одного типа авиадвигателей на предприятиях *A* и *B* на протяжении шести лет.

В отношении каждого i -го показателя качества выдвигаются статистические гипотезы:

H_0 – качество ремонта на обоих предприятиях одинаково, тогда результаты испытаний по каждому показателю на предприятиях *A* и *B* (выборки A_i и B_i ,

по i -му показателю качества) принадлежат одной генеральной совокупности (выборки A и B однородны);

H_1 – качество ремонта на обоих предприятиях различается, тогда результаты испытаний по каждому показателю на предприятиях A и B не принадлежат одной генеральной совокупности (выборки A_i и B_i неоднородны).

Традиционно для проверки статистических гипотез об однородности выборок используются t -критерий Стьюдента и F -критерий Фишера. Однако использование этих критериев требует предположение о нормальном распределении исследуемых параметров. Проверка данного предположения в реальных производственных условиях невозможна.

Поэтому целесообразно применять непараметрические критерии, не требующие знания вида распределения исследуемых параметров. Предлагается использовать непараметрический критерий Манна-Уитни (U -критерий), который может быть использован для произвольных функций распределения [4 – 6].

Общая процедура проверки однородности по U -критерию двух выборок A и B состоит в следующем. Для вычисления U -критерия выборки A и B упорядочивают в порядке возрастания. Полученный номер по порядку для выборочных значений в объединенной выборке называют ранговым числом.

Каждому рангу приписывают, к какой выборке

(A или B) он относится, затем вычисляется:

$$\begin{aligned} U_A &= n_A n_B + \frac{n_B(n_B + 1)}{2} - R_A; \\ U_B &= n_A n_B + \frac{n_A(n_A + 1)}{2} - R_B, \end{aligned} \quad (1)$$

где n_A , n_B – объем выборок A и B ; R_A , R_B – суммы рангов выборок A и B , соответственно.

Статистика U определяется как наименьшее из значений U_A и U_B . Мерой значимости статистики U может служить величина Z , которая рассчитывается по формуле

$$Z = \frac{U - n_A n_B / 2}{\sqrt{n_A n_B (n_B + n_A + 1) / 12}}. \quad (2)$$

Полученное значение Z сравнивается с квантилем Z_p нормального распределения. Если $Z \leq Z_p$, то с доверительной вероятностью p делается заключение о однородности выборок, в противном случае гипотеза об однородности отвергается и делается заключение о существенном различии выборок с доверительной вероятностью p .

Описанная процедура проверки однородности выборок A и B реализована в программном пакете STATISTICA [5] для статистической обработки данных, который и использовался в настоящей работе.

В табл. 1 приведен пример сравнения выборок за один анализируемый год.

Таблица 1

Результаты проверки однородности выборок по критерию Манна-Уитни

Показатели качества ремонта	Манна-Уитни U -тест- (Исходные данные для анализируемого года)								
	Отмеченные тесты значимы при $p < 0,05000$								
	Суммы рангов A	Суммы рангов B	U	Z	p -level	Z приведенное	p -level	Число значений в A	Число значений в B
R	172,5	80,5	52,5	0	1	–	–	15	7
G	128	125	8	–3,137	0,0017	–3,143	0,0017	15	7
C_r	128	125	8	–3,137	0,0017	–3,16	0,0016	15	7
t_{mcd}	167	86	47	–0,388	0,6982	–0,389	0,6975	15	7
pKS	152	101	32	–1,445	0,1484	–1,446	0,1481	15	7
n_{θ}	172,5	80,5	52,5	0	1	0	1	15	7
n_{cd}	139	114	19	–2,361	0,0182	–2,365	0,018	15	7
$n_{\theta d}$	145,5	107,5	25,5	–1,903	0,057	–1,904	0,0569	15	7

Аналогичные расчеты сделаны по всем остальным годам.

Уровень значимости α (p -level в приведенной табл. 1) определяет вероятность принятия ошибочного заключения, т.е. оценка вероятности существенного различия выборок, определяющих качество ремонта, равна $(1 - \alpha)$.

Значение критерия Манна-Уитни (Z в приведен-

ной табл. 1) и уровень значимости по результатам проверки однородности показателей качества ремонта авиадвигателей на предприятиях A и B за шесть лет сведены в табл. 2.

В табл. 3 приведены значения по оценке вероятности существенного различия качества ремонта авиадвигателей на основе испытаний в различные годы.

Таблица 2

Значение критерия Манна-Уитни по результатам проверки однородности показателей качества ремонта авиадвигателей на предприятиях A и B за шесть лет

Показатели качества ремонта	Значение критерия (абсолютные величины)					
	1-й год	2-й год	3-й год	4-й год	5-й год	6-й год
G	4,45669	3,13684	2,92770	3,13050	3,09839	3,11543
C_r	4,43348	3,13684	2,92770	3,13050	3,09839	3,11543
$t_{mc\partial}$	0,78921	0,38770	1,61024	0,31944	2,19469	1,35946
pKS	2,87828	1,44506	2,56174	0,31944	1,09735	2,60563
n_{ϵ}	0,60351	0,00000	1,02470	2,61939	1,80739	0,56644
$n_{c\partial}$	2,99434	2,36144	0,00000	0,57499	0,77460	1,24617
$n_{\epsilon\partial}$	0,51066	1,90325	0,87831	0,57499	1,48464	1,41610
G	0,000008	0,001708	0,003415	0,001745	0,001946	0,001837
C_r	0,000009	0,001708	0,003415	0,001745	0,001946	0,001837
$t_{mc\partial}$	0,429993	0,698239	0,107347	0,749394	0,028187	0,174002
pKS	0,003999	0,148442	0,010415	0,749394	0,272491	0,009171
n_{ϵ}	0,54617	1,000000	0,305508	0,008809	0,070702	0,571094
$n_{c\partial}$	0,002751	0,018205	1,000000	0,565299	0,438579	0,212703
$n_{\epsilon\partial}$	0,609588	0,057009	0,379776	0,565299	0,137639	0,156746

Таблица 3

Оценка вероятности существенного различия качества капремонта авиадвигателей на основе испытаний в различные годы

Показатели качества ремонта	Оценка вероятностей (в %) в различные годы					
	1-й год	2-й год	3-й год	4-й год	5-й год	6-й год
G	0,000008	0,001708	0,003415	0,001745	0,001946	0,001837
C_r	0,000009	0,001708	0,003415	0,001745	0,001946	0,001837
$t_{mc\partial}$	0,429993	0,698239	0,107347	0,749394	0,028187	0,174002
pKS	0,003999	0,148442	0,010415	0,749394	0,272491	0,009171
n_{ϵ}	0,54617	1,000000	0,305508	0,008809	0,070702	0,571094
$n_{c\partial}$	0,002751	0,018205	1,000000	0,565299	0,438579	0,212703
$n_{\epsilon\partial}$	0,609588	0,057009	0,379776	0,565299	0,137639	0,156746

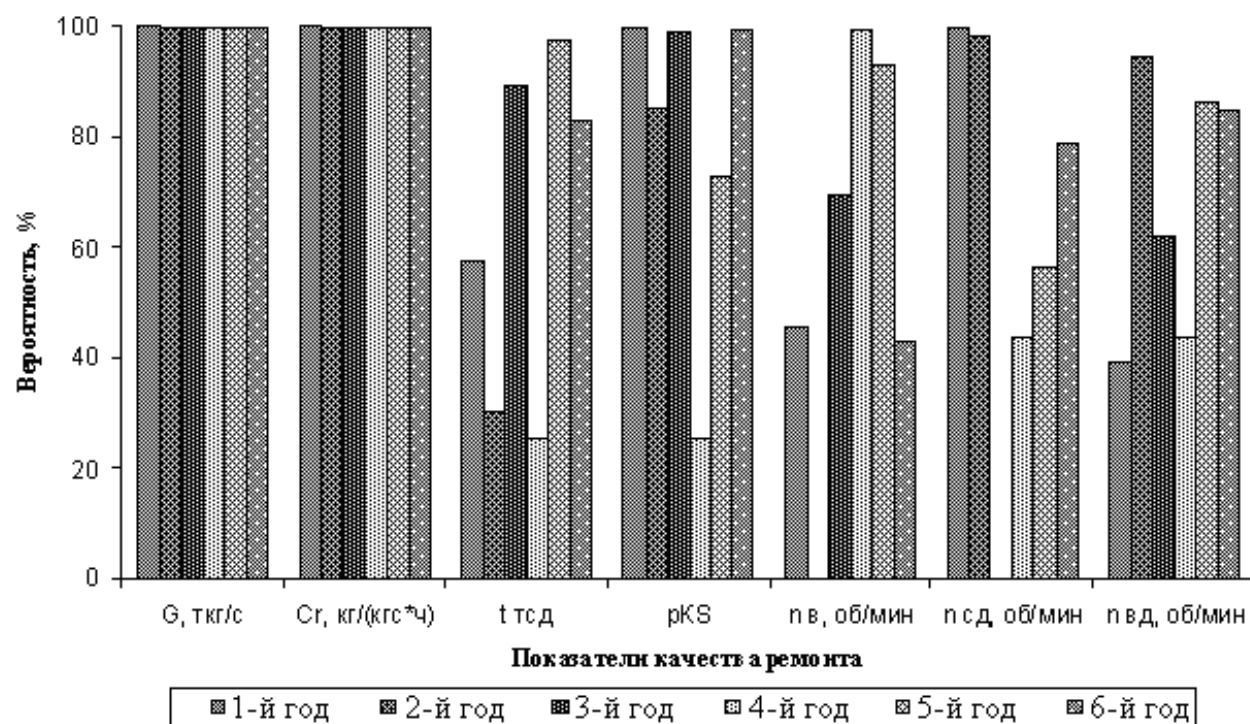


Рис. 1. Оценка вероятности существенного различия в качестве ремонта авиадвигателей на основе испытаний в различные годы

Выводы

Проведенное статистическое исследование, результаты которого обобщены в гистограмме, приведенной на рис. 1, дает основание для заключения – качество ремонта на предприятиях А и Б существенно различается с вероятностью данного утверждения более 99% для таких показателей как G и C_r и с несколько меньшей вероятностью для остальных показателей.

Литература

1. Статистическое управление процессами SPC: Пер. с англ. – Н.Новгород: СМЦ «Приоритет», 2001. – 181 с.
2. Адлер Ю.П., Шпер В.Л. Истоки статистического мышления // Методы менеджмента качества. – 2003. – № 1. – С. 34-40.

3. Вьюнов В.А., Степаненко С.М., Томашевский А.В. Сравнение некоторых статистических методов оценки качества ремонта авиадвигателей // Авиационно-космическая техника и технология. – 2006. – № 10 (36). – С. 127-129.

4. Закс Л. Статистическое оценивание. – М.: Статистика, 1976. – 598 с.

5. Боровиков В. STATISTICA: искусство анализа данных на компьютере. Для профессионалов. – СПб.: Питер, 2001. – 656 с.

6. Томашевський О.В., Рісіков В.П. Комп'ютерні технології статистичної обробки даних. – Запоріжжя: Запорізький національний технічний університет, 2006. – 175 с.

Поступила в редакцию 31.05.2007

Рецензент: д-р физ.-мат. наук, проф. В.В. Погосов, Запорожский национальный технический университет, Запорожье.