

УДК 621.431.74

Шакун К.С., Бондарь С.А, Абоleshкин С.Е.  
ОНМА**МОДЕРНИЗИРОВАННЫЙ ПОДХОД К ОПИСАНИЮ  
ЭВОЛЮЦИИ ИЗНОСА СУДОВЫХ МЕХАНИЧЕСКИХ  
СИСТЕМ**

В общем случае определение показателей текущей функциональной надежности или остаточного ресурса механических систем (в частности судового дизеля) сводится к правильному выбору совокупности соответствующих функций распределения и присущих им параметров. Тем не менее, действующие системы технической эксплуатации (ТЭ) судовых дизелей и обеспечивающих систем, даже при жестком следовании принятой в судоходной компании менеджмента ТЭ в целом часто не позволяют собрать необходимый спектр данных. В связи с этим, разработка методов косвенного оценивания остаточного ресурса судовых дизелей (имеются в виду главные дизели) и корректировка на его базе системы ТЭ, является актуальной задачей. Функциональная надежность, как известно, оценивается потоком отказов, который в свою очередь определяется динамикой износа составляющих критических (по характеру последствий) элементов дизеля.

Пусть рассматриваемый двигатель (дизель) состоит из  $N$  элементарных составляющих, каждая из которых характеризуется соответствующим характерным параметром  $S_j, j = \overline{0, N}$  (Здесь и далее мы по возможности будем придерживаться обозначений и терминологии, использованных в работе [1]). Тогда общее состояние двигателя будет определяться совокупностью параметров  $\{S_j\}$ . При переходе в пространство параметров двигателя его текущее состояние будет соответствовать некоторой точке отображения в этом пространстве, а состояние соответствующего элемента двигателя определяться проекцией радиус-вектора, проведенного к точке отображения на соответствующую степень свободы. Тогда, согласно [2] динамика  $j$ -го параметра данной механической системы может быть отслежена из элементарного соотношения

$$S_j = S_{0j} + v_{0j}t + a_j t^2. \quad (1)$$

Иными словами, изменение параметров двигателя, являющийся следствием износа, отождествляется с равноускоренным дрейфом точки в параметрическом пространстве. В этих терминах работоспособность двигателя сводится к пребыванию точки отображения внутри некоторой области  $D$ , ( $S_j \in D_j$ ,  $D_j \in [d_{1j}, d_{2j}]$ ), где  $d_{1j}$  и  $d_{2j}$  – это границы допуска для соответствующего параметра двигателя. Выражение (1) из [2] вообще говоря воспроизводит результат полученный ранее в [3, 4] без указания серьезных ограничений ее применимости, что будет рассмотрено ниже.

### **Анализа параметрической надежности двигателя**

Проанализируем выражение (1). Очевидным его достоинством является его простота и физическая прозрачность толкования, входящих в него констант. Скорость  $v_0$  и ускорение  $a$  движения точки отображения к границе области  $D$  отражает стационарный и нестационарный подходы в процесс износа. Однако априорное утверждение о постоянстве ускорения  $a$  вызывает сомнение, т.к. в этом случае мы должны принимать интенсивность нестационарных процессов одинаковой на всем отрезке эволюции системы. Такое утверждение, очевидно, будет справедливо только для относительно малых промежутков времени, например в пределах 4-4.5 тыс часов эксплуатации (для элементов цилиндрико-поршневой группы динамика потока отказов в пределах объявленных фирмами полных ресурсов в 30-40 тыс. часов носит некоторый колебательный характер, в зависимости от времени проведения промежуточных расширенных моточисток).

Действительно, в общем случае система состоящая из  $N$  элементов чувствительна к изменению каждого из  $N$  параметров. Предположим, что  $j$ -й элемент механической системы приблизился к пределу допуска. Примером может служить некоторая усталостная деформация элемента, что неизбежно вызовет нештатное перераспределение нагрузок, например, в головных и мотылевых подшипниках с неизбежным увеличением интенсивности износа. В терминах выражения (1) это означает изменение ускорения. При этом поправки к ускорению будут возникать при всяком существенном изменении одного из параметров системы, соответственно это необходимо учесть при оценке вероятности отказа.

Пусть вероятность равноускоренного движения точки отображения к границам области  $D$  определяется функцией  $P(B)$ , где  $B$  – это событие заключающееся в равноускоренном движении точки отображения. Событие  $B$  невозможно без выполнения целой совокупности событий  $\bigcap_{j=1}^N A_j$ , где каждое событие  $A_j$  заключается в пребывании  $j$ -го элемента в пределах допуска  $d_{1j} \leq S_j \leq d_{2j}$ . Тогда, очевидно, общая функциональная форма для  $P(B)$  должна описываться выражением вида

$$P(B) = f\left(P(A_j)\right), \quad j = \overline{1, N}. \quad (2)$$

Функционал в (2) должен содержать в себе комбинации условных вероятностей взаимных отказов составляющих элементов системы. Тогда [5]

$$P(B) = P(C)P(B|C) + [1 - P(C)]P(B|\bar{C}). \quad (3)$$

Или с учетом определения события  $C$

$$P(B) = P(B|C) \left( P\left(\bigcap_{j=1}^N A_j\right) P\left(\bigcup_{i=1}^N \bar{A}_i\right) + P(B|\bar{C}) \right) \quad (4)$$

Здесь  $\bar{A}_j$  – событие заключающееся в выходе за пределы допуска  $j$ -й характеристики.

Преобразуя выражение (4) сообразно методу изложенному в [7], получим

$$\begin{aligned}
 P(B) = & P(B|C) \left( 1 - \sum_{j=1}^N P(\bar{A}_j) \left( 1 - \frac{P(B|\bar{A}_j)}{P(B|C)} \right) \right) + \\
 & + \sum_{i < j} P(\bar{A}_i \cap \bar{A}_j) \left( \frac{P(B|\bar{A}_i \cap \bar{A}_j)}{P(B|C)} \right) + \\
 & \dots + (-1)^{N-1} P\left(\bigcap_{j=1}^N \bar{A}_j\right) \left( 1 - \frac{P\left(B|\bigcap_{j=1}^N \bar{A}_j\right)}{P(B|C)} \right)
 \end{aligned} \quad (5)$$

где  $P(\bar{A}_j)$  – вероятность выхода  $j$ -го параметра (или характеристики) за пределы допуска,  $P(\bar{A}_i \cap \bar{A}_j)$  – вероятность выхода сразу двух характеристик за пределы допуска,  $P(B|\bar{A}_j)$  – вероятность события  $B$  при условии выхода за пределы допуска  $j$ -й характеристики и т.п.

Выражение (5) строго определяет вероятность сохранения точкой отображения состояния равноускоренного движения, однако следует отметить, что при всей математической строгости выражение (5) имеет малую практическую ценность. Если о функциональной форме распределений еще можно сделать какие-то заключения на основе физической картины износа, то для определения необходимых параметров распределения не существует данных нужной полноты.

### Аппроксимационный анализ параметрической надежности двигателя

В связи с причинами указанными выше оценим эволюцию состояния двигателя на основе выражения (1), однако для учета упомянутых ранее неточностей преобразуем его к виду:

$$S_j = S_{0j} + v_{0j}t + a_j t^2 + \beta_j t^3 + \Delta. \quad (6)$$

Здесь  $\beta$  – имеет смысл быстроты изменения ускорения точки отображения,  $\Delta$  – вклад обусловленный случайными факторами –

ошибкой измерения, нарушением стационарных условий эксплуатации в следствии случайного события и т.п.

Идеальной проверкой адекватности выражения (6) является проведение на его основе регрессионного анализа широкого спектра экспериментальных данных с последующей оценкой статистической значимости каждого коэффициента. Однако с одной стороны все коэффициенты в (6) не являются независимыми величинами, что затрудняет определение значимости отдельного коэффициента, с другой стороны уравнение (6) является полиномом третьего порядка, что сильно снижает точность регрессионного анализа на основе ограниченной выборки [6]. Таким образом стандартные методы не обладают достаточной информативностью, поэтому дальнейшие рассуждения построим на основе следующей гипотезы.

Сформулируем гипотезу в двух главных аспектах. А) Если справедливо выражение (1) ( $\beta$  равно нулю), то при аппроксимации экспериментальных данных уравнением (1) отклонение от эксперимента должно описываться нормальным распределением. Б) Если часть гипотезы (А) неверна, то полиномом (6) адекватно описывает нестационарные процессы износа, что будет отражаться гауссовой природой распределения невязок.

За критерий достоверности гипотезы принимается  $\chi^2$ -критерий

Пирсона [6] 
$$\chi^2 = n \sum_{i=1}^k \frac{(\omega_i - p_i)^2}{p_i}$$
, где  $n$  объем выборки,  $\omega_i$  – относительная частота появления события (в данном случае попадания величины невязки в заданный интервал)  $p_i$  – вероятность того же события рассчитанная по предполагаемой функции распределения.

Если критерий аппроксимации  $\chi_{app}^2 < \chi_c^2$  окажется меньше критического значения при заданном уровне значимости, то гипотезу будем считать верной [6].

Ниже приведена аппроксимация экспериментальных данных износа втулок судового дизеля как функции времени. Как легко заметить из (Рис. 1 б) распределение невязок далеко от нормального. Критерий Пирсона в этом случае  $\chi_{app}^2 = 14.29 \gg \chi_c^2 = 3,33$  ( $\alpha = 0,05$ ) значительно превосходит критическое значение. Здесь  $\alpha$  – уровень значимости

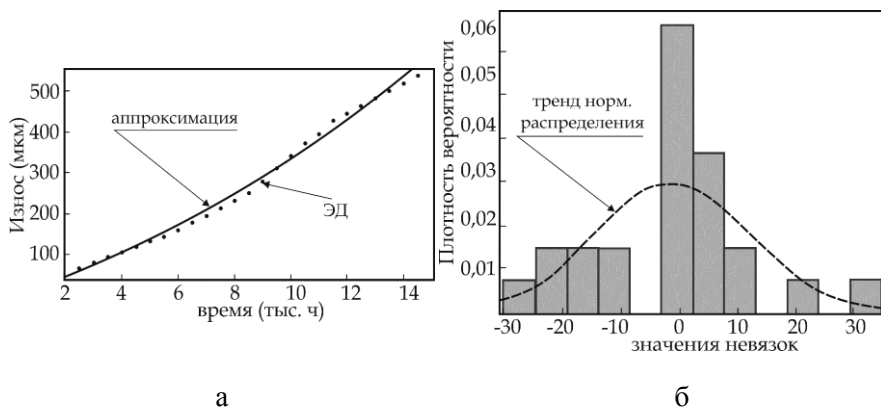


Рис. 1. Аппроксимация динамики износа втулок рабочих цилиндров главных дизелей Vasa 6R32BC квадратичным полиномом (1) (а) и соответствующее распределение невязок (б).

Таким образом, предположение А рассматриваемой гипотезы может быть отвергнуто.

На рис. 2 приведены результаты аппроксимации этих же экспериментальных данных для рассмотренного выше и двух других судов при помощи полинома (б) равно как и их плотности распределения невязок.

Значения критерия Пирсона для каждого из распределений соответственно  $\chi_{app1}^2 = 1,73 < \chi_{c1}^2 = 2,17$  ( $\alpha = 0,05$ );

$$\chi_{app2}^2 = 1,48 < \chi_{c2}^2 = 1,64$$
 ( $\alpha = 0,05$ );

$$\chi_{app3}^2 = 1,81 < \chi_{c3}^2 = 2,17$$
 ( $\alpha = 0,05$ ).

Таким образом во всех рассматриваемых случаях критерий оказался меньше критического значения, что позволяет заключить, что предположение гипотезы Б верно.

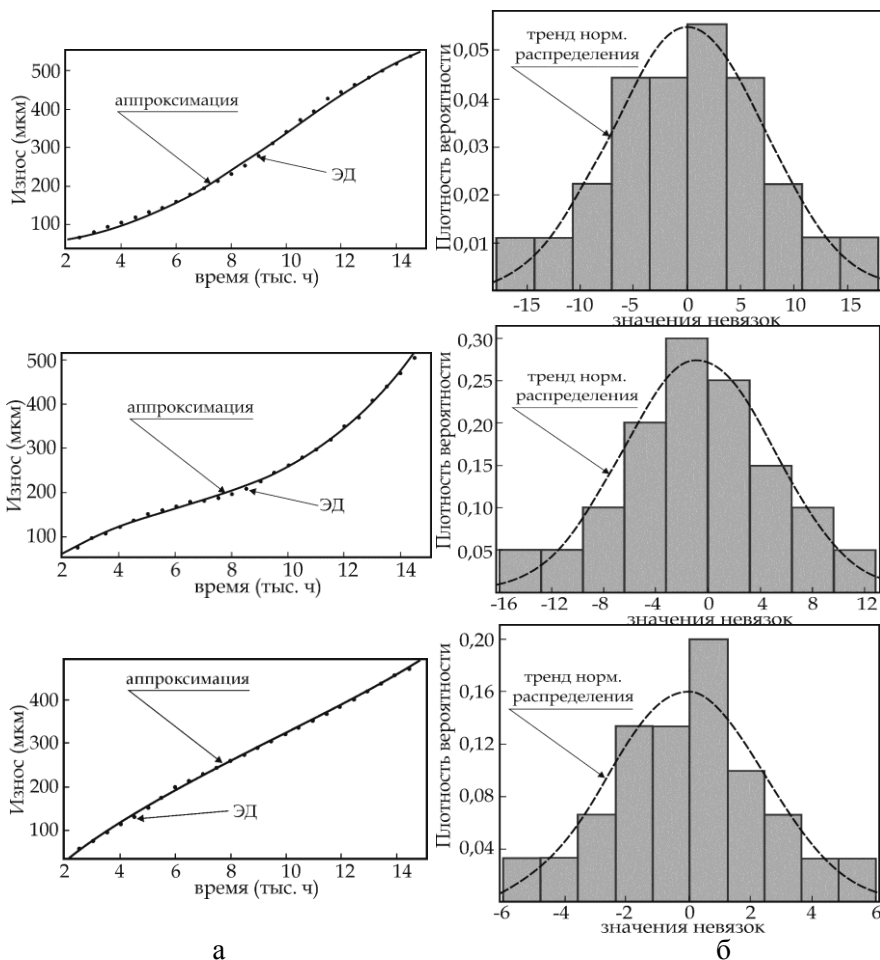


Рис. 2. Аппроксимация динамики износа втулок рабочих цилиндров главных дизелей Vasa 6R32BC полиномом (а) и соответствующая плотность распределения невязок (б).

### Выводы

Результаты, приведенные в статье, с одной стороны показывают, что предположение о равноускоренном движении точки отображения в параметрическом пространстве не выполняется. Более того значительное отклонение распределения невязок квадратичной аппроксимации от Гауссова закона косвенно может указывать на нали-

чие неучтенных корреляций, обуславливающих изменение ускорения (строгое рассмотрение причин корреляций приведено во втором разделе). С другой стороны введение кубического члена учитывает быстроту изменения нестационарных режимов, о чем свидетельствует подчинение нормальному распределению невязок аппроксимации.

Тем не менее следует отметить относительную малость временного интервала экспериментальных данных, а также ограниченность выборки. Известно, что достоверность критерия  $\chi^2$  падает с уменьшением объема выборки. Кроме того, проанализированные данные относятся к судам одного типа (суда типа «Измаил») и идентичность результатов аппроксимации может оказаться результатом конструкционной схожести и идентичности условий эксплуатации, а также единой системы ТЭ, действующей в судоходной компании в рассмотренный период.

В дальнейшем авторами планируется рассмотреть более широкий спектр экспериментальных данных, который в идеале позволит проверить результат на основе строгого соотношения (5)

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Абрамов О.В. Розенбаум А.Н. Минимаксный подход в задачах параметрического синтеза аналоговых технических систем // Надежность. – №2(6) – 2003 – с. 67-78.
2. Розенбаум А.Н. Никитин А.И. Определение остаточного эксплуатационного ресурса судовых человекомашинных систем // Вестник АГТУ Сер: Морская техника и технология. – №2 – 2009 – С. 39-44.
3. Гинзбург А.З. Оценка надежности деталей судовых дизелей // Судостроение. – №5 – 1971 – С. 65-69.
4. Гинзбург А.З. К обоснованию модели отказа при естественном изнашивании деталей дизеля. Проектирование и техническая эксплуатация СЭУ. И.: Транспорт 1975-385с.
5. Труханов В.М. Надежность технических систем. М.: «Машиностроение» – 2003 – 320 с.
6. Бобік О.І., Берегова Г.І., Копитко Б.І. Теорія ймовірностей і математична статистика. К.: «Професіонал» – 2007 – 558 с.
7. Проников А.С. Надежность машин. М.: «Машиностроение» – 1978 – 592 с.