ВЕРОЯТНОСТНЫЕ МОДЕЛИ НАДЕЖНОСТИ ЭЛЕМЕНТОВ МАШИН И ПРИБОРОВ

Ефремов Л.В. (Институт проблем машиноведения РАН)

К самым актуальным проблемам машиностроения и приборостроения следует отнести прогнозирование надежной работы машин и приборов (далее – изделий) на всех этапах их жизненного цикла. Главная цель таких исследований состоит в предотвращении отказов разной степени тяжести (от мелких повреждений то катастроф) в период эксплуатации.

На стадии создания изделий проектант должен установить сроки службы (ресурсы) до ремонтов и списания изделия и принять конструктивно - технологические меры для обеспечения требуемого уровня безотказной работы в эти сроки. Для эксплуатации важнейшее значение имеет совершенствование документации по техническому обслуживанию и ремонту изделия. К ней можно отнести: правила и нормы проектирования и изготовления изделий, инструкции операционного контроля, режимы технологических процессов, инструкции по диагностированию и дефектации машин, нормы предельных зазоров и износов, нормативы сроков и объемов ремонта, нормы расхода запасных частей и другие.

Указанные задачи можно корректно решать только на основе построения и анализа соответствующих вероятностных моделей (ВМ) надежности элементов изделия, которые представляют собой зависимости вероятностей не свершения событий (отказов или повреждений, наступления сроков ремонта и пр.) от времени для основных деградационных процессов.

Этой проблеме посвящен ряд наших научных трудов [5-9, 16 и др.], в которых уже давно сформулированы такие необходимые ключевые понятия, как уровни предельного состояния, запасы надежности и долговечности, вероятность не достижения предельного состояния, назначенный и гамма - процентный ресурсы и др.

В этом докладе мы покажем результаты новых компьютерных исследований некоторых ВМ, основанных на двухпараметрических законах распределений и предназначенных для соответствующих объектов и условий применения.

ВМ типа «веер».

Эта модель (рис. 1) положена в основу стандартной методики нормирования ремонтных циклов машин путем расчета гамма процентного ресурса $R(\gamma)$ не конкретного, а обезличенного элемента изделия с учетом нестабильности качества изготовления, эксплуатации и ремонта однотипных, но разных экземпляров изделий.

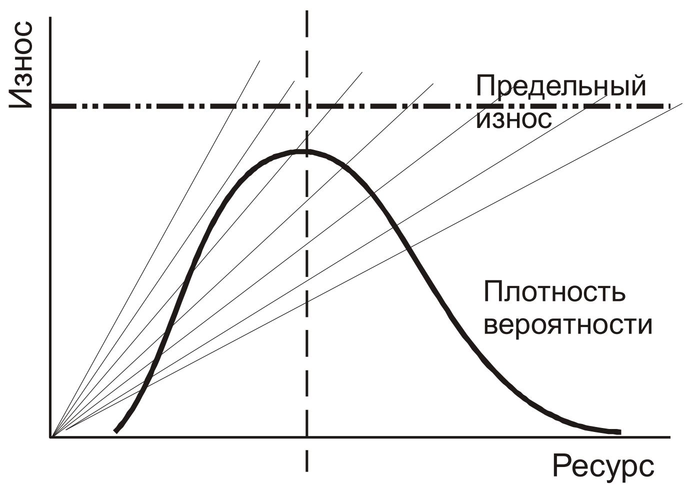

Рисунок 1 Образование ВМ

Как показывает наш практический опыт исследований подобных объектов (например, двигателей промысловых судов), это приводит к значительному веерообразному рассеиванию износостойкости элемента машины при высоком значении коэффициента вариации ресурса (более 0.5), что позволяет значительно упростить ВМ на основе закона распределения Вейбулла.

$$R(\gamma)=\left[R_s/\Gamma\left(1+1/b\right)\right]\ln\left(1/\gamma\right)^{1/b} \qquad (1)$$

где *Rs* - средний ресурс, γ - допустимая вероятность не достижения предельного состояния, *b* – параметр формы распределения, который связан с коэффициентом вариации *V(b)* таким образом

$$V(b)=\left[\Gamma\left(1+2/b\right)-\Gamma\left(1+1/b\right)^2\ /\Gamma\left(1+1/b\right)\right]^{1/2} \qquad (2)$$

В данном докладе демонстрируется эффективность применения рассматриваемой ВМ для анализа влияния различных конструктивно-технологических и организационных факторов на гарантированную долговечность элемента изделия. Такая задача включена нами в учебную программу новой дисциплины «Техническая эксплуатация и надежность промышленного оборудования» на кафедре «Триботехника» ПИМАШ (Завод-ВТУЗ) .

В методику решения этой задачи положены следующие способы увеличения *R(γ)* по формуле (1). Во-первых - это очевидная возможность повышения ресурса R_s путем пропорционального увеличения износостойкости элемента C_s, при заданном предельном износе *Ipr=const.*

$$R_s=C_s\,Ipr \qquad (3)$$

На стадии проектирования, изготовления или ремонта повышать C_s, можно за счет изменения материала, применения упрочняющих технологий, улучшения системы смазки и прочее.

Во-вторых, ресурс *R(γ)* можно повысить путем увеличения параметра формы распределения *b* при обратно пропорциональном уменьшении коэффициента вариации *V(b)* . Это потребует повышения стабильности качества изготовления, ремонта и эксплуатации изделия.

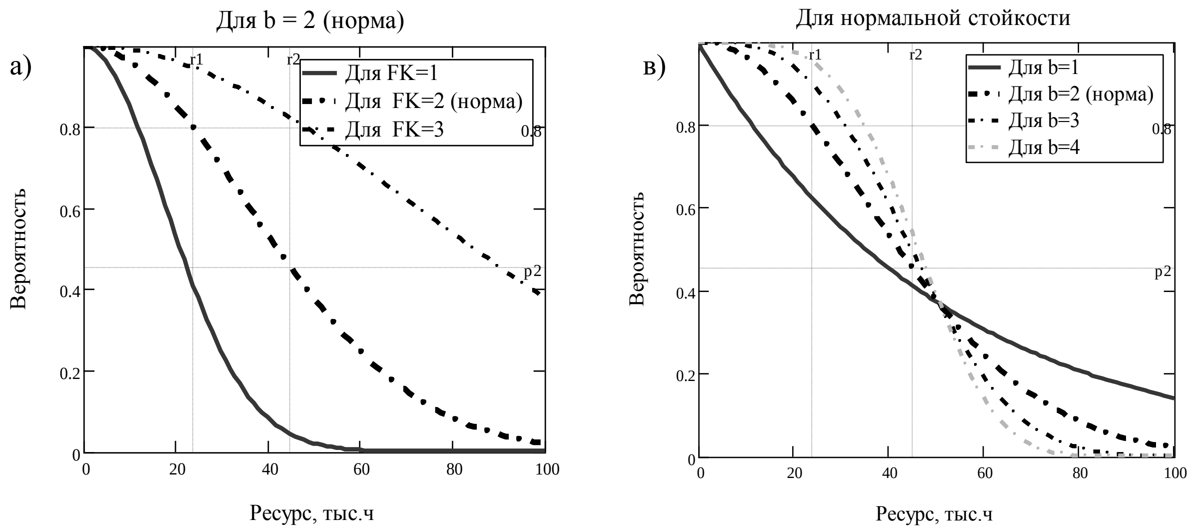

Рисунок 2. а) Влияние конструктивно - технологических факторов; в) влияние стабильности качества

Для количественного анализа этих факторов была составлена специальная программа, которая позволила получить следующие результаты (см. рис. 2).

В табл.1 приведены коэффициенты $\boldsymbol{K_o}$ отличия гамма - процентных ресурсов элемента (рассматривался износ цилиндровой втулки дизеля) от величины $\boldsymbol{K_o}$ = 1 (ячейка с $\boldsymbol{K_o}$ = 1) при разных значениях исследуемых факторов. Из таблицы видно, что за счет конструктивно-технологических мероприятий ресурс можно повысить, например, в два раза, а за счет повышения стабильности качества, т.е. культуры производства и эксплуатации – примерно в 1.5 раза. При реализации всех возможных мероприятий можно ожидать увеличения ресурса примерно в три раза. Если же за исходную точку брать самый низкий уровень долговечности (коэффициент 0.24) , то при определенных условиях можно добиться увеличения ресурса более чем в в 10 раз до $\boldsymbol{K_o}$ = 2.9.

Конечно, окончательное решение следует принимать с учетом соотношения затрат на реализацию всех мероприятий и экономического эффекта от повышения ресурса, который обычно складывается из сокращения суммарных затрат на ремонт и получения дополнительного коммерческого дохода от повышения коэффициента технического использования машины.

Таблица 1

Параметр формы (фактор стабильности)	Коэффициенты конструктивно-технологического фактора		
	1	2	3
1	0.24	0.47	0.94
2	0.5	1	2
3	0.64	1.28	2.57
4	0.73	1.45	2.91

ВМ типа «Тренд» с линейной или степенной характеристикой

Рассматриваемые ВМ типа «Тренд» широко применяются для изучения законов изменения состояний конкретных (а не обезличенных!) экземпляров объекта при лабораторных или стендовых испытаниях, а так же - в процессе периодического мониторинга (диагностирования) машин и приборов. Очевидно, что в этом случае рассеивание характеристик тренда будет меньше (обычно с коэффициентом вариации до 0.3), чем при сборе информации об износах однотипных, но разных (обезличенных) экземпляров объекта, которая используется для получения ВМ типа «веер». Поэтому появляется шанс получить более строгую функцию диагностического параметра (например, износа) от времени с использованием методов корреляционного анализа.

Среди существующего разнообразия методов корреляционного анализа для построения ВМ был выбран двухпараметрический метод наименьших квадратов (МНК). Этот выбор оправдан тем, что он позволяет использовать естественную дисперсию экспериментальных данных для обоснования параметров теоретических распределений с высокой степенью достоверности.

В принципе корреляционный анализ с применением МНК хорошо известен и он сводиться к расчету постоянных C и M уравнения регрессии вида

$$Y(t)=C+M\cdot X(J) \qquad (4)$$

где $Y(t)$ *и* $X(J)$ – анаморфозы исследуемых параметров аргумента J (например, износа) и функции t (например, времени).

При линейной корреляции используется анаморфоза

$$\left.\begin{aligned} &Y(t)=t; \qquad X(J)=J/Ipr. \\ &c=C; \qquad m=M. \\ &t=c+m\,(J/Ipr). \end{aligned}\right\} \qquad (5)$$

При степенной корреляции имеем

$$\left.\begin{aligned} &Y(t)=ln(t); \qquad X(J)=ln(J/Ipr). \\ &m=M; \qquad c=\exp(C). \\ &t=c(J/Ipr)^m. \end{aligned}\right\} \qquad (6)$$

Обычно решение корреляционной задачи по зависимостям (5) или (6) является основной и единственной целью экспериментальных исследований. Но для построения ВМ этого не достаточно. Необходимо еще учесть среднеквадратичные отклонения от математического ожидания аргумента δ_x и функции δ_y , а так же коэффициент корреляции уравнения регрессии r_{xy} , который позволяет решить вопрос о выборе вида функции $Y(t)$.

На рис. 3 даны фрагменты корреляционного анализа с использованием МНК по специальной компьютерной программе с графиками математического ожидания и доверительных границ износов, определенные с учетом указанных отклонений δ_x и δ_y .

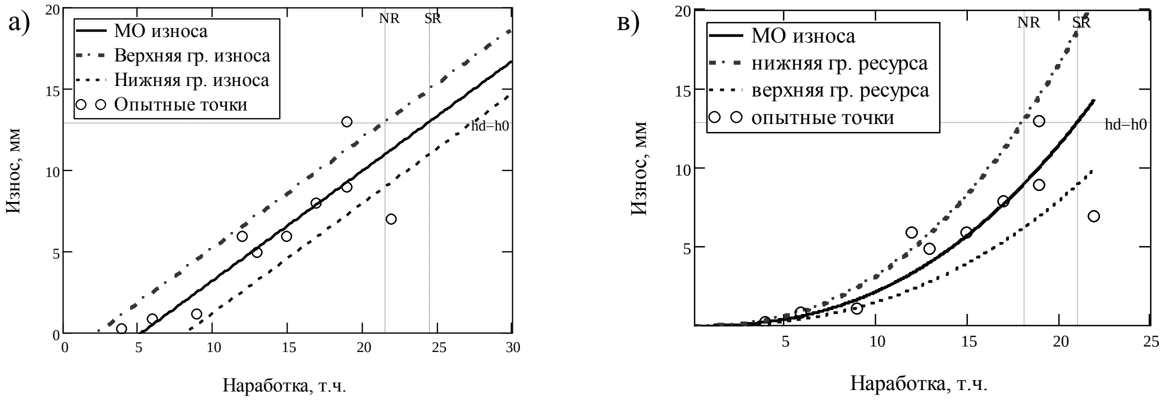

Рисунок 3. а) - Линейная корреляция; в) Степенная корреляция

Программа позволяет определить математическое ожидание R_s (т.е. наработки до назначенного предельного износа *Ipr*) и нижнюю границу R_n искомого ресурса как для линейной функции по формулам (7), так и степенной функции по формулам (8).

$$\left.\begin{aligned} R_s &= c+m \\ R_n &= R_s-\delta_y = (c+m)-\delta_y \end{aligned}\right\} \tag{7}$$

$$\left.\begin{aligned} R_s &= c \\ R_n &= R_s \exp(-\delta_y) = c\cdot\exp(-\delta_y) \end{aligned}\right\} \tag{8}$$

Теперь можно приступить к обоснованию ВМ типа «Тренд» по формулам расчета гамма - процентного ресурса для того или иного закона распределения вероятности [1]. При линейной корреляции можно использовать один из популярных двухпараметрических законов – нормальный, логнормальный и Вейбулла. Для степной функции характерна только логнормальная модель.

Исходными данными для определения параметров формы b и масштаба a двухпараметрических распределений являются значения R_s и δ_y , полученные с помощью МНК.

Проще всего определяются параметры a и b, а также квантиль U_γ и гамма - процентный ресурс $R(\gamma)$ для нормального распределения (см. блок формул (9))

$$\left.\begin{aligned} &a = R_s; && b=\delta_y/a; \\ &U_\gamma = \left(1-\left(t/a\right)\right)/b; && P(t) = cnorm(U_\gamma); \\ &R(\gamma) = R_s\left(1-b\cdot U_\gamma\right). && \end{aligned}\right\} \tag{9}$$

В основу ВМ по закону Вейбулла положена формула (1) с предварительным решением уравнения (2) относительно параметра формы b.

$$\left.\begin{aligned} &b - \text{по уравнению (2) для } \delta_y; \quad a = R_s/\Gamma(1+1/b); \\ &P(t) = \exp\left(-(t/a)^b\right); \\ &R(\gamma) = a\ln(1/\gamma)^{1/b}. \end{aligned}\right\} \tag{10}$$

Логнормальная модель образуется с помощью следующих формул (10).

$$\left.\begin{aligned} & b=\ln\left(1+\delta_y^2\right)^{1/2}; \quad a=R_s\exp\left(-b^2/2\right); \\ & U_\gamma=\ln\left(a/t\right)/b; \quad P(t)=cnorm\left(U_\gamma\right); \\ & R(\gamma)=a\exp\left(-bU_\gamma\right). \end{aligned}\right\} \tag{11}$$

На рис. 4 приведен пример графика функции *P(t)*, для любого из рассмотренных законов, которые в рассматриваемом примере дают практически совпадающие результаты из-за очень малого коэффициента вариации ресурса (менее 0.15).

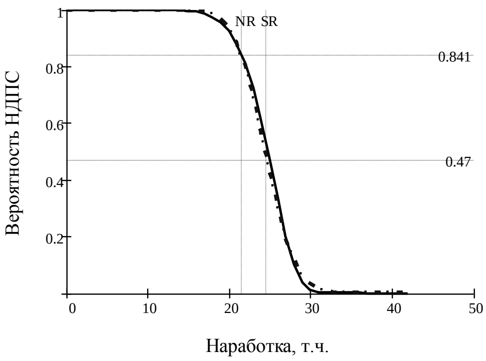

Рисунок 4 График вероятности НДПС

С помощью ВМ можно решать основную задачу прогнозирования гамма процентного ресурса при любой промежуточной наработке по мере последовательного измерения диагностических параметров изделия. С помощью формул для расчета вероятности НДПС *P(t)* решается так же и обратная задача оценки вероятности обнаружения исследуемого дефекта при отработке ресурса *R*.

$$\varphi(R)=1-P(R). \tag{12}$$

Большое значение трендовые ВМ имеют для организации и проведения стендовых ресурсных испытаний машин, поскольку ресурс можно оценивать даже на ранних стадиях испытаний с последующей корректировкой по мере накопления информации. Наш опыт подобных исследований позволяет отдавать предпочтение линейным ВМ. Они имеют более спокойные тренды по сравнению со степенными моделями.

Завершить раздел о ВМ типа «Тренд» целесообразно очень важным для практики результатом оценки вероятности НДПС γ на нижней границе рассевания ресурса при наработке

$$R_n=R_s\left(1-V\right), \tag{13}$$

где $V=\delta_y/R_s$ при линейной ВМ и $V=\delta_y$ при степенной ВМ.

Напомним, что для износовых повреждений допустимая вероятность принимается $\gamma=0.8$. Задача была решена нами впервые по специальной компьютерной программе в математическом редакторе. Проще всего этот вопрос удалось решить для нормального распределения, поскольку его квантиль в любом случае оказался равным единице не зависимо от исходных данных, что соответствует $\gamma=0.841$.

$$\left.\begin{aligned} & U_\gamma=\left[1-\left(R_s\left(1-V\right)/R_s\right)\right]/V=1; \\ & cnorm(U_\gamma)=cnorm(1)=0.841 \end{aligned}\right\} \tag{14}$$

Решение этой задачи для логнормального распределения и закона Вейбулла показало, что искомая величина γ в рабочем диапазоне изменения коэффициента вариации (от 0 до 0.7 для закона Вейбулла и от 0 до 1 – для логнормального закона) находится в пределах величин от 0.8 до 0.85.

Как видим, полученные значения γ мало отличаются от нормы 0.8 для процессов изнашивания. Это позволяет сделать заключение о допустимости использования нижней доверительной границы ресурса в качестве гамма - процентного ресурса узла трения (в первом приближении).

На рис. 5 показаны фрагменты обоснования этого заключения на основании соответствующего символьного анализа в математическом редакторе.

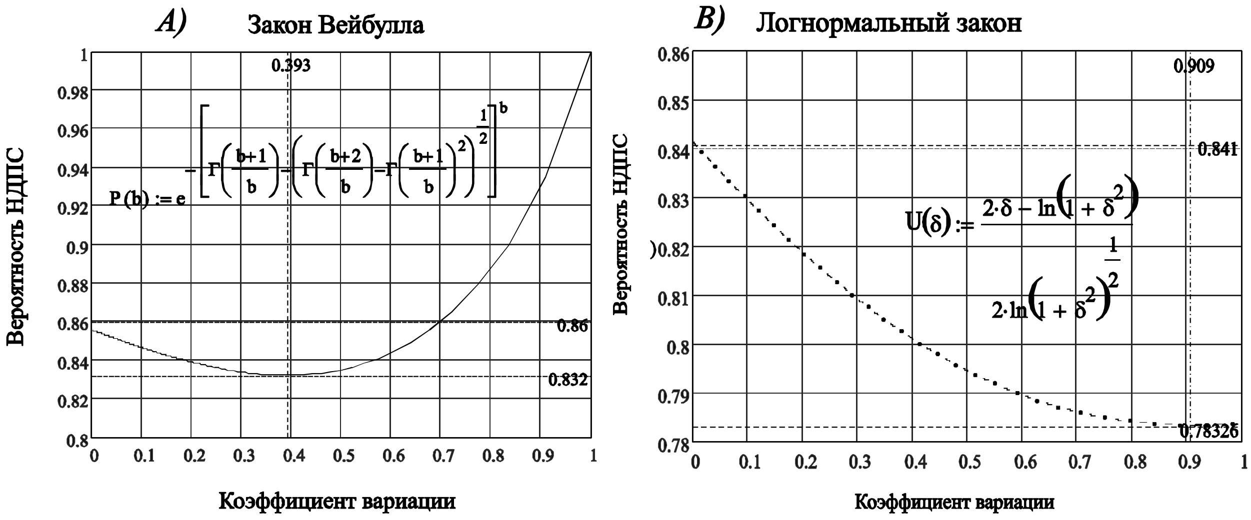

Рисунок 5 Вероятность НДПС для нижней границы ресурса

ВМ типа «усталость» со степенной характеристикой и нулевой асимптотой

В наших работах последних лет [7] большое внимание уделялось обоснованию возможности эффективного применения кривой выносливости степенного вида с нулевой асимптотой (15) для прогнозирования усталостной долговечности деталей машин.

$$\sigma_{50} = C\,N^{-1/m} \tag{15}$$

где N – число циклов до разрушения образца, C и m – постоянные параметры

Практически речь идет о крамольной гипотезе отсутствия так называемой зоны неограниченной долговечности после достижения медианного предела выносливости детали $\sigma_{баз}$ для базового числа $N_{баз} = 10^7$ циклов. Принято считать (по ГОСТ 25.504-82 [7]), что величина $\sigma_{баз}$, соответствует точке перелома на кривой усталости. При этом левая часть кривой усталости характеризуется степенной функцией вида (15), но вправо от указанной точки кривая усталости должна переходить в прямолинейную зону неограниченной долговечности при $\sigma_{баз}$ = const.

Однако, опыт эксплуатации и статистика усталостных разрушений деталей многих машин и сооружений не всегда подтверждают эту гипотезу. Известны случаи массовых поломок деталей, работающих под воздействием знакопеременных нагрузок с амплитудами напряжений, которые явно не превышали предела выносливости детали при наработке $N>10^8$ циклов.

Опыт проектирования и модернизации машин показал, что усталостные разрушения можно предупреждать, если предел выносливости рассчитывать по кривой усталости степенного вида (15) для всего рабочего числа циклов.

В частности, наша методика [7] позволяет применять ГОСТ 25.504-82 для расчета величины $\sigma_{баз}$ и постоянных величин C и m кривой усталости, которая, однако, не имеет надлома и продолжает снижаться при увеличении числа циклов свыше базовой величины.

Другая особенность методики заключается в том, что расчету подлежит не медианный, а гамма- процентный ресурс (обычно γ = 95% для усталостной долговечности) на основе логнормальной ВМ, которая соответствует описанной выше ВМ типа «Тренд» со степенной характеристикой, но при обратно пропорциональной зависимости числа циклов от нагрузки.

Справедливость ВМ вытекает из рассмотрения функции (15) в логарифмических координатах, когда нормальному закону подчиняется не сами исследуемые величины, а их логарифмы.

При этом обнаружено важное свойство этой вероятностной модели – простая, но очень важная зависимость между параметрами формы распределений долговечности B_{lnN} и предела выносливости $B_{ln\sigma}$

$$B_{\ln N} = m B_{\ln \sigma} \tag{16}$$

Эта зависимость позволяет объяснить причину большой дисперсии ресурса деталей (с коэффициентом вариации V_N = 0,5 – 1,0) даже при малом рассеивании предела выносливости (например, V_σ = 0,1), поскольку показатель степени m для стальных деталей находиться в пределах от 4 до 15. Отсюда следует формула для расчета гамма – процентного ресурса детали (в циклах) для заданной вероятности γ.

$$N_\gamma = \left(C / \sigma_{50}\right)^m \exp\left(-U_\gamma\, B_{\ln N}\right) \tag{17}$$

Эта модель усталостной долговечности, которую можно назвать логнормальной моделью, получила широкое применение в судостроении, автомобилестроении и др. отраслях промышленности. Особо отметим многолетний опыт применения такого подхода к обеспечению усталостной долговечности при массовом производстве подшипников качения.

Отметим, что, не смотря на явную практическую эффективность, эта модель далеко не всегда находиться в согласии с разработками авторитетных специалистов в этой области науки и, в некотором смысле, противоречит таким фундаментальным понятиями теории прочности как предел выносливости, малоцикловая и неограниченная долговечность.

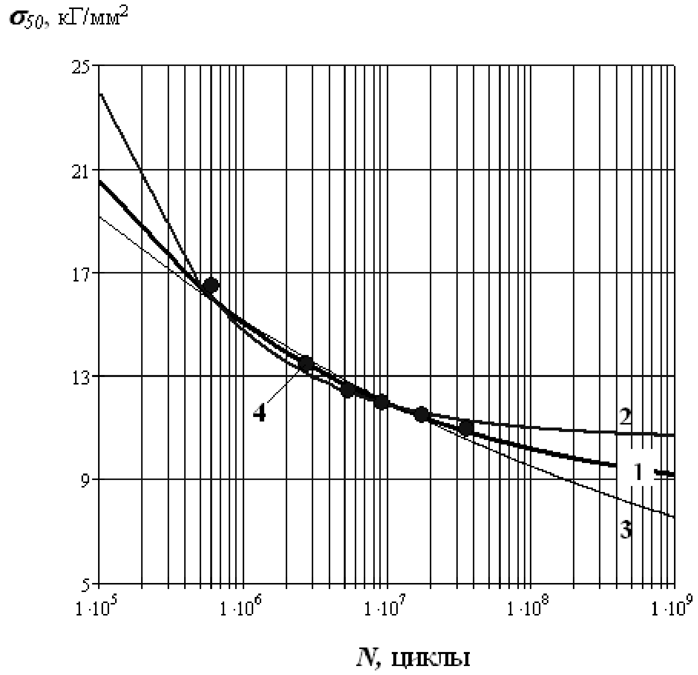

Рисунок 6 Варианты аппроксимации кривой усталости при следующих параметрах уравнения Вейбулла:

1 - при m = 4,05 и σ_∞ = 7,89 кГ/мм^2 (по [15]) ,

2 - при m = 2,00 и σ_∞ = 10,56 кГ/мм^2 (по [2])

3 - при m = 9,89 и σ_∞ = 0 (по формуле (15)),

4 - опытные точки для сплава АВ (по данным [15])

В работе [8] было сделано обстоятельное доказательство корректности и эффективности указанной ВМ путем статистической обработки результатов испытаний на выносливость образцов легких сплавов марки АВ по нашей оригинальной методике в сравнении с другими методами, имеющих не нулевые асимптоты σ_∞ (см. рис. 6). Как следует из этого график, при выборе расчетной формулы предпочтение следует отдать уравнению, которое дает наименьшее значение предела выносливости при числе $10^8 \div 10^{10}$ циклов. Этому условию удовлетворяет только степенная функция с нулевой асимптотой (15), имеющая показатель степени m = 9,89 при достаточно высоком коэффициенте корреляции 0,994.

ВМ экспоненциального типа

Рассмотренные выше ВМ в основном разрабатывались для решения проблем организации технического обслуживания и ремонта машин, большинство элементов которых представляют собой механические пары трения, которые подвержены процессам постепенного ухудшения их состояния (изнашивание, усталость поверхности и др.).

В отличие от машин, большинство современных приборов содержат электронные системы, элементы которых могут хотя и редко, но неожиданно выходить из строя по другим причинам, например из-за повреждения контактов плат и проводников под влиянием внешней вибрации от работы вентиляторов, перепада температур при цикличном включении-выключении приборов, инерционных нагрузок при перемещении и пр. Поэтому для приборов в качестве основного вероятностного параметра чаще применяют такие показатели безотказности, как накопленную вероятность безотказной работы (ВБР) $P(t)$ и интенсивность отказов $\lambda(t)$.

Интенсивность отказов обычно используют для общего анализа схемной безотказности изделия без изучения физики отказов [13]. В этом случае ВМ выражается экспоненциальным законом распределения при средневзвешенной (статистической) интенсивности отказов $\lambda(t) = \lambda = const$. Тогда ВБР, гамма - процентный ресурс, интенсивность отказов и плотность распределения вероятности могут оцениваться по следующим формулам

$$\left.\begin{aligned} &P(t) = \exp(-\lambda t); \\ &R(P_d) = (1/\lambda)\ln(1/P_d); \\ &\lambda(t) = \lambda = const; \\ &f(t) = \lambda \exp(-\lambda t). \end{aligned}\right\} \tag{18}$$

Как известно, при экспоненциальном законе коэффициент вариации равен единице и поэтому для достижения высоких значений ВБР интенсивность отказов должна быть очень низкой. Например, для $P(t) = 0.999$ за один час работы надо иметь $\lambda = 0.001$, т.е. 1 отказ за 1000 часов! Если же за время t будет происходить лишь один отказ, то $P(t) = 1/e = 0.368$. Однако, это не значит, что изделие имеет низкую надежность, если отказ не имеет опасных последствий. Поэтому вероятность безотказной работы не является достаточно информативным показателем безотказности и для общей оценки лучше применять комплексный показатель «коэффициент готовности» с учетом среднего времени восстановления изделия после отказа τ_o:

$$\left.\begin{aligned} &K_г = 1/(1+\lambda \tau_o); \\ &\tau_o = \sum_{i=1}^{n} \tau_i \Big/ n. \end{aligned}\right\} \tag{19}$$

Тем не менее, интенсивность отказов и соответствующую ВБР целесообразно использовать для анализа безотказности элементов сложного изделия с одинаковыми последствиями отказов. Критерием оценки этих показателей должны служить их допустимые значения, учитывающие последствия отказов соответствующих элементов.

Формирование ВМ по тренду интенсивности отказов

В заключении покажем классический принцип формирования ВМ для объектов, работающих под влиянием циклическим нагрузок, когда их долговечность оценивается числом циклов до наступления предельного состояния N. Заметим, что этому условию отвечают практически все машины и приборы (как и все в природе), поскольку в их работе всегда можно найти колебания нагрузок с разной частотой и амплитудой.

В основе этого принципа лежит теоретическое или экспериментальное изучение функции тренда интенсивности отказов $\lambda(N)$, что позволяет найти закон распределения вероятности с помощью, так называемого, интеграла надежности.

$$P(N)= \exp\left(-\int_0^N \lambda(N)\,dN\right); \tag{20}$$

В докладе [1] было показано, что, например, интенсивность отказов *λ(N)* датчиков дистанционных термометров представляет собой вероятность достижения предельного состояния для случайного спектра воздействий на объект за каждый цикл ускоренных испытаний.

Если теперь ***λ(N)*** аппроксимировать степенной функцией

$$\lambda(N) = C\,N^m, \tag{21}$$

а затем применить интеграл вероятности (20), то получаем ВМ, соответствующий формулам (10) для закона распределения Вейбулла.

При этом параметры закона Вейбулла по формуле (10) связаны с параметрами функции интенсивности отказов следующим образом.

$$b = m+1, \quad a = (b/C)^{1/b}. \tag{22}$$

В другой работе [9] была показана оригинальная ВМ безотказной работы, учитывающая как внезапные, так и постепенные износовые отказы изделия. Эта модель так же была образована на основе интеграла вероятности (20), но с применением не степенной, а линейной функция интенсивности отказов

$$\lambda(N) = 1/a1+\left(2/a2^2\right)N, \tag{23}$$

После подстановки в интеграл вероятности и его решения мы получаем распределение вероятности (24) в виде суперпозиции двух распределений – экспоненциального (т.е Вейбулла при в b =1) и Релея (т.е. Вейбулла при b =2). При этом первое слагаемое с b = 1 соответствует внезапным отказам с постоянной интенсивностью, а второе с b = 2 - постепенным износовым отказам с линейно возрастающей интенсивностью.

$$\left.\begin{aligned} &P(N) = \exp\left(-\int\left(1/a1+\left(2/a2^2\right)N\right)dN\right) = \exp\left(-\left((N/a1)+(N/a2)^2\right)\right) \text{ или} \\ &P(N) = \exp(-N/a1)\cdot\exp\left(-(N/a2)^2\right). \end{aligned}\right\} \tag{24}$$

Путем решения соответствующего квадратного уравнения отсюда получаем формулу для расчета гамма - процентного ресурса

$$R(\gamma) = (a2/2)\left[\left(\sqrt{(a2/a1)^2+4\ln(1/\gamma)}\right)-(a2/a1)\right] \tag{25}$$

Такая вероятностная модель, скорее всего, соответствует реальному формированию надежности многих изделий, которые одновременно подвержены как постепенным, так и внезапным процессам изменения их состояния. Все зависит от соотношения показателя масштаба а2 (для закона Релея) и а1 (для экспоненты). При уменьшении соотношения $k = a2/a1$ будет уменьшаться роль внезапных отказов и возрастать гамма-процентный ресурс за счет приближения от экспоненциального закона к закону Релея и наоборот, что показано в таблице 2 и на рис. 7 и.

Таблица 2

i	K	"R(γ)"
1	0.000001	23.619
2	0.2	19.142
3	1	9.393
4	5	2.212

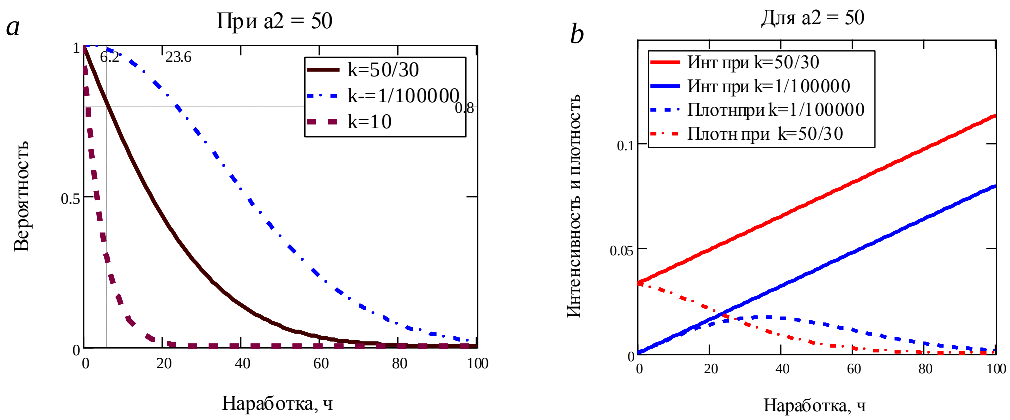

Рисунок 7 Графики вероятности безотказной работы (a) и ин интенсивности отказов (b)

Заключение

Приведенные в докладе примеры не исчерпывают всего перечня уже решенных и еще не решенных проблем формирования ВМ в зависимости от решаемых задач и систем получения исходной информации. В частности здесь не было показано программное обеспечение по расчету параметров ВМ, которое давно создано, но продолжает совершенствоваться. Можно было бы показать интересную ВМ типа «интенсивность убыли популяции по логарифмически равномерному закону» [5], которая удивительным образом напоминает основные этапы жизни механических и биологических объектов и многое другое.

Надеемся, что содержание доклада и другие научные разработки автора найдут достойное применение в практике инженерной, научной и педагогической работы.

Литература

1. L.V. Efremov, K. Sapozhnikova, ASSESSMENT OF THE SENSORS LIFETIME ON THE BASIS OF TEST RESULTS. 10th IMEKO TC7 International Symposium. June 30–July 2, 2004, Saint-Petersburg, Russia
2. Вагапов Р.Д. Вероятностно-детерминистская механика усталости /Р.Д. Вагапов; Отв. ред. К.В. Фролов, Н.А. Махутов, А.А. Гусаров. М.: Наука., 2003. 254 с.
3. Вейбулл В. Усталостные испытания и анализ их результатов. М.: Машиностроение, 1964.
4. ГОСТ 25.504-82 «Расчеты и испытания на прочность. Методы расчета характеристик сопротивления усталости», М. Госстандарт
5. Ефремов Л. В., Черняховский Э. Р. Надежность и вибрация дизельных установок промысловых судов. М.: Пищевая промышленность, 1980. 232 с.
6. Ефремов Л.В. Практика инженерного анализа надежности судовой техники. Л.: Судостроение, 1980. 178 с.
7. Ефремов Л.В. Проблемы прогнозирования усталостной долговечности деталей машин в вероятностном аспекте. Проблемы машиностроения и надежности машин, №5, 2004, с. 84-89
8. Ефремов Л.В. Теория и практика исследований крутильных колебаний силовых установок с применением компьютерных технологий. — СПб.: Наука, 2007. — 276 с.
9. Ефремов Л.В. Аппроксимирующее распределение вероятностей для анализа и прогнозирования надежности изделий. Вестник машиностроения, № 6, 1976
10. Иванова В. С. Обзор теорий усталости.// Усталость металлов. М.: изд-во АН СССР, 1960. Когаев В.П. Расчеты на прочность при напряжениях, переменных во времени /Под ред. А. П. Гусенкова; 2-е изд., М.: Машиностроение, 1993 (III).
11. Когаев В.П. Расчеты на прочность при напряжениях, переменных во времени /Под ред. А. П. Гусенкова; 2-е изд., М.: Машиностроение, 1993 (III).

12. Кугель Р. В. Долговечность автомобиля. М.: 1961.Л.: Энергия, 1976.
13. Рябинин
14. Пронников А.С. Надежность машин / А.С. Пронников. – М.: Машиностроение, 1978. –592 с.
15. Степнов М. Н., Гиацинтов Е. В. Усталость легких конструкционный сплавов. М.: Машиностроение, 1973. 320 с.
16. Фундаментальные проблемы теории точности. Коллектив авторов/Под ред. В.П. Булатова, И. Г. Фридлендера. СПБ.: Наука, 2001. 504 с.
17. Школьник Л. М. Методика усталостных испытаний: Справочник. М.: Металлургия, 1978. 302

Автор Ефремов Л.В.
26.01.2008