

ТОЧНОСТЬ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РАБОТОСПОСОБНОСТИ АВТОМОБИЛЯ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ДИАГНОСТИ- ЧЕСКОЙ ИНФОРМАЦИИ

СЕРГЕЕВ А. Г.*

Поступило: 16 июня 1975 г.

Статья представлена д. т. н., профессором Золтаном Леван

Прогнозирование работоспособности является одним из основных способов повышения качества технических устройств. В отрасли автомобильного транспорта задачи прогнозирования технического состояния элементов автомобиля возлагаются на диагностику.

Эффективность мероприятий прогнозирования по результатам диагноза зависит от достоверности прогноза, которая определяется точностью инструментальных средств, методов и корректностью принципов прогнозирования.

Не останавливаясь на первых двух показателях, рассмотренных в [1], отметим, что даже идеальная постановка диагноза при неверно выбранном принципе прогнозирования дает метрологически неполноценную информацию о будущем состоянии механизма.

Ввиду большой разнохарактерности физических процессов в автомобиле, был проведен анализ многочисленных источников в различных областях техники, позволивший разработать классификацию существующих принципов прогнозирования (рис. 1).

Данная классификация позволяет корректно конструировать прогнозирующие функции для конкретных элементов с учетом цели прогноза и наличия фактического материала. Критерием качества прогноза во всех случаях является минимум среднеквадратической ошибки.

Метрологические характеристики любого из приведенных принципов зависят от способа идентификации прогнозирующей функции. Основанием для отнесения прогнозирующей функции к тому или иному классу является лишь основной метод идентификации и главным критерием применимости того или иного принципа является четкая формулировка цели прогноза: при прогнозировании надежности целесообразны статистические методы, при прогнозировании долговечности — физические. Остальные занимают некоторое промежуточное положение, поскольку лишь уточняют статистическую или физическую модели. При этом вовсе не отвергается, а зачастую предполагается использование наряду с основным вспомогательного принципа из другой

* Стажер на кафедре «Автомобили» БТУ.

классификации. Например, при физической идентификации применимы статистические методы, при анализе колебательных процессов — вероятностные и т. д.

Учитывая сказанное, ниже остановимся на оценке метрологических показателей основных принципов прогнозирования — статистическом и физическом и их наиболее характерных модификациях: полиномиальном и колебательном.

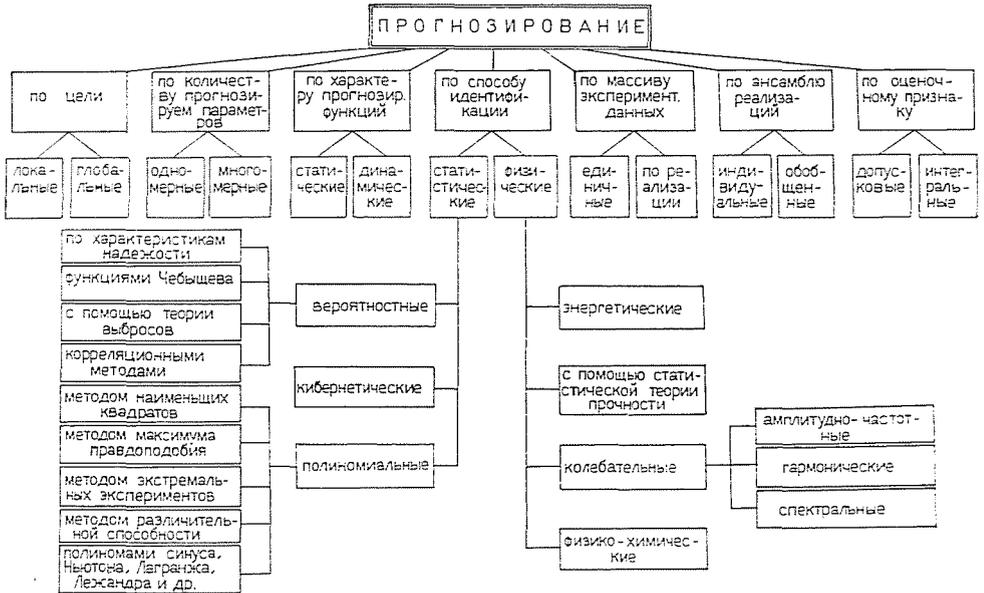


Рис. 1. Принципы прогнозирования эксплуатационных показателей автомобиля по результатам диагностирования

Целью статистического вероятностного метода является определение закона распределения и его параметров для прогнозируемой функции.

Известные способы оценки адекватности принятой модели прогнозирования с помощью критериев согласия обладают существенными метрологическими недостатками. Действительно, чтобы получить эмпирическую плотность распределения, необходимо выбрать некоторый класс разбиения и подсчитать число наблюдений, содержащихся в соответствующих интервалах. Причем длина интервала и выбор начальной точки назначаются произвольно. При использовании, например, критерия χ^2 — Пирсона это приводит к тому, что только из-за сдвига начальной точки можно получить различные значения χ^2 для одних и тех же статистических рядов, одинаковых теоретических предпосылок и даже одной длины интервалов.

Указанный недостаток может быть устранен при сопоставлении с помощью порядковых статистик каждого индивидуального наблюдения с соответствующей теоретической величиной.

Пусть из совокупности с плотностью $f(x)$ и интегральной функцией распределения $F(x)$ взято большое число выборок объема n .

Для нахождения плотности распределения случайной величины χ_i , которая колеблется от одной выборки к другой, надо рассмотреть $(i-1)$ значений, меньших χ_i и $(n-1)$ значений, больших χ_i . Учитывая число C_n^i возможных сочетаний, приходим к распределениям типа

$$\varphi(\chi_i) = iC_n^i F^{i-1}(\chi_i) [1 - F(\chi_i)]^{n-1} f(\chi_i). \quad (1)$$

Для отыскания математического ожидания частоты i -го значения в (1) вместо χ_i необходимо рассмотреть кумулятивную частоту F_i как случайную переменную i -го значения. Тогда, используя вероятностное интегральное преобразование, плотности распределений частот i -х значений примут вид

$$\varphi(F_i) = iC_n^i F_i^{i-1} (1 - F_i)^{n-1}. \quad (2)$$

При распределении Вейбулла, например, который для элементов автомобиля является наиболее характерным [4], плотность распределения порядковых статистик $y_i (i = 1, 2, \dots, n)$ будет иметь вид

$$\varphi(y_i) = iC_n^i [1 - \exp(-e^y)]^{i-1} [\exp(-e^y)]^{n-1} \exp(y - e^y). \quad (3)$$

После разложения биннома (3), введения производящих функций моментов и дифференцирования получим математические ожидания порядковых статистик приведенной случайной величины \bar{y}

$$\bar{y} = -iC_n^i \sum_{j=0}^{i-1} (-1)^j C_{i-1}^j \frac{\psi + \ln(n - i + j + 1)}{n - i + j + 1}, \quad (4)$$

где $\psi = 0,5772$ — постоянная Эйлера.

Оценка, вычисленная по (4) уже не обладает отмеченными выше недостатками, т. к. принадлежит только к одному классу распределений. С целью снижения трудоемкости инженерных расчетов на ЭЦВМ «Минск-22» для закона Вейбулла вычислены значения \bar{y} наиболее характерных выборок [2].

Точность параметров эмпирического распределения можно повысить, вычислив их стандартные отклонения. С помощью метода максимума правдоподобия в [3] найдены стандартные оценки для широкого класса непрерывных двухпараметрических законов распределения

$$\sigma_{\alpha_0} = \sqrt{-\frac{1}{\Delta_1} M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \alpha_0^2} \right]} ; \quad \sigma_{v_0} = \sqrt{-\frac{1}{\Delta_1} M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial v_0^2} \right]}, \quad (5)$$

где

$$A_1 = M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \alpha_0^2} \right] M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial v_0^2} \right] - M \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \alpha_0 \partial v_0} \right]$$

α_0 и v_0 — соответственно параметры формы и расположения (масштаба);

$\ln L$ — логарифм правдоподобия.

В частности, для закона Вейбулла эти оценки будут иметь простой вид

$$\sigma_{\alpha_0} = \frac{0,78}{\sqrt{n}} \alpha_0; \quad \sigma_{v_0} = \frac{1,05}{\sqrt{n}} \frac{V_0}{\alpha_0}. \quad (6)$$

Использование изложенных методов улучшения метрологических характеристик для передней подвески автомобиля ГАЗ-24 и крестовины карданного вала ГАЗ-21 показало, что расхождение в прогнозировании отказов на период до 180—200 тыс. км пробега, не превысило 12—15% по сравнению с фактическими отказами. Без учета этих корректировок разность достигалась 15—27%.

Следует отметить, что преимущества приведенных корректировок особенно проявляются при прогнозировании надежности изделий с жестко гарантированным γ — процентным ресурсом, например, подшипников качения.

Физические методы прогнозирования используют физические модели надежности и, как правило, предполагают известными прочностные характеристики элементов. В настоящее время наиболее разработана и успешно применяется статистическая теория прочности, рассматривающая разрушение материала как постепенный кинетический термоактивационный процесс.

В силу вариации прочности по образцам, говорят о распределении долговечности $P(L)$, которое в подавляющем числе случаев не противоречит вейбулловскому закону

$$D(L) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{L}{V} \right)^\alpha \right], \quad (7)$$

где L — долговечность по выбранному параметру; α — показатель неоднородности материала; V — показатель прочности материала.

В (7) параметры α и V имеют уже чисто физическую интерпретацию и вопрос о их выборе может быть решен только при известных статистических закономерностях старения материалов под воздействием различных факторов. Естественно, в каждом конкретном случае для прогноза надо иметь базовую зависимость долговечности от наиболее влияющих факторов.

Одним из перспективных является метод прогнозирования по температурным характеристикам элементов, поскольку, как правило, имеется тесная

связь температуры с процессами старения, регулировками и долговечностью. В качестве примера рассмотрим прогнозирование долговечности автомобильного регулятора напряжения (РН).

Теоретически и экспериментально установлено, что долговечность РН ограничена сроком службы его шунтовой обмотки (ШОРН) и показателем её работоспособности служит максимальная температура t_{\max} ШОРН в определенном режиме работы РН [4]. В этой же работе показано, что базовой закономерностью для определения t_{\max} без вскрытия крышки реле-регулятора является зависимость

$$t_{\max} = 38 + t_{\text{окр}} + 0,43I_H + 5(U_{\text{рег}} - 12)^{1,14} + \frac{U_{\text{рег}}^2}{R_t} \cdot K, \quad (8)$$

где $t_{\text{окр}}$ — температура окружающего воздуха, °С; R_t — сопротивление ШОРН при $t_{\text{окр}}$, Ом; I_H — ток нагрузки, А; $U_{\text{рег}}$ — регулируемое напряжение, В; K — конструктивный параметр реле-регулятора.

Расчеты по (8) позволили выявить прогнозирующую зависимость $\alpha = j(t)_{\text{РН}}$ (рис. 2) срока службы РН от t , I_H и $U_{\text{рег}}$. (Для сравнения пунктиром показана кривая $L = j(t)$ долговечности изоляции кл. А, используемой в ШОРН по ГОСТ 10 1518—63).

Однако кривая $L = j(t)_{\text{РН}}$ не дает возможности судить о точности прогноза, для чего необходимо знание закона распределения отказов РН по причине старения изоляции ШОРН.

С этой целью методами экстремальных экспериментов были спланированы ускоренные испытания, проверена адекватность разработанной модели прогноза и обоснована точность регистрации t , I_H и $U_{\text{рег}}$.

Эксперименты показали, что долговечность ШОРН по параметру пробивного напряжения аппроксимируется законом Вейбулла, а значения физических параметров α и V зависят от режима и времени работы. Результаты испытаний приведены на рис. 2, где линии, соответствующие $t_{\max} = 100$, 148 и 190 °С, получены экспериментально, а остальные — интерполяцией. Шкала L приведена к эксплуатационному режиму работы. В нижней части номограммы — зависимости $t_{\max} = j(U_{\text{рег}}, t_{\text{окр}})$ при $I_H = I_{\text{ном}}$, построенные по формуле (8).

При построении шкалы D достоверности прогноза использованы формулы (6) и табулированные значения функции Вейбулла.

Операция прогнозирования и оценка достоверности заключаются в следующем. По результатам диагностики на работающем двигателе при известных $t_{\text{окр}}$ и I_H определяется $U_{\text{рег}}$. Из точки $U_{\text{рег}}$ проводится горизонталь до пересечения (т. 1 на ключе номограммы) с прямой, соответствующей $t_{\text{окр}}$ и определяется максимальная температура ШОРН (т. 2). Продолжив эту вертикаль, получают показатели распределения в виде α^{-1} и $\ln V$ (т. 4 и т. 5) и т. 3

на кривой $L = f(t)_{PH}$. Горизонталь из т. 3 на оси L отсекает (т. 6) значение ресурса. Для оценки границ его достоверности из т. 6 через т. 4 и т. 5 проводятся лучи до пересечения с кривой D в т. 7 (D_{max}) и т. 8 (D_{min}).

Для многих физических процессов в элементах автомобиля получены надежные полиномиальные модели. При прогнозировании работоспособности по этим моделям может возникнуть ошибка из-за несоответствия класса аппроксимирующего полинома действительному характеру исследуемого процесса. Это особенно проявляется при усеченных априорных данных, например, по малой предистории.

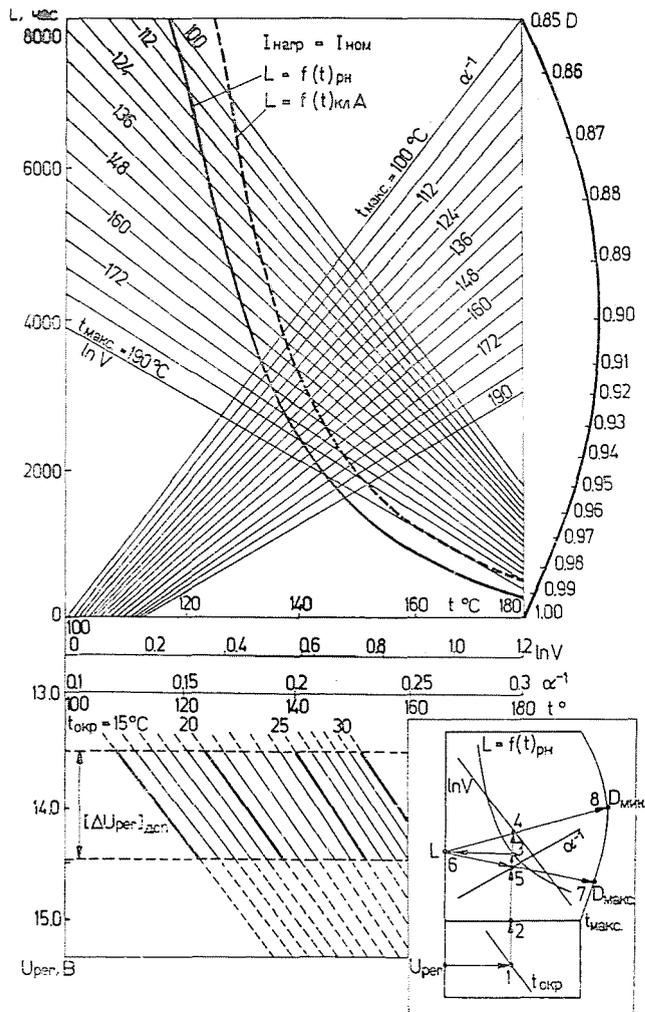


Рис. 2. Номограмма оценки достоверности прогнозирования долговечности вибрационных регуляторов напряжения

Поскольку точечная оценка параметра по результатам единичных измерений при диагностике, практически, всегда отличается от истинного значения, важно иметь представление о возможных границах этого отклонения, учитывая, что при заданной доверительной вероятности β интервальная оценка покрывает истинное значение с вероятностью $P = 1 - \beta$.

Для примера рассмотрим простейшее уравнение регрессии

$$\hat{y} = \hat{a}_1 x_1 + \hat{a}_2 x_2 + \delta \quad \text{или} \quad \bar{Y} = \bar{X}\bar{A} + \bar{D}. \quad (9)$$

Используя матричное соотношение $\bar{S}^{-1} = \|\bar{X}^T \bar{X}\|^{-1}$, интервальная оценка для предсказываемого значения $\hat{y}_{(0)}$ по результатам диагностической информации $x_{1(0)}$ и $x_{2(0)}$ с вероятностью $1 - \beta$ заключена в пределах

$$\bar{X}_{(0)}^T \bar{A} \pm t_{\beta/2; n-2} \tau (1 + \bar{X}_{(0)}^T \bar{S}^{-1} \bar{X}_{(0)})^{1/2} \quad (10)$$

где \bar{S}^{-1} — обратная матрица; $\bar{X}_{(0)}^T$ — транспонированная матрица предсказываемого значения; $t_{\beta/2; n-2}$ — табулированное значение t — распределения с $(n-2)$ степенями свободы; n — число членов полинома.

Решая матричное уравнение (9) совместно с (10), окончательно получим интервальную оценку в виде

$$[\hat{a}_1 x_{1(0)} + \hat{a}_2 x_{2(0)}] \pm t_{\beta/2; n-2} \tau \left[1 + \frac{\Sigma(x_{1(0)}x_2 - x_{2(0)}x_1)}{\Sigma x_1^2 \Sigma x_2^2 - (\Sigma x_1 x_2)^2} \right]^{1/2}. \quad (11)$$

Выражение (11) в системе координат y, x_1, x_2 определяет однополостный гиперболоид, у которого осевое сечение (ширина доверительного интервала) минимально при $x_{1(0)}x_2 - x_{2(0)}x_1 = 0$ и растет с увеличением модуля этой разности. Расчеты по (11) показывают, что с возрастанием n от 3 до 15 ширина доверительного интервала уменьшается (т. е. точность возрастает) на 5%.

При исследовании среднеквадратических отклонений ошибок для различных классов полиномов (локальных, степенных, синуса, Чебышева, Лежандра, Фурье) и числа его членов в работе [5] получено, что случайная ошибка слабо зависит от вида полинома и определяется, в основном, коэффициентами автокорреляции ошибок измерения и отношением степени полинома l к числу его членов n . Методические же ошибки зависят от интервала корреляции процесса и наименьшими погрешностями обладают полиномы синуса и локальные, которые имеют точность выше, чем полиномы Лагранжа на 9%, Чебышева и степенные — на 14% и Фурье — более 25%. Приведенные результаты могут быть использованы для сравнения эффективности прогнозирования при аппроксимации результатов экспериментов различными классами полиномов.

Исследования по выявлению прогнозирующих функций для элементов передней подвески и трансмиссии автомобиля ГАЗ-21 показали, что суммар-

ный люфт трансмиссии до маховика ($\Delta_{\Sigma M}$) и коробки передач ($\Delta_{\Sigma K}$) на пробег $L = 200-230$ тыс. км аппроксимируются уравнениями

$$\Delta_{\Sigma M} = 25 + 0,008L^{1,56}; \quad (12)$$

$$\Delta_{\Sigma K} = 23 + 0,005L^{1,62}, \quad (13)$$

а суммарный зазор в шкворневом соединении

$$\Delta_{\Sigma Ш} = 0,08 + 1,8 \cdot 10^{-3}L + 10^{-6}L^2 + 1,25 \cdot 10^{-6}L^3. \quad (14)$$

Ошибка прогнозирования по (12—14) на пробег до 400 тыс. км не превысила 9—12%. Причем, увеличение степени полиномов (12 и 13) и отбрасывание третьего и четвертого членов в (14) не приводят к изменению основной характеристики точности прогнозирования, которая ухудшается при этом на 0,5—1,2%.

При диагностировании отдельных систем автомобиля, процессы в которых носят колебательный характер (в системе зажигания, впрыска топлива, виброакустических процессах), прогнозирование работоспособности сопряжено с трудностями, обусловленными дискретностью информации и квантованием сигнала по уровню и времени.

Применительно к стационарным случайным процессам ошибка средней по мгновенными отсчетам за время t_1 может быть найдена как

$$\begin{aligned} \varepsilon^2(T, \tau_0) = & \left[\frac{1}{\tau_0} - \frac{2}{T} \left(1 - e^{-\frac{T}{\tau_0}} \right) \right] \int_0^{\infty} R(\tau) e^{-\frac{t_1}{\tau_0}} dt_1 + \\ & + \frac{2}{T} e^{-\frac{T}{\tau_0}} \int_0^T R(\tau) e^{-\frac{t_1}{\tau_0}} dt_1 - \frac{2}{T^2} \int_0^T t_1 R(\tau) dt_1, \end{aligned} \quad (15)$$

где T — интервал квантования по времени, равный периодичности съема сигнала; τ_0 и $R(\tau)$ — постоянная времени и корреляционная функция измеряемого физического процесса.

Корреляционные функции процесса отдельных систем автомобиля имеют различный характер, но наиболее распространена их аппроксимация экспоненциальными функциями вида

$$\text{а) } R(\tau) = \sigma^2 e^{-\alpha_1 |\tau|}; \quad \text{б) } R(\tau) = \sigma^2 e^{-\alpha_1 |\tau|} \cos \omega t_1, \quad (16)$$

где α_1 и ω — параметры, определяемые конструкцией и режимом работы. Например, при аппроксимации работоспособности реле-регуляторов, системы зажигания приемлема формула (16а), а функции корреляции рабочих

процессов рессор, подвески, кузова автомобиля удовлетворяют зависимости (16б). Поэтому целесообразно иметь обобщенные выражения для относительной среднеквадратической ошибки осреднения $\delta_\epsilon = \frac{x}{\sigma}$, характеризующей ошибку замены среднего значения мгновенным в момент диагностирования.

Для корреляционной функции (16а) с учетом (15) такая ошибка примет вид

$$\delta_\epsilon = \sqrt{\left[1 - 2 \frac{T_0}{T_1} (1 - e^{-\bar{T}}) \right] \frac{1}{1 + T_0/T_1} - 2 \frac{T_0}{T_1} e^{-\bar{T}} \frac{1}{1 - T_0/T_1} \times \left[1 - e^{-\left(1 - \frac{T_0}{T_1}\right) \bar{T}} \right] - 2 \frac{T_1^2 T^2}{T_0^4} \left[1 - \left(1 + \frac{T}{T_1}\right) e^{-\frac{T}{T_1}} \right]} \quad (17)$$

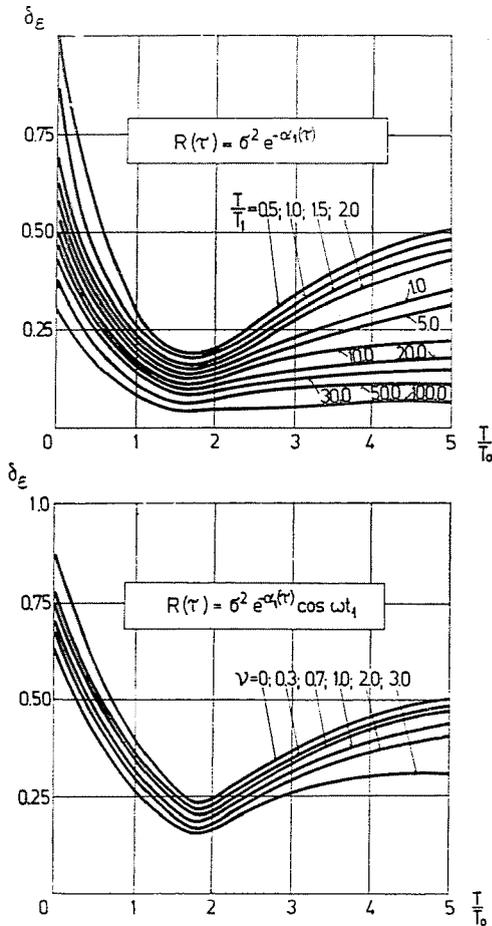


Рис. 3. Относительная ошибка осреднения колебательных процессов при различных функциях корреляции

Таблица 1

Методы, рекомендуемые при прогнозировании технического состояния элементов автомобиля по результатам диагноза

№ П/П	Прогнозируемые параметры и процессы	Методы прогнозирования			
		Вероятностный	Физический	Полиномиальный	Колебательный
I	Параметры, значения которых обусловлены эксплуатационными регулировками (угол опережения зажигания, сходжение и развал колес, пропускная способность жиклеров, регулируемое напряжение бортовой сети, рулевой механизм и т. д.)	++		+	
II	Параметры, характеризующие прочность и долговечность (срок службы изоляции электрических элементов, долговечность коленчатого вала, шатуна, подшипников и т. д.)	+	++		
III	Износы элементов автомобиля (коренных и шатунных шеек и подшипников, гильз цилиндров, шаровых пальцев, подвески и т. д.)	+		++	
IV	Параметры, характеризующие качество рабочих процессов (смесеобразование и впрыск топлива, искрообразование, виброакустические процессы и т. п.)		+		++

Обозначение: ++ — рекомендуемый принцип прогнозирования
+ — применение принципа возможно

а для функции (16б)

$$\delta_{\varepsilon} = \sqrt{\left[1 - \frac{2}{\mu} (1 - e^{-\mu}) \right] \frac{1 + \varrho}{(1 + \varrho)^2 + \nu^2} + \frac{2e^{-\mu}}{T[(1 - \varrho)^2 + \nu^2]} \left\{ e^{-(1+\varrho)\mu} \times \right. \\ \times [(1 - \varrho) \cos \nu\mu + \nu \sin \nu\mu] - (1 - \varrho) \left. \right\} - \frac{2}{\mu^2} \left\{ \frac{\varrho^2 - \nu^2}{(\varrho^2 + \nu^2)^2} - \frac{e^{-\varrho\mu}}{(\varrho^2 + \nu^2)^2} \right. \\ \left. \times [(\varrho^2 - \nu^2) \cos \nu\mu - 2\varrho\nu \sin \nu\mu] - \frac{\mu e^{-\nu\mu}}{\varrho^2 + \nu^2} (\varrho \cos \nu\mu - \nu \sin \nu\mu) \right\}, \quad (18)$$

где $T_1 = 1/\alpha_1$ — интервал корреляции (время затухания корреляции в e раз);
 $\mu = T/T_0$ — коэффициент осреднения; T_0 — время переходного процесса;
 $\varrho = \alpha T_0$; $\nu = \omega T_0$.

Анализ графиков (рис. 3), построенных по формулам (17) и (18), позволяет утверждать, что независимо от вида аппроксимации относительная

ошибка δ_ϵ с ростом T/T_0 имеет минимум в области значений $T/T_0 = 1,5-2,0$. Эту зону следует считать удовлетворяющей оптимальным условиям измерения, т. е. время корреляции процесса должно быть в 1,5—2,0 раза меньше периода осреднения. Отсюда вытекают и требования к периодичности съема сигнала в зависимости от времени переходного процесса. Последнее особенно важно при диагностировании систем автомобиля в динамике.

Рассмотренные принципы прогнозирования позволяют рекомендовать применимость тех или иных принципов прогнозирования в соответствии с таблицей.

Изложенные методы корректировки информации и принципы отнесения прогнозирующих функций к определенному классу дают возможность получить более высокую достоверность прогнозирования технического состояния элементов автомобиля по результатам диагностики.

Резюме

По результатам диагностики автор ссылается на возможности определения работоспособности и долговечности деталей и всего автомобиля. Целью разработанной в статье статистического вероятностного метода является определение закона распределения и его параметров для прогнозируемой функции.

Литература

1. Сергеев, А. Г.: Принципы оценки точности измерения диагностических параметров автомобиля. Периодика политехника. № 1 Бп., 1977.
2. Сергеев, А. Г., Переверзев, Л. А. и др.: Графические методы определения параметров распределения Вейбулла. Сб. трудов ВПИ. Вып. 24. Владимир, 1972.
3. Сергеев, А. Г., Переверзев, Л. А.: Стандартные отклонения оценок параметров распределения Вейбулла. Сб. трудов ВПИ и ЛПИ. Вып. 2. Л., 1973.
4. Сергеев, А. Г.: Автореферат кандидатской диссертации. МАДИ. М., 1967.
5. Сухорученков, Б. И.: Измерительная техника. № 4, 1974.

А. Г. Сергеев Владимир-26 ул. Горького 87
Политехнический Институт
Кафедра автомобильного транспорта
СССР