

**В.В. Голикова, канд. техн. наук, Е.Л. Первухина, д-р техн. наук,
П.К. Сопин, канд. техн. наук**

МОДЕЛИРОВАНИЕ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ ПОСЛЕДОВАТЕЛЬНОСТЕЙ ДИАГНОСТИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ ДВС

Введение

Повышение надежности и срока службы машиностроительных изделий, сокращение затрат на их обслуживание во многом зависит от достоверности и точности контроля качества собранных изделий, особенно на этапе приемосдаточных и контрольных испытаний. В ходе испытаний математическое описание объектов, учитывающее статистические или функциональные связи между структурными и диагностическими параметрами, строят по последовательным измерениям информативных параметров. Анализ получаемых случайных последовательностей, или временных рядов, проводят во временной или частотной областях. Однако в научной литературе отсутствуют примеры использования подобных методов для оценки технического состояния машиностроительных изделий, в том числе в ходе приемосдаточных и контрольных испытаний.

Целью работы является моделирование измерительных последовательностей диагностических параметров ДВС, а также дальнейшее обоснование и развитие метода контроля качества машиностроительных изделий, отраженного в публикациях [1,2]. Спектральный анализ измерительных последовательностей проводится для проверки их периодического характера при изменении режимов испытаний. Методами многомерного статистического анализа между нестационарными случайными процессами устанавливаются причинно-следственные зависимости, позволяющие отследить отклонения от нормального функционирования изделий уже на стадии приемосдаточных и контрольных испытаний. Совместное применение этих методов повышает достоверность и точность полученных моделей, на основе которых оценивается качество испытуемых двигателей.

Основная часть

Моделирование измерительных последовательностей диагностических параметров четырехтактного ДВС с внешним смесеобразованием, объемом 1.3 л, проведено при изменении частоты вращения коленчатого вала по закону, отражающему его работу в городских условиях эксплуата-

ции: холостой ход, разгон, торможение [3]. Измерительная информация имеет вид случайных последовательностей значений параметров: удельного расхода топлива g_e (г/кВт.ч) разрежения во впускном коллекторе P_a (кПа), крутящего момента M_k (Н·м), часового расхода топлива G_t (кг/ч) (рис.1). Здесь t – номер измерения, интервал между последовательными измерениями составляет 7,5с.

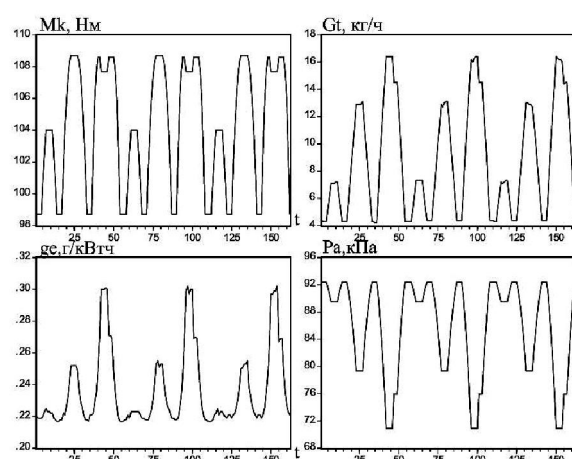


Рис. 1. Измерения параметров ДВС

Эти параметры вместе с температурой охлаждающей жидкости, давлением масла и условиями окружающей среды характеризуют пригодность двигателя к дальнейшей эксплуатации. Нахождение G_t и g_e в допустимых пределах напрямую свидетельствует о нормальной работе систем питания и зажигания, косвенно – о нормальном течении процесса сгорания топлива, характеризуя процессы карбюрации, зажигания, а также состояние цилиндропоршневой группы, опережения зажигания и т.д. Давление во впускном коллекторе определяет количество свежей рабочей смеси, попадающей в цилиндр.

При анализе случайных последовательностей важной задачей является определение основной тенденции в развитии исследуемого процесса («наличия общих трендов»). В некоторых случаях общая тенденция ясно прослеживается в динамике параметров, в других ситуациях она может не просматриваться из-за ощутимых случайных колебаний. Предлагается с помощью методов спектраль-

ного анализа выяснить, имеют ли случайные процессы измерения параметров испытуемых изделий периодичность.

Для выявления периодичности изучены спектральные функции случайных процессов, представляющие разложение в ряд Фурье автокорреляционной функции. Для нахождения спектральной функции использован одномерный спектральный (Фурье) анализ (рис.2). В качестве спектрального окна выбрано окно Хемминга.

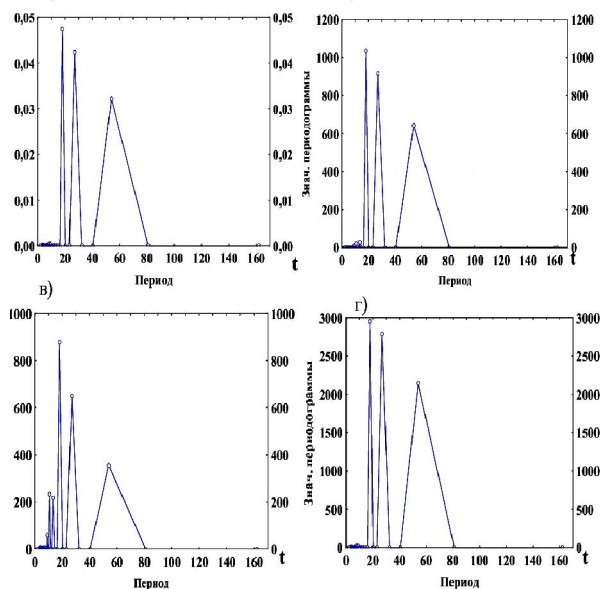


Рис. 2. Периодограммы: а) g_e (г/кВт·ч), б) G_t (кг/час), в) M_k (Нм), г) P_a (кПа)

Данный подход позволяет определить период частот: если спектральная плотность для периода, равного периодической составляющей, имеет высокое (по сравнению с соседними) значение, то это подтверждает предположение о наличии периодической составляющей, которая должна быть учтена при построении модели. Пики значений и соответствующие им периоды изображены на периодограммах, отражающих распределение дисперсии случайных процессов между различными гармоническими компонентами (рис.2). Результаты проведенного спектрального анализа четырех исследуемых случайных последовательностей показали наличие трех высших пиков, однако наивысшим является пик на частоте около 0.056 Гц, соответствующей значению периода 18 с.

Выявление периодичности процессов определяет дальнейшее моделирование измерительных последовательностей. Предполагается, что формирование значений элементов этих последовательностей происходит под воздействием факторов,

среди которых выделяют 3 основных типа, т.е. каждую случайную последовательность раскладывают на составляющие:

$$x(t) = TC(t) + S(t) + E(t) \quad (1)$$

где $TC(t)$ – неслучайная составляющая, $S(t)$ – периодическая составляющая, $E(t)$ – случайная составляющая. Модель (1) является аддитивной.

Для получения адекватной модели скалярных процессов использована методология авторегрессии – скользящего среднего (англоязычная аббревиатура ARMA – *autoregression – moving average*), разработанная Боксом и Дженкинсом [4]. Анализ автокорреляционной функции (ACF) и частной автокорреляционной функции (PACF) четырех исследуемых случайных процессов подтверждает предположение о периодичности моделей:

$$(1 - 0,762L)\Delta g e_t = (1 - 0,504L + 0,364L^{18})\varepsilon_t \quad (2)$$

(0,085) (0,100) (0,069)

$$(1 - 0,771L)\Delta G t_t = (1 + 0,183L - 0,695L^{18})\varepsilon_t \quad (3)$$

(0,060) (0,066) (0,059)

$$(1 - 0,595L)\Delta M k_t = (1 - 0,280L - 0,018L^{18})\varepsilon_t \quad (4)$$

(0,089) (0,104) (0,082)

$$(1 - 0,756L)\Delta P a_t = (1 + 0,271L - 0,637L^{18})\varepsilon_t \quad (5)$$

(0,064) (0,070) (0,060)

Значение статистик Дурбина-Уотсона (табл.1) и рисунок 3 свидетельствуют об отсутствии автокорреляции ошибок при оценивании коэффициентов всех моделей (2) – (5).

Таблица 1. Анализ ошибок оценивания

	g_e	G_t	M_k	P_a
<i>DW-мeтoд</i>	1,94	1,97	1,99	2,01

Таким образом, последовательности изменения значений параметров представляют нестационарные случайные процессы, при изменении частоты вращения коленчатого вала имеющие явно выраженный периодический характер. Для исправных двигателей между нестационарными процессами изменения отдельных параметров существуют устойчивые (стационарные) линейные зависимости, определяемые методами многомерного статистического анализа [5]. Алгоритм выявления таких зависимостей между диагностическими параметрами двигателей внутреннего сгорания в ходе приемосдаточных и контрольных стендовых испытаний приведен в работе [1,2].

Скалярные нестационарные процессы изменения всех параметров объединены в единый мно-

гомерный случайный процесс. Физическим обоснованием для этого являются стандартные характеристики (скоростные, регулировочные, нагрузочные) и качественные зависимости между параметрами.

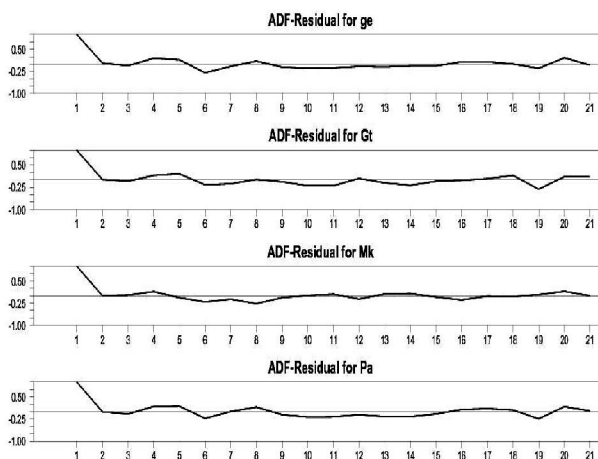


Рис. 3. ACF остатков оценивания моделей

В каждый момент времени измерительная информация имеет вид случайного $n \times 1$ - вектора $x_t = (X_{1,t}, \dots, X_{i,t}, \dots, X_{n,t})^T$, $i = 1 \div n$ – номер параметра. Изменение вектора x_t во времени есть многомерный случайный процесс.

Для описания динамики вектора x_t выбрана векторная авторегрессионная модель порядка p :

$$x_t = \alpha + \mu t + \tilde{\Psi} D_t + \sum_{j=1}^p A_j x_{t-j} + \varepsilon_j, \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

где A_j – матрица коэффициентов размерности $(n \times n)$; α , μ – векторы коэффициентов размерности $(n \times 1)$; D_t – неслучайные компоненты модели, отличные от константы и тренда (в том числе и периодичность); $\tilde{\Psi}$ – $(n \times n)$ матрица коэффициентов; ε_j – вектор ошибок размерности $(n \times 1)$, имеющих нормальное распределение [5].

Для определения возможных линейных комбинаций (причинно-следственных зависимостей) между измерительными последовательностями модель (6) представлена их приращениями:

$$\Delta x_t = \alpha + \mu t + \tilde{\Psi} D_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_j \quad (7)$$

где Δ – разностный оператор, т.е. $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, $\Pi = I - A_1 - A_2 - \dots - A_p$. Ранг матрицы $\Pi = \alpha \beta^T$ равен числу возможных линейных зависимостей

r . Строки матрицы β представляют отдельные векторы, отражающие стационарные зависимости между параметрами. Ранг матрицы Π в выражении (7) определяется при помощи двух тестов: статистики максимального собственного значения (LR^{\max}) и статистики следа (LR^{trace}) с учетом периодичности (период равен 18 с).

Статистика максимального собственного значения имеет вид [5]:

$$LR^{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (8)$$

где T – количество использованных наблюдений, λ_{r+1} – наибольший расчетный характеристический корень квадратной матрицы. При этом нулевая гипотеза H_0 : r – существует r стационарных линейных комбинаций, альтернативная гипотеза H_1 : $r+1$. Если величина статистики (8) значима, то нулевая гипотеза отвергается.

Статистика следа имеет вид [5]:

$$LR^{\text{trace}}(r, k) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

где λ_i – наименьший расчетный характеристический корень квадратной матрицы. При этом нулевая гипотеза H_0 формулируется следующим образом: существует максимум r стационарных линейных комбинаций; альтернативная гипотеза H_1 : $\geq r+1$. Нулевая гипотеза отвергается при статистически значимой величине LR^{trace} .

Статистики рассчитываются для значений r от 0 до k (табл.2) и сравниваются с критическими значениями $LR^{\text{trace}}_{\alpha}$ и LR^{\max}_{α} при уровне значимости α . В результате последовательной проверки гипотез установлена одна линейная стационарная комбинация ($r = 1$):

$$g\hat{e}_t = 0,0674Gt_t - 0,0235Mk_t + 0,0243Pa_t \quad (10)$$

Таблица 2. Определение числа возможных линейных зависимостей между процессами

Собст. числа	LR^{\max}	LR^{trace}	H_0 :	$LR^{\max}_{(90\%)}$	$LR^{\text{trace}}_{(90\%)}$
0,3021	57,90	76,09	0	15,00	36,58
0,0917	15,48	18,19	1	11,23	21,58
0,0167	2,71	2,71	2	7,37	10,35
0,0000	0,00	0,00	3	2,98	2,98

Модель (10) описывает зависимость между последовательностями значений исследуемых па-

раметров при изменении частоты вращения коленчатого вала.

График рис. 4 показывает почти идеальное совпадение расчетных и экспериментальных данных. Модель (10) с учетом периодической составляющей адекватна исходным данным.

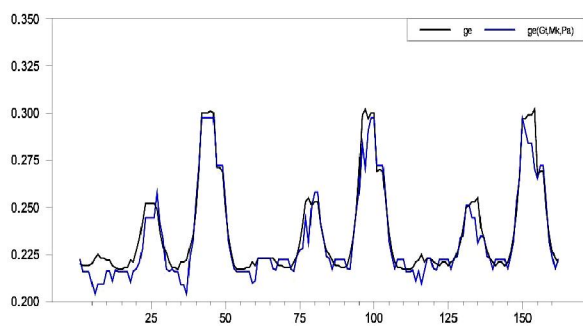


Рис. 4. Расчетная и экспериментальная последовательности

Заключение

Предложенный подход к оценке состояния машиностроительных изделий по информативным параметрам в ходе испытаний объединяет методы спектрального и многомерного статистического анализа. В результате снижаются погрешности моделирования многомерных случайных процессов при изменении режимов испытаний, существует возможность достоверного и точного прогноза значений параметров и, как следствие, предупреждения возможных отклонений режимов функциони-

рования ДВС в ходе испытаний от номинальных режимов.

Список литературы:

1. Первухина Е.Л. Оценка состояния машиностроительных изделий в ходе производственных испытаний после сборки / Е.Л. Первухина, В.В. Голикова, П.К. Сопин // Сборка в машиностроении, приборостроении, Россия. – 2009. – №10. – С. 3-9.
2. Первухина Е.Л. Статистическое моделирование машиностроительных изделий по диагностическим параметрам / Е.Л. Первухина, В.В. Голикова, П.К. Сопин // Проблемы машиностроения и надежности машин РАН, Россия. – 2008. – №6. – С. 89-95.
3. Осипов К.Н. Определение режимов приемосдаточных испытаний ДВС / К.Н. Осипов // Прогрессивные технологии и системы машиностроения: междунар. сб. науч. тр. – 2011. – Вып. 41. – С. 261 – 266.
4. Box G.E. Time Series Analysis, Forecasting and Control / G.E. Box., G.M. Jenkins, G.C. Reinsel. – New Jersey: Prentice Hall, 1994. – 598 p.
5. Enders W. Applied Econometric Time Series / W. Enders. – New York: John Wiley & Sons, 1995 – 433 p.

Bibliography (transliterated):

1. Pervuhina E.L. Ocenka sostojanija mashinostroitel'nyh izdelij v hode proizvodstvennyh ispytanj posle sborki / E.L. Pervuhina, V.V. Golikova, P.K. Sopin // Sbornik v mashinostroyenii, priborostroyenii, Rossija. – 2009. – №10. – S. 3-9.
2. Pervuhina E.L. Statisticheskoe modelirovanie mashinostroitel'nyh izdelij po diagnosticheskim parametram / E.L. Pervuhina, V.V. Golikova, P.K. Sopin // Problemy mashinostroyenija i nadezhnosti mashin RAN, Rossija. – 2008. – №6. – S. 89-95.
3. Osipov K.N. Opredelenie rezhimov priemosdatocnyh ispytanj DVS / K.N. Osipov // Progressivnyye tehnologii i sistemy mashinostroyenija: mezhdunar. sb. nauch. tr. – 2011. – Vyp. 41. – S. 261 – 266.
4. Box G.E. Time Series Analysis, Forecasting and Control / G.E. Box., G.M. Jenkins, G.C. Reinsel. – New Jersey: Prentice Hall, 1994. – 598 p.
5. Enders W. Applied Econometric Time Series / W. Enders. – New York: John Wiley & Sons, 1995 – 433 p.

UDK 621.435

A.V. Goncharenko, ph.D

MATHEMATICAL MODELING OF THE SHIP'S MAIN ENGINE RANDOM OPERATIONAL PROCESS

Introduction

The main engine (ME) of a transport vessel works as a part of the ship's propulsion complex (SPC). This work is characterized by quasi-stationary modes of operation at distant voyages of a long duration, but transitive modes at maneuvering, passing narrows (straights, channels, river mouths, etc.), shallows, calling to ports, and so on. Such modes are dictated by operators (the subjects of operation) proceeding the ideas of expediency and appropriateness. At this, the process that is going on, as a rule, happens mostly without failures of equipment, and, therefore does not disturb execution of the voyage task.

However, sometimes, at operational conditions, the process of the system transition from one state into others is being realized occasionally in a random way. Such phenomena are character for unexpected sudden failures that occur instantly. For example, failures of cylinders. And that, in its turn, can make difficulties for fulfillment of the voyage task.

Urgency of researches

Thus, consideration of an operation process requires a very attentive approach to the quite possible equipment failures and probable restorations of the equipment up state. Therefore, the stochastic rather than determined problem setting allows taking into