

УДК 621.002:681.324

В.В. Голикова, аспирант,

Е.Л. Первухина, профессор, д-р техн. наук,

П.К. Сопин, доцент, канд. техн. наук

Севастопольский национальный технический университет

Студгородок, г. Севастополь, Украина, 99053

E-mail: root@sevgtu.sebastopol.ua

СТОХАСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ В ЗАДАЧАХ ОЦЕНКИ СОСТОЯНИЯ СЛОЖНЫХ МАШИНОСТРОИТЕЛЬНЫХ ИЗДЕЛИЙ

Предлагается метод оценки состояния сложных машиностроительных изделий с использованием стохастических моделей и вычислительных процедур выявления причинно-следственных зависимостей между параметрами.

Рост требований к надежности машин и механизмов объясняет одновременное повышение требований к оценке и контролю их технического состояния, прежде всего в ходе производственных стендовых испытаний, по результатам которых принимается решение об их пригодности к эксплуатации. Известные оптические и виброакустические методы обеспечивают обнаружение неисправностей задолго до их развития и внешнего проявления, однако имеют ряд недостатков, связанных, прежде всего, с высокой стоимостью, а также ограничением по количеству изучаемых параметров и времени получения результатов. Существует статистико-вероятностный подход к оценке и контролю состояния, заключающийся в выявлении статистически значимых отличий образа исследуемых изделий (сформированного на основе информации, собранной в ходе большого числа испытаний) от некоторого среднестатистического образа исправных изделий данного типа и последующем сопоставлении таких отличий с вероятностными изменениями технического состояния диагностируемых изделий. Чаще всего такое сопоставление проводят графически или при обзоре разнообразных контрольных диаграмм, как например диаграммы Шухарта, кумулятивных сумм и т.д. Определив отличия, находят объяснения вызывающих их причин. На практике трудно идентифицировать эти отличия из-за присутствия в данных систематических неслучайных составляющих. Основное препятствие на пути реализации подхода связано с трудоемкостью и длительностью обследования большого числа партий однотипных исправных и неисправных изделий для обоснования создаваемых диагностических моделей.

Кроме этого, традиционным статистическим методам анализа свойственны серьезные погрешности приложения обычных приемов анализа стационарных процессов к нестационарным. В частности, может возникнуть ситуация так называемой «статистической ловушки», когда вычислительные процедуры приводят к взаимосвязи параметров изучаемых изделий, которые на самом деле никак друг от друга не зависят (этот случай в статистике называется ложной регрессией). Другими словами, обычные статистические методы при исследовании сложных нестационарных изделий не позволяют без ошибки установить причинно-следственные зависимости между их параметрами.

Эффективность применения указанных подходов также снижает значительная неопределенность знаний о свойствах и поведении изделий, особенно при возрастающей сложности их элементов и узлов. Развивающиеся методы построения векторных авторегрессионных моделей связаны, как правило, с экономическими приложениями и неоправданно редко используются для анализа технических и технологических систем.

В последнее время в практике прикладных исследований большое распространение получил экспериментально-статистический подход, позволяющий определять состояние изделий и строить модели путем обработки эмпирических результатов в реальном режиме времени. Во многом это связано с описанием изделий в виде динамических систем, в том числе нестационарных, а последовательностей измерений параметров изделий как многомерных временных рядов с последующим их представлением в пространстве состояний.

Целью исследования является разработка метода оценки состояния сложных машиностроительных изделий с использованием стохастических моделей и вычислительных процедур выявления причинно-следственных зависимостей между параметрами. Основу метода составляет известное положение о том, что термодинамические и механические параметры изделий (например, уровень вибраций, для двигателей – концентрация металлов в масле и т.д.), измеренные в различные моменты времени на одном и том же режиме и при одинаковых внешних условиях, остаются для исправных изделий статистически одинаковыми в продолжение достаточно длительного срока эксплуатации, а статистические (например, корреляционные) связи между параметрами стабильны [1]. При наличии дефектов или развивающихся повреждениях характер отклонений параметров функционирования от номинальных значений перестает быть случайным, происходит нарушение связей, в том числе, статистических, между параметрами. Этот факт позволяет выявлять предотказные состояния

объектов. Аналитическая база метода связана с процедурой выделения неизменных во времени комбинаций динамических рядов измерений различных параметров между собой. Последнее допускает корректировку статистических выводов по результатам исследования параметров и характеристик нестационарных изделий, прежде всего, путем определения коинтеграции между рядами измерений интересующих параметров.

Пусть информационные потоки применительно к исследуемому технологическому процессу производственных стендовых испытаний формируют на основе динамических рядов результатов измерений параметров. Каждый из параметров образует самостоятельный случайный ряд $X_{i,1}, \dots, X_{i,t}$; i – номер исследуемого параметра; $t=1, \dots, T$ – дискретное время. Емкость каждого ряда остается постоянной, но члены ряда обновляются по мере поступления на его вход новых результатов. В момент времени t параметры образуют вектор параметров $x_t = (X_{1,t}, \dots, X_{n,t})'$, где $'$ – символ транспонирования. В качестве примера рассмотрены случайные последовательности измерений трех параметров, характеризующих работу карбюраторного двигателя внутреннего сгорания в ходе контрольных испытаний (рисунок 1): удельного расхода топлива g_e (кг/кВт·ч), разрежения во впускном коллекторе H (кПа) и содержание CH (млн⁻¹) в отработавших газах.

Рисунок 1 демонстрирует

нестационарность и схожие тенденции в изменении значений заданных последовательностей.

Для подтверждения гипотезы о существовании такой общей тенденции к изменению случайных последовательностей измерений

параметров $X_1 - X_3$, выполнен

коинтеграционный анализ [2, 3].

Алгоритм и вычислительные процедуры анализа построены с использованием прикладного программного обеспечения CATS (RATS) [4].

Случайные нестационарные ряды

$X_1 - X_3$ сведены к стационарным с помощью оператора разностей: разности первого порядка

определены как $Y_{i,t} = X_{i,t} - X_{i,t-1}$. Исходные процессы $X_{i,t}$ тогда называют интегрированными

процессами первого порядка. В общем случае элементы вектора $y_t = (Y_{1,t}, \dots, Y_{n,t})'$ называют

коинтегрированными порядка d, b и обозначают $y_t \sim CI(d, b)$, если они представляют интегрированные

процессы порядка d и существует отличный от нуля вектор β , такой что линейная комбинация $y_t \beta$

есть интегрированный процесс порядка $(d - b)$. Вектор β называют коинтегрирующим вектором.

Процедуры Энгла-Грейнджера и Йохансена [2, 3] по проверке выдвинутой гипотезы выполняют последовательно в нескольких этапах. На первом этапе визуально оценивают графики последовательностей измерений (рисунок 1). На втором этапе определяют ранг коинтеграции r по числу линейно независимых коинтегрирующих векторов, не превосходящему числу исследуемых параметров. Затем проверяют коинтегрирующие ограничения и строят модель исправления ошибки для выбора окончательной структуры аналитического описания динамики исследуемых параметров. Построение модели исправления ошибок связано с выдвинутой гипотезой общей тенденции изменения параметров, или некоторой общей траектории, от которой они могут отклоняться, но к которой возвращаются при нормальном режиме функционирования изделия.

Нестационарные временные ряды в общем случае могут быть описаны полиномом, один из корней которого принимает единичное или близкое к единичному значение. Проверку гипотезы о существовании единичных корней проводят в соответствии с тестом Дики-Фуллера [2] или расширенным тестом Дики-Фуллера, когда дополнительно исследуют необходимость включения в уравнение

$$\Delta X_{i,t} = \alpha + \mu t + \Psi D_t + \gamma_i X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \delta_j \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}; i=1,2,3 \quad (1)$$

свободного члена α и тренда t . В основу тестов положена регрессия с коэффициентами $\alpha, \mu, \gamma, \delta_j; \varepsilon_t$ –

остаточный член регрессии (ошибка оценивания). При тестировании последовательно проверяют

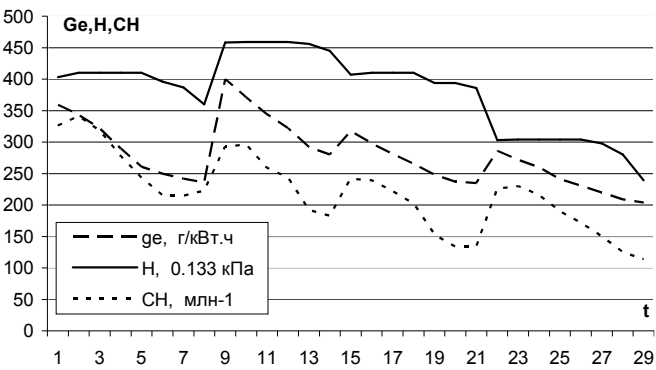


Рисунок 1 – Динамические ряды измерений параметров карбюраторного двигателя внутреннего сгорания

гипотезы о равенстве нулю (отдельно или совместно) коэффициентов α, μ, γ . Количество членов полинома $p-1$ в уравнении (1) выбирают таким образом, чтобы устранить автокорреляцию ошибок оценивания коэффициентов.

Результаты расширенного теста Дики-Фуллера для параметров X_1-X_3 , а также их первых разностей представлены в таблице 1, где индексами Dge, DH, DCH обозначены первые разности исследуемых рядов Ge, H, CH соответственно.

Таблица 1 – Результаты расширенного теста Дики-Фуллера

Параметры	t-adf	Критические значения (5 %)	Единичный корень	Константа	Тренд
ge	-2,151	-2,97	есть	нет	нет
H	0,005	-2,97	есть	нет	нет
CH	-1,518	-2,97	есть	нет	нет
Dge	-5,240**	-2,97	нет	нет	нет
DH	-5,173**	-2,97	нет	нет	нет
DCH	-3,870**	-2,97	нет	нет	нет

Результаты таблицы 1 свидетельствуют о нестационарности последовательностей измерений параметров X_1-X_3 , поскольку гипотеза о наличии единичного корня не может быть отвергнута на всех представленных уровнях значимости. При тестировании первых разностей Dge, DH, DCH на стационарность гипотеза о существовании единичного корня отвергнута на всех уровнях значимости, и следовательно, трансформированные последовательности являются стационарными. В результате исходные последовательности X_1-X_3 приняты интегрированными первого порядка. Стационарность первых разностей дополнительно иллюстрирует рисунок 2.

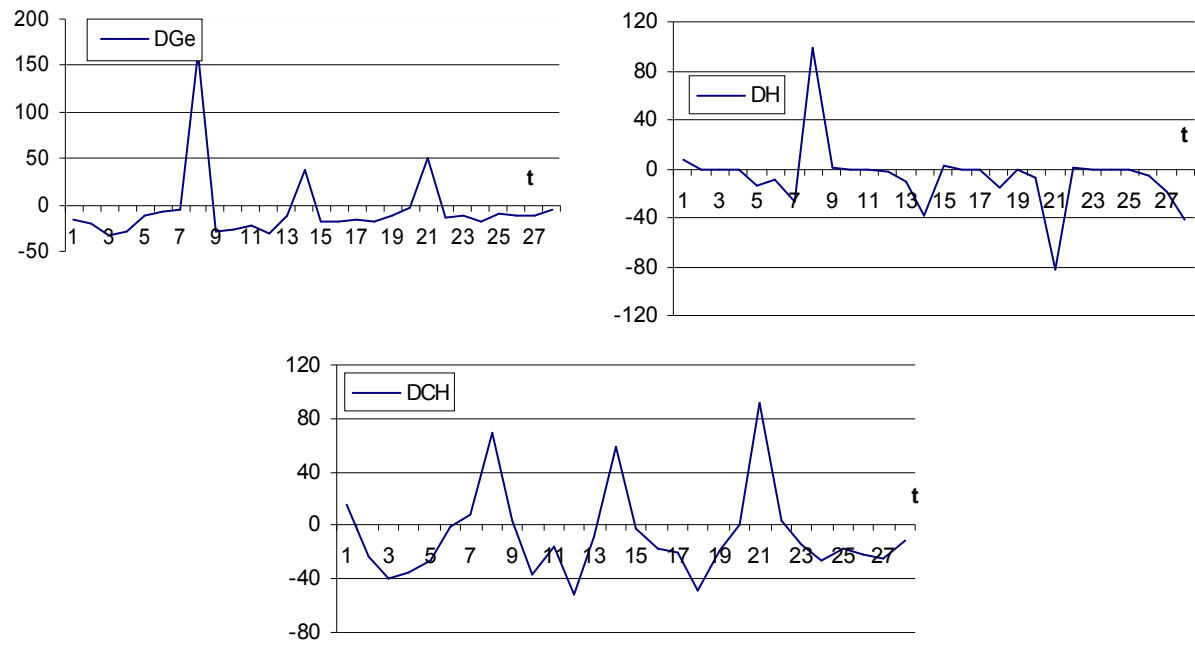


Рисунок 2 – Стационарность первых разностей рядов X_1-X_3

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \pi_j \Delta x_{t-j} + \Psi \cdot D_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T. \tag{2}$$

Модель (2) является эквивалентом модели исправления ошибки, построение которой объясняется изучаемой общей тенденцией изменения параметров, от которой параметры могут отклоняться, но к которой возвращаются при нормальном режиме функционирования изделия.

Ранг матрицы π соответствует количеству коинтеграционных векторов, характеризующих долгосрочные зависимости между переменными. Если ранг матрицы π меньше n , то существует

матрица $\pi = \alpha \beta^T$. Матрица β называется коинтеграционной матрицей, а ее строки представляют собой отдельные коинтеграционные векторы. Матрица α содержит коэффициенты обратной связи, характеризующие скорость приспособления зависимой переменной к долгосрочному равновесию при отклонении от равновесной траектории.

С использованием методики, описанной в работах [2, 3] получен ранг коинтеграции $r=1$, значение которого проверено дополнительно с помощью статистик – случайных функций от этого значения.

В результате коинтегрирующий вектор имеет вид

$$\beta_{(1)} = (1,000, -0,497, 0,365, -187,514)'. \tag{3}$$

Вектор характеризует параметры статистически значимой долгосрочной зависимости между рассмотренными параметрами:

$$(esm)_t = ge_t - 0,497 \cdot H_t + 0,365 \cdot CH_t - 187,514 \tag{4}$$

Ошибки оценивания (остатки регрессии) в полученной модели (4) должны представлять случайный ряд независимых, нормально распределенных величинами с нулевым средним. Поэтому проверяют гипотезу о возможной нестационарности остатков (рисунок 3), т.е. гипотезу о наличии единичного корня в полиноме аналитического описания остатков вновь с использованием теста Дики-Фуллера.

Гипотеза о наличии единичного корня отвергнута на всех рассмотренных уровнях значимости, и, следовательно, последовательность остатков является стационарной.

В качестве второго примера на рисунке 4 изображены графики динамических рядов 97 значений приведенной к объему эффективной мощности N_o , кВт, и часового расхода топлива G_t , кг/час, также полученных в ходе приемо-сдаточных испытаний двигателя внутреннего сгорания. Как и в предыдущем примере по результатам графического анализа нельзя с полной уверенностью судить о наличии причинно-следственной зависимости в уровнях анализируемых динамических рядов, которая вновь заключается в совпадении или противоположной направленности трендов при изменении значений параметров и их случайных отклонений относительно трендов. Поэтому для проверки такой зависимости использован метод Йохансена [3].

На первом шаге проведен тест на наличие единичных корней для каждого временного ряда, применен расширенный критерий Дики-Фуллера, в ходе которого гипотеза единичного корня не отвергнута даже при выборе 10 % уровня значимости. Временные ряды N_o и G_t являются интегрированными рядами первого порядка. Дальнейшие шаги подтвердили, что процессы, полученные из исходных последовательностей взятием первых разностей (выражение(3)) являются стационарными (рисунок 5).

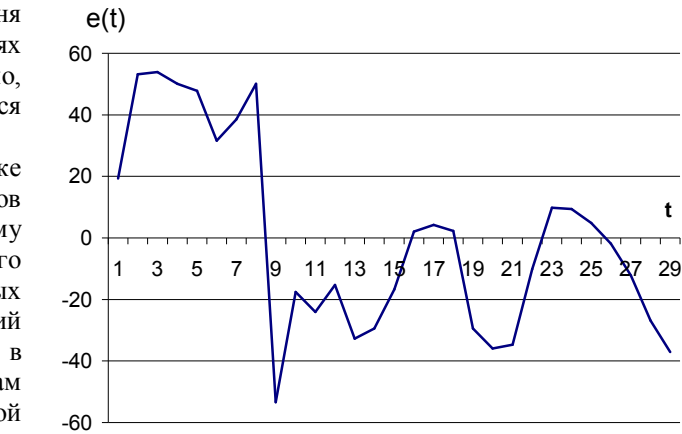


Рисунок 3 – График остатков регрессии

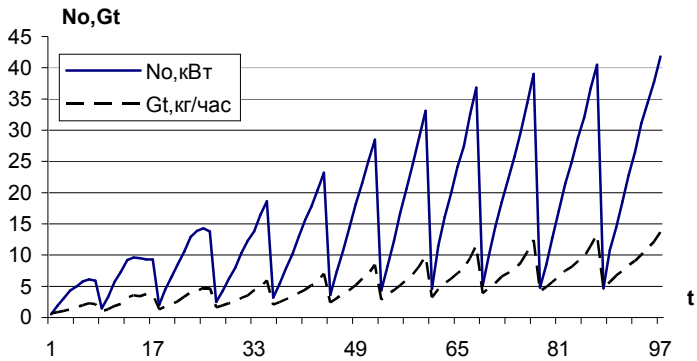


Рисунок 4 – Временные ряды N_o и G_t

На заключительном шаге путем проверки информационных критериев Акаике и Шварца выявлена строгая причинно-следственная зависимость в уровнях анализируемых последовательностей N_o и G_t .

Таким образом, предложен метод оценки состояния сложных машиностроительных изделий с использованием стохастических моделей и вычислительных процедур выявления причинно-следственных зависимостей между параметрами. В качестве примера получены зависимости между параметрами ge, H, CH и N_o и G_t карбюраторного двигателя внутреннего сгорания, что подтверждается физическими законами его функционирования. Параметры находятся в динамическом взаимодействии, как следствие, нарушение этого взаимодействия позволяет выявлять отклонение режима функционирования испытуемого объекта от номинального.

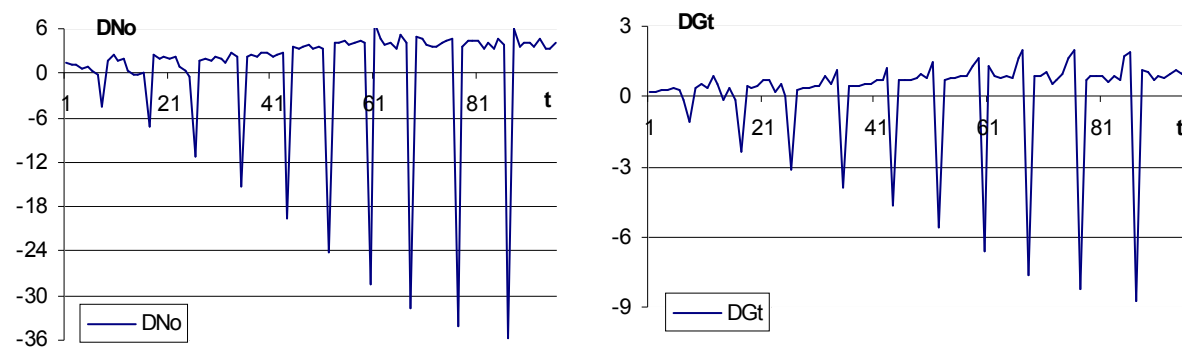


Рисунок 5 – Стационарность первых разностей временных рядов N_o и G_t

Метод не требует измерительной аппаратуры в дополнение к штатным измерительным средствам, используемым в практике приемо-сдаточных и контрольных испытаний. Эмпирическая модель количественных причинно-следственных зависимостей между параметрами является базовой для диагностирования объекта испытаний по выделенным параметрам в реальном режиме времени с использованием известных алгоритмов оценивания. Дальнейшее исследование связано с использованием методов статистического анализа (например, фильтрации временных рядов, в том числе многомерных), минимизирующих случайные ошибки измерений для дальнейшего повышения точности и достоверности оценки состояния изделий, в том числе в ходе производственных стендовых испытаний.

Библиографический список

1. Ахметдзянов А.М. Диагностика состояния ВРД по термогазодинамическим параметрам / А.М. Ахметдзянов, Н.Г. Дубравский, А.П. Тунаков. — М.: Машиностроение, 1983. — 206 с.
2. Engle R.E. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing / R.E. Engle, C.W.J. Granger // *Econometrica*, 1987. — Vol. 55. — P. 251 – 276.
3. Johansen S. Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models / S. Johansen. — Oxford: Oxford University Press, 1995. — 267 p.
4. Hansen H. CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series, Handbook for the software package CATS / H. Hansen, K. Juselius. — Illinois: ESTIMA, 1995. — 155 p.

Поступила в редакцию 05.12.2006 г.