УДК 658.51.015

# МЕТОДИКА ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИЗМЕНЕНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НАДЕЖНОСТИ ТЕХНИЧЕСКИХ СИСТЕМ ОДНОКРАТНОГО ПРИМЕНЕНИЯ ПРИ УЧЕТЕ УСЛОВИЙ ЭКСПЛУАТАЦИИ

к.т.н. А.А. Наконечный, К.В. Борисенко
(представил д.т.н., проф. А.В. Полярус)

*В статье предложена методика прогнозирования показателей надежности (ПН) технических систем (ТС) однократного применения на основе их идентификации как объектов эксплуатации методом группового учета аргументов.*

**Введение.** Проведенные исследования показывают, что в связи со сложностью и многообразием процессов, протекающих в технических системах однократного применения в условиях длительной эксплуатации, и большим числом составляющих ее подсистем, традиционные методы построения математических моделей, состоящие в получении и исследовании уравнений системы на основе рассмотрения физико-химических закономерностей процессов [1], часто оказываются неэффективными. Это объясняется сложностью и недостаточной изученностью явлений, имеющих место в ТС однократного применения, а также большой размерностью рассматриваемых уравнений, описывающих эти процессы. В таких ситуациях возрастает значение поиска нового подхода к задаче построения математических моделей.

Идентификация ТС однократного применения как объектов эксплуатации проводится для решения вопросов, связанных с оценкой надежности с целью определения сроков эксплуатации [2]. Кроме того, идентификация позволит решить задачу получения информации, необходимой для принятия решения на обоснование и планирование технического обеспечения (ТО).

Анализ последних исследований и публикаций показывает, что задачам идентификации ТС посвящено большое количество работ, которые отличаются не только типами объектов, подлежащих идентификации, но и самими методами и алгоритмами идентификации. Большое внимание в этих работах уделяется идентификации линейных динамических объектов, описывающихся дифференциальными или разностными уравнениями с неизвестными коэффициентами. Среди алгоритмов идентификации, предназначенных для оценивания коэффициентов уравнений по наблюдаемым данным, чаще всего используются рекуррентные алгоритмы [3]. Использование указанных методов и алгоритмов для идентификации ТС однократного применения как объекта эксплуатации не представляется возможным вследствие многофакторности исследуемого процесса и его существенной нелинейности.

**Целью данной статьи** является разработка методики прогнозирования показателей надежности технических систем однократного применения на основе их идентификации как объектов эксплуатации методом группового учета аргументов.

Для решения данной задачи предлагается использовать метод группового учета аргументов (МГУА) с применением классических алгоритмов [4]: с ковариациями переменных; с линейными полиномами; с квадратичными полиномами. При этом значение среднеквадратической ошибки в точках минимума составляет до 49 % и использование моделей с такой точностью для прогнозирования изменения ПН ТС однократного применения невозможно.

Для повышения точности был рассмотрен алгоритм МГУА, осуществляющий идентификацию в классе полиномов действительной степени с положительными коэффициентами. Исследование этого алгоритма показало, что можно существенно повысить точность решения задачи и снизить значение ошибки идентификации до 23 %.

Для решения задачи получения законов изменения ПН на этапе наблюдения такая точность является вполне удовлетворительной. Однако, для решения задачи прогнозирования изменения ПН и обоснования сроков эксплуатации ТС однократного применения по заданным уровням ПН необходимо решить задачу идентификации с большей точностью.

Для повышения точности решения задачи в работе проведена модификация алгоритма МГУА путем введения в список опорных степеней отрицательных действительных чисел, что существенным образом расширило возможности алгоритма МГУА. Необходимо отметить, что модифицированный алгоритм проводит идентификацию как в классе полиномов, так и в классе сигномов (знакопеременных полиномов).

Исследование полученного алгоритма показало, что он обладает двумя важными преимуществами (рис.1): более глубоким минимумом критерия селекции (т.е. более высокой точностью получения аппроксимирующей зависимости ПН от условий эксплуатации); более простой структурой получаемых моделей, т.к. процесс селекции заканчивается на 1 – 2 ряда раньше.

Модификация алгоритма МГУА расширяет его возможности по получению математических моделей процессов большой сложности, которым присущи большая многомерность факторного пространства и существенная нелинейность идентифицируемых характеристик.

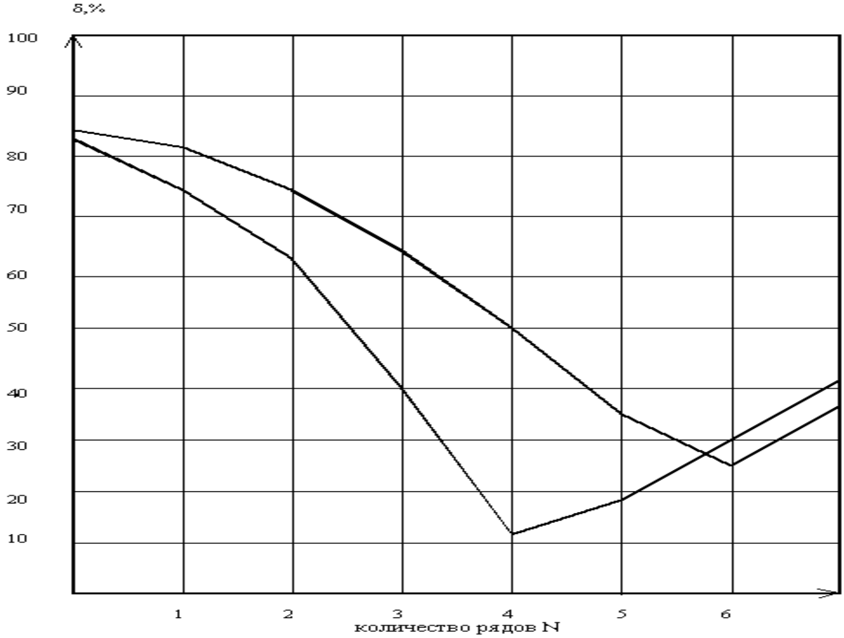


Рис. 1. Изменение значений критерия селекции
в зависимости от сложности модели

Модификация алгоритма МГУА, проводящего идентификацию в классе полиномов и сигномов, позволяет создать эффективный блок прогнозирования ПН, работу которого можно представить в виде следующей методики.

Искомое описание процесса эксплуатации ТС однократного применения

$$y(t) = f(x_1(t), x_2(t), x_3(t), \ldots, x_k(t)),$$

где $x_i(t)$ – совокупность факторов, воздействующих на ПН ТС однократного применения, т.е. входные аргументы; $k$ – число аргументов; $y(t)$ – показатели надежности ТС однократного применения, находятся путем последовательного усложнения и отбора (селекции) простых математических моделей.

На первом этапе составляется С уравнений вида

$$y_{1i} = b_i U_{1i} + \frac{1}{N_{об}} \sum_{j=1}^{N_{об}} \Psi_j, \quad i = \overline{1,c},$$

где $b_i$ – коэффициент частного описания; $\Psi_j$ – значение показателя надежности в точке выборки; $U_{1i}$ – обобщенные переменные.

$$U_{1i} = \begin{cases} x_i^{P_1} - \frac{1}{N_{об}} \sum_{j=1}^{N_{об}} x_{ij}^{P_1} \quad i = \overline{1,k}; \\ x_{i-k}^{P_2} - \frac{1}{N_{об}} \sum_{j=1}^{N_{об}} x_{i-k\,j}^{P_2} \quad i = \overline{k,2k}; \\ \vdots \\ x_{i-(\gamma-1)k}^{P_\gamma} - \frac{1}{N_{об}} \sum_{j=1}^{N_{об}} x_{i-(\gamma-1)k\,j}^{P_\gamma} \quad i = \overline{(\gamma-1)k, \gamma k}, \end{cases}$$

где $\gamma$ – количество элементов в списке степеней; $j$ – номер точки исходной выборки; $N_{об}$ – количество точек в обучающей последовательности; $P_i$ – показатели степени.

Коэффициенты $b_i$ определяются с помощью метода наименьших квадратов по данным отдельной обучающей последовательности (множество $N_{об}$). Точность каждого частного описания оценивается по среднеквадратическому отклонению (СКО) полученных решений $y_{1i}$ от экспериментальных значений "выходной" переменной $\Psi$, которое вычисляется на отдельной проверочной последовательности (множество $N_{пр}$), т.е.

$$\mu_{1i} = \frac{1}{N_{пр}} \sum_{j=1}^{N_{пр}} \left(\Psi_j - y_{1i,j}\right)^2,$$

где $N_{пр}$ – число точек проверочной последовательности; $\Psi_j$ и $y_{1i,j}$ – соответственно экспериментальное значение "выходной" переменной и решение, полученное на переменной $U_i$ в $j$-й точке проверочной последовательности.

По минимуму $\mu_{1i}$ отберем группу наиболее "перспективных" первого этапа $y_{1l} = \left(\overline{1, 2, \ldots, x}\right)$, для каждого из которых производятся следующие операции.

Определяется совокупность обобщенных переменных второго этапа $(U_{2i})$, состоящая из $m$ “входных” переменных (аргументов первого этапа) и $m$ ковариаций “входных” переменных с аргументом $U_{1l}$, участвующим в решении $y_{1l}$ первого этапа:

$$\begin{cases} U_{2i} = U_{1l} \\ U_{2,m+i} = U_{1l}, U_{1i} \end{cases} \qquad i = \overline{1,m}.$$

Затем строится $2m$ решений второго этапа:

$$y_{2i} = y_{1l} + b_i \hat{U}_{2i},$$

где $\hat{U}_{2i} = \dot{U}_{2i} = d_i \dot{y}_{1l}$; $\qquad b_i = \dfrac{\sum_{j=1}^{N_{об}} \dot{\psi}_j ; \hat{U}_{2i,j}}{\sum_{j=1}^{N_{об}} \hat{U}^2_{2i,j}}$;

$$d_i = \frac{\sum_{j=1}^{N_{об}} \dot{y}_{1l,j} \dot{U}_{2ij}}{\sum_{j=1}^{N_{об}} \dot{y}^2_{1l,j}}; \qquad \dot{U}_{2i} = U_{2I} - \frac{1}{N_{об}} \sum_{j=1}^{N_{об}} U_{2i,j};$$

$$\dot{\psi}_j = \psi_j - \frac{1}{N_{об}} \sum_{j=1}^{N_{об}} \psi_j; \qquad \dot{y}_{1l} = y_{1l} - \frac{1}{N_{об}} \sum_{j=1}^{N_{об}} \psi_j.$$

Далее оценивается эффективность каждого “частного описания” второго порядка по критерию “min СКО” [4].

Минимальное значение этого критерия на втором этапе усложнения математической модели определяет окончательный выбор решения $y_{1l(l=1,2,\ldots,z)}$.

Для второго, третьего и всех последующих этапов процесс усложнения математической модели аналогичен первому этапу.

Для произвольного S-го этапа выражение имеет вид:

$$y_{si} = y_{s-1,l} + b\hat{U}_{si}(i = 1, 2, \ldots, s \times m),$$

а совокупность обобщенных переменных S-го этапа определяется системой ( $i = \overline{1,m}$ ):

$$\begin{cases} U_{s,i} = U_{1,i}; \\ U_{s,m+i} = U_{1l} U_{1i}; \\ U_{s,2m+i} = U_{2l} U_{1i}; \\ \vdots \\ U_{s,(s-1)m+i} = U_{s-1,} U_{1i} . \end{cases}$$

Иными словами переменные $U_{s,i}$ находятся среди множества первого этапа $(U_{1i})$ и всех их ковариаций с обобщенными переменными, участвующими в модели (S – 1) этапа.

Процесс отбора лучших моделей заканчивается при достижении минимума критерия селекции.

Для разделения всей выборки на три последовательности воспользуемся следующим подходом.

1. Определим квадрат средневзвешенного по всем переменным (параметрам) расстояния каждого узла интерполяции от “центральной точки” выборки исходных данных

$$\rho_j = \sum_{i=1}^{n} \left| \frac{\left(x_{ij} - \hat{x}_i\right)^2}{\frac{1}{m}\sum^{m}\left(x_{ij} - \hat{x}_i\right)^2} \right|,$$

где $n$ – число “входных” переменных (параметров); $m$ – число точек в выборке исходных данных; $\hat{x}_i = \frac{1}{m}\sum^{m} x_{ij}$ – выборочное среднее параметра $x_i$.

2. Точки выборки исходных данных ранжируем по величине и делим на тройки. Из каждой тройки первая точка идет в обучающую последовательность – $N_{об}$, вторая в проверочную – $N_{пр}$, третья в экзаменационную – $N_{экз}$.

Если в выборке не хватает точек для всех трех последовательностей равной длины, то для экзаменационной последовательности выделяется меньшее количество точек, а остальные точки ранжируются по $\rho_i$ и из полученной последовательности точки с нечетными номерами образуют обучающую последовательность, а с четными проверочную.

Все “входные значения” аргументов и значения “выходной” функции нормируется по следующей формуле:

$$\overline{x_{ij}} = \frac{x_{i\max} - x_{ij}}{x_{i\max} - x_{i\min}}, \quad i = \overline{1,n}\,; \quad j = \overline{1,m}\,.$$

Математическая модель изменения показателей надежности ТС однократного применения в процессе их эксплуатации в классе полиномов вида:

$$P(\overline{x}) = a_0 + \sum_{i=1}^{s} a_i x_1^{P_{1i}}(t) x_2^{P_{2i}}(t) \ldots x_n^{P_{ni}}(t),$$

где $n$ – число аргументов; $a_0$ – постоянный член полинома; $a_i$ – коэффициент при i-м члене полинома; $P_{ni}$ – действительные числа, которые могут принимать как положительные, так и отрицательные значения; $s$ – количество рядов отбора (селекции).

**Выводы.**

**1.** При идентификации ТС однократного применения как объектов эксплуатации для прогнозирования ПН алгоритмами МГУА необходима их модификация для повышения точности прогнозирования. В результате работы алгоритма получаем модели более простой структуры и снижаются ошибки прогнозирования.

**2.** Представленная методика позволяет получить модели процессов эксплуатации, которым присущи большая многомерность факторного пространства и нелинейность характеристик при идентификации, что дает возможность прогнозировать надежность ТС однократного применения для принятия решения на дальнейшую эксплуатацию.

## ЛИТЕРАТУРА


1. *Барлоу Р, Прошан Ф. Статистическая теория надежности и испытания на безотказность. – М.: Наука, 1984. – 348 с.*
2. *Барзилович Е.Ю. Модели технического обслуживания сложных систем.– М.: Высш. шк., 1982. – 520 с.*
3. *Цыпкин Я.З. Информационная теория идентификаци. – М.: Наука, 1995. – 326 с.*
4. *Ивахненко А.Г., Мюллер Й.А. Самоорганизация прогнозирующих моделей. – К.: Техника, 1985; Берлин: ФЕБ Фераг Техник, 1984. – 422 с.*



*Поступила 5.05.2003*



***НАКОНЕЧНЫЙ Александр Анатольевич****, канд. техн. наук, начальник кафедры Харьковского военного университета. В 1983 году окончил Житомирское высшее училище радиоэлектроники, в 1992 году – военную инженерную радиотехническую академию. Область научных интересов – проблемы надежности радиотехнических систем.*

***БОРИСЕНКО Константин Вячеславович****, адъюнкт Харьковского военного университета. В 1989 году окончил Киевское высшее инженерное зенитное ракетное училище. Область научных интересов – оценка и прогнозирование надежности технических систем однократного применения с предшествующим периодом ожидания.*