Уфа: УГАТУ
Вестник УГАТУ
2001. № 1 (3). С. 91–102
НАУЧНЫЕ СТАТЬИ И ДОКЛАДЫ • АВИАЦИОННЫЕ ДВИГАТЕЛИ И ЭНЕРГОУСТАНОВКИ

УДК 681.515

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ ГТД ПО РЕЗУЛЬТАТАМ СТЕНДОВЫХ ИСПЫТАНИЙ

Л. Б. УРАЗБАХТИНА

Факультет информатики и робототехники УГАТУ
Тел: (3472) 23 06 72 E-mail: ulb@mail.rb.ru

Обсуждаются возможности получения и практического применения оценок параметров газотурбинного двигателя с целью диагностического контроля его технического состояния по результатам стендовых испытаний. Рассматривается постановка и решение задачи оценки параметров и переменных состояния двигателя по его упрощенной модели в условиях априорной неопределенности относительно структуры объекта на основе методов решения некорректных задач. Процедура оценивания включает контроль адекватности модели объекту испытаний по оценке параметров диагностического ядра. Приведены результаты статистической обработки оценок отклонений параметров двухвального двухконтурного двигателя и их анализ

Оценка параметров и состояний; газотурбинный двигатель; модель; контроль технического состояния

ВВЕДЕНИЕ

Оценка параметров газотурбинного двигателя (ГТД) по результатам испытаний должна являться важнейшей операцией технологической процесса испытаний, необходимой для анализа причин несоответствия конкретного экземпляра двигателя техническим условиям, т. е. для решения диагностической задачи, заключающейся в локализации места параметрического отказа правильно функционирующего двигателя. В этом случае оценка параметров объекта играет роль оптимального (в смысле выбранного критерия) оператора преобразования вектора его наблюдаемых параметров размерности l в вектор диагностических параметров размерности p [1]. Получение такого оператора, гарантирующего высокую вероятность правильного распознавания технического состояния двигателя по его параметрам, принятым в качестве диагностических, встречает ряд значительных трудностей.

Классическая постановка задачи оценивания параметров объекта является результатом решения задач структурной и параметрической идентификации [2, 3]. Решение задачи структурной идентификации основано на формализованном представлении знаний о физических процессах в объекте в виде абстрактной модели. Параметрическая идентификация состоит в получении оптимальных оценок параметров модели по множеству результатов измерений контролируемых параметров объекта, обычно регистрируемых при испытаниях. Под параметром модели понимается физическая величина, характеризующая рабочий процесс, но для определенной совокупности режимов двигателя и внешних условий принятая постоянной величиной.

ГТД как объект структурной идентификации относят к классу многомерных, нелинейных, нестационарных объектов с распределенными параметрами и описывают системой нелинейных дифференциальных и алгебраических уравнений в частных производных. Многосвязность (многомерность) ГТД обусловлена взаимодействием многих одновременно протекающих физических процессов обмена и превращения энергии и наличием большого числа регулирующих элементов. К моменту принятия решения об его серийном производстве создается его универсальная поэлементная математическая модель [4, 5]. Она описывает поведение ГТД как объекта с сосредоточенными параметрами на основе детального представления физических процессов в двигателе в широком диапазоне изменения внешних условий и режимов работы с учетом его динамических свойств.

Модель включает в себя как теоретические, так и экспериментальные зависимости между параметрами рабочего процесса в двигателе, полученные в результате исследования отдельных узлов двигателя (компрессора, турбины, камеры сгорания, воздухозаборника), а также физических характеристик воздуха, топлива и продуктов сгорания, выступающих в роли элементарных моделей [5, 6]. Для интеграции элементарных моделей традиционно используется преимущественно агрегатный способ. В качестве агрегатов выделяются узлы двигателя (воздухозаборник, вентилятор, компрессор, камера сгорания, турбины высокого и низкого давлений, форсажная камера).

При создании универсальной модели используется ряд допущений и упрощений, в том числе описание ГТД как объекта с сосредоточенными параметрами.

В качестве методов упрощения, применяемых к отдельным элементарным моделям объекта, используют: выделение существенных свойств и воздействий на объект моделирования и учет остальных воздействий в параметрической форме; частичное или полное пренебрежение учета аккумуляторов энергии для понижения размерности описания объекта [7]. Упрощение модели путем уменьшения степени детализации описания применительно к ГТД состоит в сокращения числа характерных сечений, в которых анализируется состояние рабочего тела.

Модель справедлива при определенных допущениях [1], а именно:

1) течение газа в проточной части двигателя является квазистационарным;

2) режим истечения газа из соплового аппарата турбины высокого давления является критическим или сверхкритическим;

3) прогрев деталей двигателя является равномерным;

4) теплообмен между корпусом двигателя и внешней средой отсутствует.

Использование моделей данного класса, предназначенных преимущественно для построения и отработки систем управления ГТД, для решения диагностических задач, основанных на параметрической идентификации, не является эффективным по ряду причин.

Степень детализации описания объекта принципиально не ограничена и его модель, однозначно соответствующая объекту, должна быть представлена в непрерывном бесконечномерном пространстве состояний R^{∞}, поскольку ни один из физических параметров двигателя не является постоянным на всех режимах его работы и внешних условий из-за процессов теплообмена между деталями двигателя. Универсальная модель двухвального двухконтурного ГТД описывает его поведение в евклидовом пространстве состояний размерности R^2, что является существенным упрощением.

Универсальная модель является недоопределенной, что приводит к получению смещенных оценок ее параметров при использовании классических методов последовательного градиентного поиска и их модификаций, а учет множества параметров, имеющих малое влияние на величину невязок, создает проблему плохой обусловленности обратной матрицы Якоби [3].

Следствием нестационарности рабочих процессов и влияния внешних условий функционирования на основные характеристики ГТД является радиальная и окружная неравномерность температурных полей и полей давления в характерных сечениях двигателя, а, следовательно, и наличие существенной методической составляющей погрешности измерения их средних значений, снижающей точность оценок.

Уравнения, связывающие параметры физических процессов в двигателе, являются справедливыми только вблизи установившихся режимов работы двигателя, когда процессы тепломассообмена между деталями двигателя практически завершены. Границы объекта моделирования соответствуют пространственным границам двигателя, что достигается приведением его параметров к внешним условиям в соответствии с теорией газодинамического подобия.

Все вышесказанное позволяет сделать вывод, что оценки параметров модели объекта в классической постановке могут представлять практический интерес только с точки зрения их использования в имитационных моделях, ориентированных на решение задач создания и отработки систем управления.

Рассмотрим постановку задачи идентификации параметров ГТД, исходя из целевого назначения этой процедуры для решения задачи диагностического контроля технического состояния двигателя, которое состоит в получении ответа на следующие вопросы:

1. Является ли объект испытаний правильно функционирующим, что позволяет корректно использовать упрощенную модель для решения диагностической задачи?

2. Соответствуют ли физические параметры атмосферы и параметры используемого топлива в период проведения испытаний параметрам и тем условиям и ограничениям, которые были использованы при построении модели?

3. Насколько физические параметры конкретного объекта, в общем случае являющиеся переменными, отличаются от параметров упрощенной модели, выступающей в качестве эталона, и возможно ли получить оценку этого отклонения с высокой степенью достоверности по ограниченному количеству наблюдений?

4. Является ли это отличие характеристикой технического состояния данного объекта или оно присуще всей совокупности объектов данного класса?

5. Имели ли место систематические ошибки измерения средних значений параметров рабочего тела в характерных сечениях двигателя?

Таким образом, решение диагностической задачи предполагает получение как оценок параметров среднестатистического двигателя, так и оценок отклонений от этих параметров, присущих конкретному объекту. Следовательно, параметрическая идентификация базируется на использовании модели объекта испытаний, которую следует принять в качестве эталонной, а отклонения от эталонной модели следует интерпретировать как параметрические отказы объекта, если величина этих отклонений превысила заранее заданное допустимое значение. Модель выступает, таким образом, в качестве центра класса работоспособного состояния объекта, а границы этого класса будут определены допустимыми отклонениями параметров объекта.

Исходя из целевого назначения модели, сформулируем основные принципы построения эталонной модели двигателя.

1. Двигатель как объект моделирования рассматривать как единое целое с его окружением, включающим рабочее тело на входе в двигатель, используемое топливо и каналы измерения его параметров.

2. Описание объекта должно отвечать требованиям сохранения структуры функциональных взаимосвязей между физическими параметрами и физического смысла переменных состояния, т. е. степень детализации описания должна обеспечивать однозначную интерпретацию результатов оценки для локализации места параметрического отказа.

3. Создание модели должно включать процедуру, направленную на устранение априорной неопределенности относительно структуры объекта, обусловленной ее упрощением и неполнотой априорного описания.

4. Модели, в соответствии с целевым назначением, целесообразно строить в классе обобщенных моделей физических процессов путем слияния элементарных моделей и не требующих создания алгоритма управления последовательностью их функционирования.

5. Модель ГТД, представленная в классе обобщенных моделей, должна обладать свойствами связности и функциональной законченности.

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ ИССЛЕДОВАНИЙ

Допустим, что адекватное описание физических процессов в ГТД существует в евклидовом пространстве состояний размерности R^n и имеет вид системы взаимосвязанных нелинейных дифференциальных и алгебраических уравнений

$$\begin{aligned} \dot{\boldsymbol{X}}(t) &= \boldsymbol{F}\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\} + \boldsymbol{V}(t), \\ \boldsymbol{Z}(t) &= \boldsymbol{\Phi}\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\} + \boldsymbol{N}(t), \\ \boldsymbol{X}(t_0) &= \boldsymbol{X}_0, \end{aligned} \qquad (1)$$

где $\boldsymbol{X}(t)$ — вектор состояния объекта размерности n; $\boldsymbol{U}(t)$ — вектор управляющих воздействий размерности k; $\boldsymbol{V}(t)$ — внутренние шумы объекта; $\boldsymbol{F}$ — нелинейная вектор-функция, каждая компонента которой представлена элементарной моделью

$$\boldsymbol{F}\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\} = \Big[F_1\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\}, \ldots \\ \ldots, F_n\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\}\Big]^{\mathrm{T}}; \quad (2)$$

Φ — нелинейная вектор-функция размерности $l+k$:

$$\Phi\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\} = \Big[\Phi_1\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\}, \ldots \\ \ldots, \Phi_{l+k}\{\boldsymbol{X}(t), \boldsymbol{U}(t)\}\Big]^{\mathrm{T}}; \quad (3)$$

$\boldsymbol{Z}(t)$ — вектор наблюдения размерностью l; $\boldsymbol{N}(t)$ — шумы наблюдений.

Предполагая, что на некотором интервале наблюдения средние значения компонент вектора состояния являются постоянными величинами $\bar{X} = \text{const}$, а средние значения их производных равны нулю $\dot{\bar{X}} = 0$, что соответствует установившимся режимам работы двигателя [8], то есть

$$\int_{t_1}^{t_2} F\{X(\tau), U(\tau)\}\, d\tau = 0. \qquad (4)$$

Тогда уравнение (1) примет вид системы из $(n+l+k)$ нелинейных алгебраических уравнений, которые запишем в виде

$$\bar{X} = F\{\bar{Y}\}, \quad \bar{Z} = C\bar{Y} + \bar{N}, \qquad (5)$$

где $\bar{Z} = [\bar{Z}_X \bar{Z}_U]^{\mathrm{T}}$ — вектор наблюдений размерностью $l+k$; $\bar{Z}_X$ — вектор наблюдения за переменными состояния; $\bar{Z}_U$ — вектор наблюдения за входными воздействиями; $C = \begin{bmatrix} C_X & 0 \\ 0 & C_U \end{bmatrix}$ — расширенная матрица наблюдений; C_X, C_U — матрицы наблюдения переменных состояния и входных воздействий, где $C_U = I$; $\bar{Y} = [\bar{X}\bar{U}]^{\mathrm{T}}$ — расширенный вектор состояния; $N = [N_X N_U]^{\mathrm{T}}$ — матрица ошибок наблюдения.

Если размерность вектора состояния равна размерности вектора наблюдения $n = l + k$, то для интервала времени $[t_2, t_1]$ существует единственное решение уравнения (5) вида $\hat{\bar{X}} = F^{-1}\{\bar{Z}\}$, где $\hat{\bar{X}}$ — оценка средних значений компонент вектора состояния, полученная методом прямой идентификации [3], т. е. подстановкой результатов измерения в уравнение (5). Если $\int_{t_1}^{t_2} N(t)\, dt = 0$, то расширенный вектор наблюдения не содержит систематической ошибки наблюдения на интервале $[t_2, t_1]$ и равен $Z = \bar{Z}$, а $\hat{\bar{X}}$ является безошибочной оценкой, для которой справедливо тождество $\bar{X} = F\{F^{-1}\{\bar{Z}\}\}$.

Поскольку размерность вектора наблюдения определяется возможностью препарирования двигателя датчиками при проведении испытаний определенного вида, то корректное и единственное решение уравнения (5) отсутствует.

Проведем упрощение описания объекта, заключающееся в отнесении к постоянным параметрам ряда компонент вектора средних значений переменных состояния (СПС), для которых справедливо соотношение $\lim\limits_{T\to\infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^{T} C_A \bar{X}(\tau)\, d\tau \leqslant \varepsilon$, где T — временной интервал наблюдения; C_A — матрица параметризации размером $n \times p$; ε — бесконечно малая величина.

Принятие решения об отнесении к параметрам переменной состояния X, имеющей конкретный физический смысл, может быть произведено по критерию

$$\delta_j = \frac{|X_j(U_{\min})_Y - X_j(U_{\max})_Y|}{\max\limits_U \{X_j(U_{\min})_Y, X_j(U_{\max})_Y\}} \leqslant \delta^0, \qquad (6)$$

где δ_j — показатель степени изменения физического параметра, $j = \overline{1, n}$; $U_{\min}, U_{\max}$ — априорно известные минимальное и максимальное значения границы области изменения управляющих воздействий; δ^0 — заданное пороговое значение, равное 0,01 ... 0,05.

Параметризация может быть осуществлена путем введения в описание объекта (5) уравнения вида $A = C_A\bar{X}$, где $A = [a_1 \cdots a_p]^{\mathrm{T}}$ — вектор параметров размерностью p, состав компонентов которого установлен по критерию (6). Формально будем считать, что значения компонент вектора A, установленные априорно, получены также в результате наблюдений за параметрами вектора состояния и содержат ошибки наблюдения

$$\Delta A = A - C_A\bar{X}, \qquad (7)$$

где ΔA — вектор ошибок параметризации.

Уравнения параметризованной и, следовательно, упрощенной модели запишем в виде

$$\begin{aligned} \bar{X}_{\text{м}} &= C^* F\{\bar{Y}_{\text{м}}\}, \\ \bar{Z}_{\text{м}} &= C_{\text{м}}\bar{Y}_{\text{м}} + \bar{N}_{\text{м}}, \end{aligned} \qquad (8)$$

где $\bar{X}_{\text{м}}$ — вектор СПС упрощенной модели размерностью $(n-p)$; C^* — матрица усечения размерности $(v \times n)$, для которой существует единственное решение системы (8) относительно вектора $\bar{X}_{\text{м}}$, $\bar{Y}_{\text{м}} = [\bar{X}_{\text{м}}\bar{U}]^{\mathrm{T}}$ — расширенный вектор СПС упрощенной модели размерностью $(n-p+k)$; $\bar{Z}_{\text{м}} = [\bar{Z}_X\, \bar{Z}_U\, A]^{\mathrm{T}}$ — вектор наблюдений размерностью $(l+k+p)$; $C_{\text{м}} = \begin{bmatrix} C_X & 0 \\ 0 & C_U \\ C_A & 0 \end{bmatrix}$ — расширенная матрица наблюдения размерностью $(n-p+k) \times (l+k+p)$; $N_{\text{м}} = [N_X N_U \Delta A]^{\mathrm{T}}$ — шумы наблюдения.

Оценка вектора $\hat{\bar{X}}_{\text{м}}$ по результатам наблюдения на интервале $[t_2, t_1]$ вида

$$\hat{\bar{X}}_{\text{м}} = F^{-1}\{C^*, \bar{Z}_{\text{м}}\} \qquad (9)$$

может быть получена при условии, что размерность вектора СПС модели равна общему количеству уравнений в системе после усечения вектор-функции $\boldsymbol{F}\left\{\bar{\boldsymbol{Y}}_{\text{м}}\right\}$, т. е.

$$n-p=(v+l+k+p),$$

следовательно, величина $v=n-2p-l-k$ при $n>2p+l+k$ положительна.

Неизбежным следствием параметризации является снижение точности модели. Отличие между вектором СПС изоморфной модели объекта $\hat{\bar{\boldsymbol{X}}}$ и вектором СПС его упрощенной модели $\hat{\bar{\boldsymbol{X}}}_{\text{м}}$, являющейся гомоморфным образом объекта, определится зависимостью вида

$$\begin{aligned}\bar{\boldsymbol{\Delta}}\left\{\boldsymbol{C}^{*},\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}&=\\&=\boldsymbol{C}_{\text{м}}\boldsymbol{F}^{-1}\left\{\bar{\boldsymbol{Z}}\right\}-\boldsymbol{F}^{-1}\left\{\boldsymbol{C}^{*},\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\},\end{aligned}\qquad(10)$$

следовательно, для достижения требуемой точности оценок СПС по упрощенной модели необходима коррекция вектора оценок $\hat{\bar{\boldsymbol{X}}}_{\text{м}}$ вектор-функцией вида $\bar{\boldsymbol{\Delta}}\left\{\boldsymbol{C}^{*},\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}=\left[\bar{\Delta}_{1}\left\{\boldsymbol{C}^{*},\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}\cdots\bar{\Delta}_{(n-p)}\left\{\boldsymbol{C}^{*},\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}\right]$, имеющей смысл апостериорной детерминированной составляющей оценки СПС упрощенной модели $\hat{\bar{\boldsymbol{X}}}_{\text{м}}$, дополняющей ее до безошибочной оценки СПС $\hat{\bar{\boldsymbol{X}}}$ с точностью до случайных составляющих вектора шумов наблюдения, присущих конкретному объекту испытаний на интервале времени $[t_2,t_1]$.

Структура и параметры компонент вектор-функции $\bar{\Delta}_{r}=\bar{\Delta}_{r}\left\{\boldsymbol{C}^{*},\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$, $r=\overline{1,(n-p)}$ формально могут быть установлены при условии существования модели объекта вида (1), но априорные модели сложного динамического объекта являются в той или иной мере упрощенными. В условиях априорной неопределенности относительно вида нелинейных функций $\bar{\Delta}_{r}$ их структурную идентификацию целесообразно проводить в классе непараметрических моделей. Непараметрический подход к идентификации апостериорной составляющей оценки предполагает определение набора базисных функций $\xi_{r,j}\left\{\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$, $j=\overline{1,N}$, определение порядка M аппроксимирующего полинома вида

$$\bar{\Delta}_{r}\left\{\boldsymbol{C}^{*},\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}=\sum_{i=1}^{M}\sum_{j=1}^{N}b_{r,i,j}\xi_{j}^{i}\left\{\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}\qquad(11)$$

и получение оптимальных оценок коэффициентов $b_{r,i,j}$ полиномиального аппроксимирующего уравнения на множестве результатов испытаний некоторого количества серийных двигателей на различных режимах работы и при различных внешних условиях.

Очевидно, что основной проблемой является определение критерия оптимизации. Для ее решения предлагается использовать структурную избыточность упрощенной модели, обусловленную ее параметризацией, и информационную избыточность, обусловленную наличием датчиков, количество которых больше необходимого для получения оценки $\hat{\bar{\boldsymbol{X}}}_{\text{м}}$ методом прямой идентификации.

В результате параметризации модели и при наличии избыточных датчиков размерность нелинейной вектор-функции $\boldsymbol{F}\left\{\bar{\boldsymbol{Y}}_{\text{м}}\right\}$ становится больше, чем это необходимо для получения единственного решения уравнения (8). Следовательно, существует множество матриц усечения $\boldsymbol{C}^{*}=\left\{C_{1}^{*},C_{2}^{*},\dots\right\}$, обеспечивающее получение множества неповторяющихся оценок вектора СПС упрощенной модели $\bar{\boldsymbol{X}}_{\text{м}}=\left\{\bar{\boldsymbol{X}}_{\text{м}}^{1},\bar{\boldsymbol{X}}_{\text{м}}^{2},\dots\bar{\boldsymbol{X}}_{\text{м}}^{N}\right\}$ в соответствии с уравнением

$$\begin{aligned}\left[\bar{\boldsymbol{X}}_{\text{м}}^{1}\cdots\bar{\boldsymbol{X}}_{\text{м}}^{N}\right]^{\text{т}}&=\left[C_{1}^{*}\cdots C_{N}^{*}\right]^{\text{т}}\boldsymbol{F}\left(\bar{\boldsymbol{Y}}_{\text{м}}\right);\\\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}&=\boldsymbol{C}_{\text{м}}\bar{\boldsymbol{Y}}_{\text{м}}+\bar{N}_{\text{м}},\end{aligned}\qquad(12)$$

где N — количество вариантов решений системы уравнений (11), максимальное число которых определяется возможным числом сочетаний, равным $N=C_{n-2p+l+k}^{n-p}$.

Например, если для рассматриваемого двигателя априорное описание в виде обобщенной модели включает $n=92$ уравнения, а количество измеряемых параметров достигает $l+k=9$, то при параметризации $p=41$ переменных теоретически возможное число вариантов решения составляет $N=51$.

Каждое решение является локальной упрощенной моделью объекта, которая может быть также описана в пространстве состояний как исходная модель набором уравнений, определяемых видом матрицы усечения C_{i}^{*}. Реальное число вариантов решений может быть установлено только с учетом структурных особенностей упрощенной модели объекта. Если компоненты вектор-функций (2) и (3) содержат неполный набор переменных состояния, то для определения множества матриц усечения требуется специальный алгоритм поиска элементов этого множества. Он может быть основан, например, на декомпозиции модели объекта [9].

В общем случае может быть поставлена задача оценки не только переменных состояния, но и расширенного вектора параметров $\bar{\boldsymbol{Y}}_{\text{м}} = \left[\boldsymbol{X}_{\text{м}}\bar{\boldsymbol{U}}\right]^{\text{т}}$. Тогда количество вариантов решения будет определяться величиной $N = C_{n-2p+l+k}^{n-p-l-k}$, которая для приведенного выше примера составит $N = 42$ варианта.

Решения уравнения (8) могут быть представлены в символьном виде, т. е. нелинейной матрицей-функцией вида $\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}_{\text{м}}^{*} = \boldsymbol{F}^{*}\left\{\boldsymbol{C}_i^{*}\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$, или в неявном виде оператором, соответствующим алгоритму численного решения и удовлетворяющим критерию

$$\sum_{i=1}^{N}\left[\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}} - \boldsymbol{C}_{\text{м}}\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}_{\text{м}}^{i}\right]^{\text{т}} \boldsymbol{\eta} \left[\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}} - \boldsymbol{C}_{\text{м}}\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}_{\text{м}}^{i}\right] = \min \tag{13}$$

на интервале времени $[t_2, t_1]$, где $\boldsymbol{\eta}$ — положительная диагональная весовая матрица.

Оценки СПС в j-й контрольной точке представляются матрицей вида

$$\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}_{\text{м}}^{*} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_{1,1}^{*} & \cdots & \hat{Y}_{N,1}^{*} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{Y}_{1,R}^{*} & \cdots & \hat{Y}_{N,R}^{*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{Y}}_1^{*} \\ \vdots \\ \hat{\boldsymbol{Y}}_R^{*} \end{bmatrix}^{\text{т}} = \begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{Y}}_1^{*} \\ \vdots \\ \hat{\boldsymbol{Y}}_N^{*} \end{bmatrix} \tag{14}$$

и, помимо ошибки оценки, обусловленной параметризацией, будут содержать также ошибку численного метода решений. При использовании градиентных методов оценивания ошибка существенно зависит от начальных оценок СПС.

Полагая, что для множества вариантов решений уравнений (11) существует лишь одно безошибочное решение вида $\hat{\bar{Y}}_r^{*} = \boldsymbol{F}^{-1}\left\{\tilde{\boldsymbol{Z}}\right\}$, в условиях априорной неопределенности относительно распределения ошибок оценки будем искать его для каждой r-й компоненты вектора $\bar{\boldsymbol{Y}}_{\text{м}}$ на множестве решений $\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}_i^{*}$ в классе нелинейных операторов $\hat{\bar{Y}}_r^{*} = \sum\limits_{i=1}^{N}\hat{\lambda}_{i,r}\left(\hat{Y}_{i,r}^{*}\right)\cdot\hat{Y}_{i,r}^{*}$.

Таким образом, задача параметрической идентификации нелинейного объекта может быть решена в классе моделей вида

$$\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}_i^{\text{ск}} = \boldsymbol{F}_i^{*}\left\{\boldsymbol{C}_i^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\} + \bar{\Delta}\left\{\boldsymbol{C}_i^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\} \tag{15}$$

и состоит в том, чтобы на основе измерения вектора СПС параметров объекта на установившихся режимах работы двигателя получить оценку вектора шумов наблюдения параметров объекта $\hat{\bar{N}}_{\text{м}} = [N_{\boldsymbol{X}}N_{\boldsymbol{U}}\Delta\boldsymbol{A}]^{\text{т}}$ в виде отклонений от априорно установленных или измеренных безошибочно значений, при которой будет обеспечена минимальная норма разности

$$\inf_{N}\left\|\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}} - \boldsymbol{C}_{\text{м}}\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}^{\text{ск}}\right\|. \tag{16}$$

Совокупность параметров априорной составляющей модели двигателя и апостериорной модели следует принять в качестве номинальных параметров среднестатистического двигателя. Чтобы избежать вычислительных ошибок, решающие правила не должны содержать рекурсивных процедур и осуществляться на основе методов прямой идентификации.

2. СТРУКТУРИЗАЦИЯ АПОСТЕРИОРНОЙ СОСТАВЛЯЮЩЕЙ МОДЕЛИ ГТД

Допустим, что существует N вариантов решений уравнения (8), образующих совокупность из R локальных моделей

$$\begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{Y}}_1^{*} \\ \vdots \\ \hat{\boldsymbol{Y}}_N^{*} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{F}_1^{*}\left(\boldsymbol{C}_1^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right) \\ \vdots \\ \boldsymbol{F}_N^{*}\left(\boldsymbol{C}_N^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right) \end{bmatrix}, \tag{17}$$

где $R = n - p - l - k$ — размерность вектора $\hat{\boldsymbol{Y}}_i^{*}$.

Оценка r-й компоненты вектора $\boldsymbol{Y}_i^{*}$ по результатам измерения его параметров в j-й контрольной точке при работе двигателя на установившемся режиме $F_{i,r,j}^{*}\left\{\boldsymbol{C}_i^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$ равна

$$F_{i,r,j}^{*}\left\{\boldsymbol{C}_i^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\} = F_{r,j}\left(\tilde{\boldsymbol{Z}}\right) - \Delta_{i,r,j}\left\{\boldsymbol{C}_i^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}, \tag{18}$$

где $F_{r,j}\left(\tilde{\boldsymbol{Z}}\right)$ — истинное значение физического параметра; $\Delta_{i,r,j}\left\{\boldsymbol{C}_N^{*}, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$ — ошибка оценки r-й компоненты по i-й локальной модели; $r = \overline{1, R}$; $i = \overline{1, N}$; $j = \overline{1, M}$ вида

$$\Delta_{i,r,j} = m_{i,r,j} + \tilde{N}_{i,r,j}. \tag{19}$$

Исходя из предположения, что для всех локальных моделей при отсутствии погрешности оценок их компонент, обусловленных упрощением модели и погрешностями измерений, результаты вычислений должны совпадать, получим оценки компонент вектора $\hat{\Delta}_{r,j}$ путем решения системы вида

$$\left.\begin{aligned} &F_{1,r,j} = F_{r,j}\left\{\tilde{Z}\right\} + m_{1,r,j} + N_{1,r,j}\,,\\ &\ldots\\ &F_{i,r,j} = F_{r,j}\left\{\tilde{Z}\right\} + m_{i,r,j} + N_{i,r,j}\,,\\ &\ldots\\ &F_{N,r,j} = F_{r,j}\left\{\tilde{Z}\right\} + m_{N,r,j} + N_{N,r,j}\,.\end{aligned}\right\} \quad (20)$$

Для решения системы относительно неизвестных параметров необходимо применить преобразование, исключающее $F_{r,j}\{\tilde{Z}\}$ из числа неизвестных. Исключение производится путем последовательного сравнения результатов наблюдений:

$$E_{i,r,j} = F_{i,r,j} - F_{(i-1),r,j} = \\ = \Delta_{i,r,j} - \Delta_{(i-1),r,j}\,. \quad (21)$$

Полученная система линейных алгебраических уравнений (СЛАУ) может быть записана в матричном виде

$$\boldsymbol{H}\boldsymbol{\Delta}_{i,j}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\} = \boldsymbol{E}_{i,j}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}, \quad (22)$$

где $\boldsymbol{\Delta}_{i,j}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$ — искомый вектор-столбец ошибок оценки параметров; $\boldsymbol{E}_{i,j}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$ — наблюдаемый вектор-столбец разностных сигналов; $\boldsymbol{H}$ — матрица размером $(N \times N)$ вида

$$\boldsymbol{H} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & \ldots & 0\\ 0 & 1 & -1 & 0 & \ldots & 0\\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots\\ -1 & 0 & 0 & 0 & \ldots & 1 \end{bmatrix} \quad (23)$$

СЛАУ является вырожденной, так как определитель матрицы $\boldsymbol{H}$ равен нулю. В этом случае для получения оценок погрешностей воспользуемся методами решения некорректных задач, обеспечивающих нахождение приближенного решения уравнения (22) в виде псевдорешения с минимальной нормой

$$\|\boldsymbol{\Delta}_{r,j}\| = \left\{\sum_{i=1}^{N}(\Delta_{i,r,j})^2\right\}^{1/2},$$

причем $\|\boldsymbol{\Delta}_{r,j}\| = \inf\limits_{\Delta\in Q_N}\|\boldsymbol{\Delta}_{r,j}\|$, где Q_N — совокупность псевдорешений СЛАУ, минимизирующих невязку $\|\boldsymbol{H}\cdot\boldsymbol{\Delta}_{r,j} - \boldsymbol{E}_{r,j}\|$ на всем N-мерном евклидовом пространстве R^N групп чисел $\boldsymbol{\Delta}_{1,r,j}, \ldots, \boldsymbol{\Delta}_{i,r,j}, \ldots, \boldsymbol{\Delta}_{N,r,j}$. Путем перестановки уравнений в исходной СЛАУ можно добиться самосопряженности матрицы $\boldsymbol{H}$, поэтому для решения применим метод Лаврентьева [10], заключающийся в переходе к регуляризованному невырожденному уравнению

$$(\alpha\boldsymbol{I} + \boldsymbol{H})\,\boldsymbol{\Delta}_{r,j} = \boldsymbol{E}_{r,j}\,, \quad (24)$$

где α — малый положительный параметр регуляризации, равный $\alpha = 0{,}5\sqrt{N}\cdot\varepsilon$; $\boldsymbol{I}$ — единичная матрица.

Решение уравнения (24)

$$\hat{\boldsymbol{\Delta}}_{r,j} = (\alpha\cdot\boldsymbol{I} + \boldsymbol{H})^{-1}\cdot\boldsymbol{E}_{r,j} \quad (25)$$

принимается за приближенное решение системы (22).

Средние значения $\hat{m}_{i,r,j}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$ этих отклонений определим на множестве результатов наблюдений за параметрами двигателя по конечной выборке наблюдаемых сигналов, представляя их в виде регрессионной зависимости

$$m_{i,r,j}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\} = \\ = \sum_{k=0}^{K} b_{i,r,k}F_{i,r,j,k}^{*k}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\},$$

где $b_{i,r,k}$ — коэффициенты регрессии; K — порядок полинома.

Оптимальные оценки $\hat{b}_{i,k}$ для каждой r-й компоненты будут получены в результате решения системы уравнений

$$\sum_{j=1}^{M}\sum_{i=1}^{N}\left[Y_{i,j}^* - \left(\hat{Y}_j + \sum_{k=0}^{K}\hat{b}_{i,k}Y_j^{*k}\right)\right]^2 \to \min_{\hat{b}_{i,0},\ldots\hat{b}_{i,K}};$$

$$\hat{Y}_j = \sum_{i=1}^{N}\lambda_{i,j}Y_{i,j}^*;$$

$$\lambda_{i,j} = \frac{\left|\hat{\Delta}_{i,j} - \sum\limits_{k=0}^{K}\hat{b}_{i,k}\hat{Y}_{i,j}^k\right|^{-1}}{\sum\limits_{q=1}^{N}\left|\hat{\Delta}_{q,j} - \sum\limits_{k=0}^{K}\hat{b}_{i,k}\hat{Y}_{i,j}^k\right|^{-1}}; \quad (26)$$

$$\hat{\boldsymbol{\Delta}}_j = (\alpha\boldsymbol{I} + \boldsymbol{H})^{-1}\,\boldsymbol{E}_j;$$

$$\boldsymbol{E}_j = \boldsymbol{H}\boldsymbol{Y}_j^*.$$

Для получения устойчивых оценок $\hat{b}_{i,k}$, сходящихся к фактическим значениям параметров, необходимо использовать оценки вектора СПС не менее чем в пяти контрольных точках ($M=\overline{5,10}$), начиная с режима „земной малый газ“ и кончая режимом „максимальный“, равномерно распределенных по диапазону их изменения. Объем выборки, при котором оценки являются достаточными, а результаты оценивания могут быть использованы для коррекции индивидуальной модели каждого двигателя, должен составлять не менее $M \geqslant 40$. Для определения модели среднестатистического двигателя должны быть использованы результаты измерений параметров не менее 20–25 двигателей.

3. ОЦЕНКА ОТКЛОНЕНИЙ ПАРАМЕТРОВ ДВИГАТЕЛЯ ОТ НОМИНАЛЬНЫХ ЗНАЧЕНИЙ

Решение уравнения (8), скорректированное на величину $m_{i,r,j}\left\{C_i^*, \bar{Z}_{\text{м}}\right\}$,

$$F_{i,r,j}^{\text{ск}} = F_{i,r,j}^{*} - \hat{m}_{i,r,j}\left(\hat{Y}_{i,r,j}^{*}\right), \tag{27}$$

соответствует истинному значению r-го параметра с точностью до случайной составляющей $\tilde{N}_{i,r,j}$ ошибки оценки СПС по i-й локальной модели, которая характеризует индивидуальные параметры объекта. Оценка $\tilde{N}_{i,r,j}$ может быть также основана на использовании структурной и информационной избыточности упрощенной модели двигателя.

Представим совокупность r-х компонент всех локальных моделей вида (22) векторным уравнением

$$\hat{\bar{\boldsymbol{Y}}}_r = \boldsymbol{F}_r^{\text{ск}}\left\{\boldsymbol{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}. \tag{28}$$

Разложим каждую компоненту вектор-функции $F_{i,r}^{\text{ск}}$ в кратный ряд Тейлора в окрестности точки $\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м},j}$ и ограничимся первыми членами разложения:

$$F_{i,r,j}^{\text{ск}} = F_{i,r,j}^{\text{ск}}\left(\tilde{\boldsymbol{Z}}\right) + \sum_{p=1}^{p=P}\left(\frac{\partial F_{i,r,j}^{\text{ск}}}{\partial a_p}\right)\Bigg|_{\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}}(a_p^* - a_p) + \sum_{l=1}^{l=L}\left(\frac{\partial F_{i,r,j}^{\text{ск}}}{\partial y_p}\right)\Bigg|_{\bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}}(z_l - y_l) + R_2, \tag{29}$$

где $R_2 = R_2\left\{\text{C}_i^*, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$ — остаточный член ряда; P — размерность вектора параметров; L — размерность расширенного вектора СПС; a_p, a_p^* — априорно заданное и реальное значение p-го параметра объекта; z_l, y_l — измеренное и действительное значения l-го контролируемого параметра.

Допуская, что справедливо равенство $F_{i,r,j}^{\text{ск}} = F_{r,j}\left\{\tilde{\boldsymbol{Z}}\right\}$ и пренебрегая остаточным членом ряда, получим

$$F_{i,r,j}^{\text{ск}} = F_{r,j}\left\{\tilde{\boldsymbol{Z}}\right\} - \sum_{p=1}^{P}\beta_{i,r,j,p}^{a}\Delta a_{j,p} + \sum_{l=1}^{L}\beta_{i,r,j,l}^{y}\Delta y_{j,l}, \tag{30}$$

где $\beta_{i,r,j,p}^{a} = \left(\frac{\partial F_{i,r,j}\{\tilde{Z}\}}{\partial a_p}\right)$, $\beta_{i,r,j,l}^{y} = \left(\frac{\partial F_{i,r,j}\{\tilde{Z}\}}{\partial y_l}\right)$ коэффициенты разложения. Коэффициенты $\beta_{i,r,j,p}^{a}$ и $\beta_{i,r,j,l}^{y}$ целесообразно определять путем численного дифференцирования локальной модели по каждому параметру, так как аналитические выражения для производных будут значительно сложнее самих локальных моделей. Ввиду гладкости и дифференцируемости функции $F_{r,j}^{\text{ск}}$, а также близости параметров модели и объекта, оценка коэффициентов может быть получена экспериментально, путем замены частных производных приращениями.

Таким образом, ошибка оценки r-го параметра по i-й локальной модели в j-й контрольной точке в линейном приближении представляется в виде

$$\tilde{N}_{i,r,j} = -\sum_{p=1}^{P}\beta_{i,r,j,p}^{a}\Delta a_{j,p} + \sum_{l=1}^{L}\beta_{i,r,j,l}^{y}\Delta y_{j,l}. \tag{31}$$

Определение отклонений параметров от номинальных значений может быть основано на решении системы линейных алгебраических уравнений, полученных из нелинейных уравнений локальных моделей, при условии, что число локальных моделей N должно быть больше числа оцениваемых параметров модели

$$L + P < N. \tag{32}$$

Это условие обычно выполняется при составе штатных датчиков, установленных на изделии при летных и стендовых испытаниях двигателя.

Вычитая каждое $(i+1)$-е уравнение из i-го, получим систему из $(i-1)$ уравнений, зависящих только от скорректированных выходных сигналов локальных моделей $F_{i,r,j}^{\text{ск}}$.

Каждое i-е уравнение системы имеет вид

$$F^{\text{ск}}_{i+1,r,j} - F^{\text{ск}}_{i,r,j} = \tilde{N}_{i+1,r,j} - \tilde{N}_{i,r,j} =$$
$$= -\sum_{p=1}^{P} \left(\beta^a_{i+1,r,j,p} - \beta^a_{i,r,j,p}\right) \Delta a_{p,j} +$$
$$+ \sum_{l=1}^{L} \left(\beta^y_{i+1,r,j,l} - \beta^y_{i,r,j,l}\right) \Delta y_{l,j}, \quad (33)$$

или в матричном виде:

$$\Delta \boldsymbol{F}^{\text{ск}}_{i,r,j}\left(\boldsymbol{C}^*_i, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right) = B \times \Delta\Pi, \quad (34)$$

где $\Delta \boldsymbol{F}^{\text{ск}}_{i,r,j}$ — матрица разностных сигналов скорректированных выходных сигналов локальных моделей; B — эмпирическая матрица разности коэффициентов разложения; $\Delta\Pi$ — расширенный вектор параметров.

Решение полученной системы линейных уравнений относительно отклонений параметров от номинальных значений производится методом Гаусса и позволяет установить оценки их абсолютных значений $\Delta\hat{a}_{p,j}$ и $\Delta\hat{y}_{l,j}$ по алгоритму

$$\Delta\hat{\Pi} = B^{-1} \Delta \boldsymbol{F}^{\text{ск}}_{i,r,j}\left\{\boldsymbol{C}^*_i, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}, \quad (35)$$

если матрица B хорошо обусловлена.

В том случае, если количество локальных моделей объекта меньше, чем число оцениваемых параметров, например

$$N - L \leqslant L + P < N - P, \quad (36)$$

то с целью диагностического контроля можно идентифицировать только информативные параметры модели. Информативность параметра в этом случае следует поставить в соответствие с величиной коэффициента разложения каждой локальной модели по r-му параметру, т. е. считать ее условной по отношению к r-й компоненте вектора параметров. Для выявления малоинформативных параметров следует произвести ранжирование коэффициентов разложения, переходя от абсолютных отклонений параметров к относительным значениям, на основе эквивалентного преобразования уравнения (34)

$$B\Delta\Pi = \frac{1}{F_{r,j}} B\Pi\Pi^{-1}\Delta\Pi F_{r,j} =$$
$$= \bar{B}\Pi^{-1}\Delta\Pi F_{r,j}, \quad (37)$$

где $F_{r,j}$ — номинальное значение параметра на данном режиме работы; B — матрица коэффициентов размерностью $(L+P) \times N$; Π — диагональная матрица номинальных значений диагностических параметров размерности $(L+P) \times (L+P)$.

Ранжируя элементы матрицы размерности $(L+P) \times N$ коэффициентов относительных параметров

$$\bar{B} = \frac{1}{F_{r,j}} B\Pi \quad (38)$$

по мере убывания, следует исключить столбцы, содержащие последние $L+P-N$ членов вариационного ряда и соответствующий элемент матрицы $\Delta\Pi$. Эту же процедуру следует произвести при плохо обусловленной матрице B, исключая не только малоинформативные для данной диагностической модели параметры, но и локальные модели, включающие малоинформативный диагностический параметр.

Усечение параметров на данном этапе обработки измерительной информации приведет к увеличению погрешности оценок параметров, принятых информативными, которые, вследствие случайной величины отклонений малоинформативных параметров от номинальных значений, также являются случайными. Поэтому для минимизации ошибок оценивания необходимо ввести условие, обеспечивающее сохранение адекватности модели ошибок (31) при ее усечении

$$\sum_{p=1}^{N-L-P} \beta^a_{i,r,j,p} \cdot \varepsilon \cdot a_p \leqslant \varepsilon \Delta F^{\text{ск}}_{i,r,j}, \quad (39)$$

где ε некоторая малая положительная величина $\varepsilon = 0{,}01 \ldots 0{,}05$. Ошибка оценки вектора параметров $\Delta\hat{\Pi}$ будет в данном случае обусловлена также допущением о нулевом значении остаточного члена ряда $R_2\left\{\boldsymbol{C}^*_i, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\}$. Для каждой локальной модели величина остаточного члена принимает случайное значение и может быть интерпретирована как ошибка наблюдения. С учетом этой ошибки матричное уравнение (13) примет вид

$$\Delta \boldsymbol{F}^{\text{ск}}_{i,r,j}\left\{\boldsymbol{C}^*_i, \bar{\boldsymbol{Z}}_{\text{м}}\right\} = B\Delta\Pi + \Delta\boldsymbol{N}, \quad (40)$$

где $\Delta\boldsymbol{N}$ — вектор случайных ошибок наблюдений. В этом случае оценка отклонений параметров объекта от параметров модели должна быть произведена с использованием решающих правил, минимизирующих функцию риска, которая, при предположении нормальности шумов и неопределенности относительно апостериорной плотности распределения оцениваемых параметров, может быть выбрана квадратичной

$$\Re = \left[\Delta \boldsymbol{F}^{\text{ск}}_{i,r,j} - \boldsymbol{B}\Delta\hat{\Pi}\right]^{\text{т}} \times \times \left[\Delta \boldsymbol{F}^{\text{ск}}_{i,r,j} - \boldsymbol{B}\Delta\hat{\Pi}\right] = \min, \quad (41)$$

тогда правило решения примет вид

$$\Delta\Pi = \left[\boldsymbol{B}^{\text{т}}\boldsymbol{B}\right]^{-1}\boldsymbol{B}^{\text{т}}\Delta \boldsymbol{F}^{\text{ск}}_{i,r,j}\,. \quad (42)$$

Оценки отклонений параметров могут быть получены по результатам измерений параметров двигателя в одной контрольной точке и использованы для принятия решения о соответствии параметров испытуемого двигателя номинальным, а также для диагностического контроля технического состояния конкретного двигателя с целью локализации места параметрического отказа.

Для повышения достоверности диагноза следует убедиться, что эти отклонения характерны для всех режимов работы двигателя, на которых поведение двигателя описывается априорной параметрической моделью. Поэтому при стендовых испытаниях двигателей, а также при летных испытаниях, с целью контроля технического состояния опытного экземпляра двигателя, процедуру расчета отклонений параметров объекта от параметров модели необходимо выполнить для нескольких контрольных точек, произвести накопление оценок и усреднить полученные результаты.

Оценки отклонений параметров $\Delta\hat{\boldsymbol{\Pi}}$ могут содержать грубые ошибки, если используемая для расчетов модель не адекватна объекту и условиям испытаний. Это может произойти, если вследствие наличия дефектов сборки двигателя нарушено его правильное функционирование.

Для контроля качества полученных оценок в состав оцениваемых отклонений параметров двигателя целесообразно ввести погрешности измерения механических параметров: частоты вращения роторов высокого $\Delta n_{\text{квд}}$ и низкого давлений $\Delta n'_{\text{кнд}}$, поскольку измерение этих параметров производится с высокой точностью и не содержит погрешностей методического характера. Измерения этих параметров ГТД будут использованы в качестве диагностического ядра, под которым будем понимать часть системы, определение технического состояния которой производится безошибочно.

Учитывая, что качество полученных оценок характеризуется их рассеянием, количество избыточных измерений, необходимых для получения оценок отклонений параметров с погрешностью, не превышающей величины $\delta_{\Delta n}$ с доверительной вероятностью $P_{\text{дов}} = 0{,}95$, в соответствии с центральной предельной теоремой теории вероятностей определяется по соотношению $\hat{M} = (1{,}96 \cdot \hat{\sigma}_{\Delta n}/\delta_{\Delta n})^2$. Тогда, оценивая параметр рассеяния $\hat{\sigma}_{\Delta n}$, будем считать оценку отклонений остальных параметров достоверной, если выполнится условие $1{,}96 \cdot \hat{\sigma}_{\Delta n} \leqslant \delta_{\Delta n}$.

4. АНАЛИЗ ОЦЕНОК ОТКЛОНЕНИЙ ПАРАМЕТРОВ ОТ НОМИНАЛЬНЫХ ЗНАЧЕНИЙ

Как показывает практика, априорная информация о средних значениях параметров двигателя или точности измерений средних значений его газодинамических параметров является не вполне достоверной. Одна из причин заключается в том, что они определены по результатам испытаний узлов двигателя или базируются на теоретических положениях. Двигатель как сложный динамический объект может характеризоваться средними значениями параметров, отличными от средних значений параметров его элементов, вследствие взаимодействия элементов системы.

Оценка отклонений параметров от номинальных значений, определенная по результатам испытаний одного двигателя, характеризует его индивидуальные параметры. Статистическая обработка испытаний множества двигателей призвана уточнить первоначально априорно установленные значения постоянных параметров эталонной модели для этого типа двигателя и ошибки измерений параметров двигателя методического характера.

Данные статистической обработки результатов стендовых испытаний 40 экземпляров двухвальных двухконтурных двигателей, признанных годными к эксплуатации, на крейсерских и максимальных бесфорсажных режимах приведены в таблице, где обозначено: $X_{\text{ном}}$ — номинальное значение параметра модели; $-X_{\min}$, $X_{\max}$ — нижняя и верхняя границы доверительных интервалов при $P = 0{,}95$; $X_{\text{ср}}$ — среднее значение отклонения от номинального значения.

Оценка доверительных интервалов, в которых с заданной доверительной вероятностью $P_{\text{дов}}$ находятся отклонения параметров от номинальных значений, и средние значения отклонений определены по эмпирическому закону их распределения. В состав оцени-

Таблица

Результаты идентификации отклонений параметров ГТД от их номинальных значений

Наименование параметра	$X_{ном}$	X_{min}	$X_{ср}$	X_{max}
1. Стехиометрический коэффициент, ΔL_0 [−]	14,8	−1,568	0,193460	1,182
2. Проходная площадь турбины вентилятора, $\Delta F_{тв}$ [см^2]	712	−49,612	−23,547	2,517
3. Коэффициент отбора воздуха за 5-й ступенью компрессора, $\Delta\nu_5$ [−]	0,042	−0,194	−0,0676	0,0589
4. Механический КПД вентилятора, $\Delta\eta_в$ [−]	0,990	−0,050	0,0449	0,001
5. Механический КПД компрессора, $\Delta\eta_к$ [−]	0,995	−0,097	0,0224	0,005
6. Коэффициент восстановления полного давления в камере сгорания, $\Delta\sigma_{кс}$ [−]	0,953	−0,00151	0,001014	0,00354
7. Температура на входе в двигатель, $\Delta T^*_{вх}$ [K]	288,15	−9,515	−2,540	4,434
8. Давление на входе в изделие, $\Delta P^*_{вх}$ [кг/см^2]	1,003	−0,0168	−0,001094	0,0146
9. Давление за вентилятором, $\Delta P^*_{в}$ [кг/см^2]	2,5	−0,0476	−0,0240	−0,000401
10. Расход топлива, $\Delta G_т$ [кг/с]	1,00	−0,0206	0,0462	0,113
11. Давление за компрессором, $\Delta P^*_{к}$ [кг/см^2]	11,0	−0,237	−0,07023	0,0963
12. Частота вращения ротора низкого давления, $\Delta n_{кнд}$ [%]	100	−0,00171	0,00255	0,00680
13. Частота вращения ротора высокого давления, $\Delta n_{квд}$ [%]	100	−0,00652	−0,00123	0,00406
14. Температура за турбиной вентилятора, $\Delta T^*_{тв}$ [K]	1 000	−2,304	0,386	3,0755
15. Проходная площадь турбины компрессора, $\Delta F_{тк}$ [см^2]	221	−3,167	5,0354	13,238
16. Коэффициент неравномерности потока на входе во второй контур, $\Delta\sigma_н$ [−]	0,99	−0,007126	0,00677	0,0207
17. Проходная площадь вентилятора, $\Delta F_{вх}$ [см^2]	3 600	−153,26	−78,106	−2,952
18. Адиабатический КПД вентилятора, $\Delta\eta_в$ [−]	0,7	−0,102	−0,0386	0,0248
19. Адиабатический КПД компрессора, $\Delta\eta_к$ [−]	0,7	−0,00979	0,0455	0,101
20. Адиабатический КПД турбины компрессора, $\Delta\eta_{тк}$ [−]	0,78	−0,0492	0,0231	0,0955
21. Адиабатический КПД турбины вентилятора, $\Delta\eta_{тв}$ [−]	0,72	0,068	0,00983	0,0882
22. Полнота сгорания топлива, $\Delta\eta_г$ [−]	0,8	−0,020	0,015	0,052
23. Газовая постоянная для продуктов сгорания, $\Delta R_г$ [Дж/кг K]	287	−15,799	−5,990	3,817

ваемых параметров были включены погрешности измерения.

Полученные интервальные оценки параметров диагностического ядра показывают, что реальная ошибка их оценки на два порядка меньше, чем допускаемая погрешность измерения, равная 0,2 %, что подтверждает достоверность остальных оценок отклонений параметров от номинальных значений. Для остальных контролируемых параметров были выявлены систематические погрешности измерений, присущие используемому методу измерения. В частности, при измерении расхода путем измерения времени выработки навески топлива погрешность составляет свыше 4 %. Ревизии могут быть подвергнуты и геометрические размеры двигателя, измерение которых осуществляется в холодном состоянии.

Полученные оценки отклонений могут быть использованы для внесения поправок в результаты измерения среднемассовых давлений и температур и расхода топлива, а также для уточнения параметров среднестатистического двигателя. Однако для решения диагностических задач достаточно лишь уточнять допустимые значения отклонений параметров двигателя от параметров эталонной модели по мере накопления данных.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Рассматривая проблему оценки параметров ГТД, следует отметить, что она имеет ряд альтернативных решений, число которых определяется: составом контролируемых параметров двигателя; видом, степенью детализации и способами упрощения априорного описания; способом параметризации. Множество упрощенных моделей и правил оценки параметров объекта и состояний составляет базу знаний в данной предметной области, а механизм извлечения этих знаний, соответствующий выбору альтернативных решений, должен быть поставлен в зависимость от целевого назначения системы, использующей результаты решения данной функциональной задачи.

Решение задачи идентификации параметров конкретного двигателя может быть осуществлено на основе интеграции максимально возможного числа испытаний однотипных объектов. Таким образом, она может быть осуществлена только в рамках информационной технологии, заданной последовательностью и условиями выполнения операций обработки данных и правил обработки, предписанных каждой операции.

Реализация информационных технологий на базе интеллектуальных интегрированных систем обработки информации и их внедрение в системы контроля и управления техническим состоянием двигателя на всех этапах жизненного цикла, позволит значительно уменьшить вероятность эксплуатации двигателя в неработоспособном состоянии и в конечном итоге обеспечить требуемую безопасность полетов.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Ахмедзянов А. М., Дубравский Н. Г., Тунаков А. П.** Диагностика состояния ВРД по термогазодинамическим параметрам. М.: Машиностроение, 1983. 206 с.
2. **Августинович В. Г., Акиндинов В. А., Боев Б. В. и др.** Идентификация систем управления авиационных газотурбинных двигателей. М.: Машиностроение, 1984. 200 с.
3. **Гроп Д.** Методы идентификации систем. М.: Мир, 1979. 303 с.
4. **Теория** автоматического управления силовыми установками летательных аппаратов / Под ред. А. А. Шевякова. М.: Машиностроение, 1976. 265 с.
5. **Динамика** авиационных ГТД / Г. В. Добрянский, Т. С. Мартьянова М.: Машиностроение, 1989. 240 с.
6. **Теория** воздушно-реактивных двигателей / В. М. Акимов, В. И. Бакулев, Г. М. Горбунов и др.; Под ред. С. М. Шляхтенко. М.: Машиностроение, 1975. 568 с.
7. **Проблемы** проектирования и развития систем автоматического управления и контроля ГТД / С. Т. Кусимов, Б. Г. Ильясов, В. И. Васильев и др. М.: Машиностроение, 1999. 609 с.
8. **Urazbakhtina L. B., Vasilyev V. I., Kusimov S. T.** Selection of the strategy of plant control based on recognition of its state pattern / Prepr. IFAC Symp. on Manufacturing, Modeling, Management and Control. July 12–14th, 2000. Univ. of Patras, Rio, Grecee. P. 19–24.
9. **Уразбахтина Л. Б., Васильев В. И.** Декомпозиция топологических моделей сложных динамических объектов // Проблемы математики и теории управления: Тр. Ин-та механики и ВЦ УНЦ РАН. Уфа: УГАТУ, 1998. С. 210–216.
10. **Бакушинский А. Б., Гончарский А. В.** Итеративные методы решения некорректных задач. М.: Наука, 1989. 128 с.

ОБ АВТОРЕ

Уразбахтина Людмила Бруновна, профессор кафедры вычислительной техники и защиты информации УГАТУ. Дипл. инж.-электромеханик (УАИ, 1971). Д-р техн. наук по системам обработки информации и управления (УГАТУ, 1998). Исследования в области интеллектуальных интегрированных систем для контроля технического состояния сложных технических объектов и информационных технологий их испытаний.