УДК 62.752

Е.А.Вакулич, А.Е.Жуковский, Ю.В.Корнева,
А.Ф.Малеев

ИДЕНТИФИКАЦИЯ ДИНАМИЧЕСКИХ СВОЙСТВ РЕГУЛЯТОРОВ НА ОСНОВЕ СПЕКТРАЛЬНЫХ МЕТОДОВ

Рассматриваются вопросы идентификации динамических свойств регуляторов на основе спектральных методов и статистического анализа характеристик систем. Обращается внимание на особенности операции со статистической информацией о входных и выходных параметрах.

В практике создания энергетических установок (двигателей, газогенераторов, тепловых систем и т.п.) часто сталкиваются со случаями потери качества динамических процессов. Это проявляется, как правило, в возникновении существенной нестационарности параметров установки – регулярных или нерегулярных колебаний давлений, расходов рабочего тела и связанных с ними оценочных величин энергетической установки (температуры, скорости вращения валов машин и т.д.). Борьба с этими явлениями ведется с помощью параметрической настройки регуляторов различного типа, которые обычно выполняют функции как управления режимом работы установки, так и стабилизации режима при отсутствии сигнала со стороны системы управления. Причем параметры управления часто не являются лимитирующими, т.е. проблемы обеспечения требуемого качества динамических процессов связаны обычно с работой регуляторов в режиме стабилизации.

Практически все пневмогидравлические регуляторы, независимо от конструктивной схемы, аппроксимируются динамической моделью вида

$$\tilde{y}(s) = k_1 \bar{w}_1(s)\tilde{x}_1(s) + k_2 \bar{w}_2(s)\tilde{x}_2(s),$$

где y – выходной параметр регулятора; x_1, x_2 – входные воздействия по каналам управления и стабилизации; k_1, k_2, $\bar{w}_1(s)$, $\bar{w}_2(s)$ – соответственно статические коэффициенты и нормированные передаточные функции по этим каналам; s – оператор Лапласа.

Если сигнал управления отсутствует ($x_1 = 0$), $\tilde{y}(s) = k_2 \bar{w}_2(s)\tilde{x}_2(s)$, причем $\bar{W}_2(s)+\bar{W}_1(s)=1$, то статизмом можно пренебречь. Таким образом, для разомкнутых систем оценка стабилизирующих свойств регулятора в виде $\bar{W}_2(s)$ не представляет особых трудностей как при детерминированном, так и при стохастическом подходе.

Но такой случай может встретиться на практике при создании очень простых по структуре САР или при автономной доводке регулятора. Как правило, в схемах современных энергетических установок регулятор находится в структуре, охваченной многими внутренними обратными связями, и характеризуется наличием источников нестационарности. В этих условиях важно оценить способность регулятора стабилизировать параметры режима энергетической установки и получить количественные оценки передаточной функции $\bar{W}_2(s)$.

Используя известные [I, 2] приемы статистического анализа динамических систем, остановимся на некоторых особенностях операций со статистической информацией о параметрах "y" и "x_2". Эти операции преследуют цель – получение объективной информации об эффективности регулятора.

Прежде всего производятся операции с экспериментальными данными – массивами дискретных значений параметров. Используются алгоритмы отбраковки аномальных измерений, устранения тренда и приведения к нулевому среднему.

Опыт статистической обработки измерительной информации показывает, что на этапе ввода ее в ЭВМ возможно появление в массиве значений, резко отличающихся по величине от остальных. Такие значения называют аномальными, или выбросами, и отбраковывают. В качестве статистики для отбраковки выбросов можно использовать стандартизованное экстремальное отклонение

$$\tau_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}, \quad i = 1, 2, \ldots, N,$$

где
$$\bar{x} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x_i ,$$

$$\sigma = \left[\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^2\right]^{\frac{1}{2}} .$$

Величина τ_i имеет специальное распределение, зависящее от объема выборки N. Однако уже при $N > 30$ отбраковка выбросов может быть произведена с использованием U – статистики нормального распределения. Для каждого сомнительного $x_k \in [x_{min}, x_{max}]$ вычисляется статистика τ_k (k = 1,2,..., k), которое сравнивается с квантилем стандартного нормального распределения U_β . Элемент x_k считается аномальным, если значение статистики τ_k превышает при выбранном уровне значимости $\alpha = 1 - \beta = 0{,}01$ квантиль стандартного нормального распределения $U_\beta = 2{,}58$, т.е. $\tau_k > U_\beta$, на его место во временную совокупность дискретных значений ставится элемент, равный среднему арифметическому:

$$x_k = \frac{x_{k-1} + x_{k+1}}{2} .$$

Если аномальным оказывается первый или последний элемент совокупности, то он заменяется на $\bar{x}$.

Пульсации параметров энергетической установки, функционирующей на установившемся режиме, могут иметь нестационарность математического ожидания - тренд. Наличие тренда временных рядов приводит к накоплению мощности спектра в узкой полосе низких частот, что искажает оценку спектральной плотности. Процедуре удаления тренда предшествует приведению анализируемой временной совокупности $\{x_i\}$, $i = 1,2,\ldots,N$ к нулевому среднему. Определяется значение

$$z_i = x_i - \bar{x} , \qquad i = 1,2,\ldots, N$$

для каждого элемента временного ряда. Для $\{z_n\}$, $n = 1,2,\ldots, N$, элементы которого отстоят на интервал опросности h , имеется оценка тренда в виде полинома степени "k":

$$U_n = \sum_{k=0}^{N} b_k (nh)^k, \qquad n = 1,2,\ldots, N .$$

Согласно методу наименьших квадратов последовательность коэффициентов $\{b_k\}$ выбирается таким образом, чтобы неотрицательная при любых значениях $b = (b_0; b_1; \ldots; b_k)$ величина

$$Q(b) = \sum_{n=1}^{N} (z - U_n)^2 = \sum_{n=1}^{N} \left[z_n - b_k (nh)^k \right]^2$$

была наименьшей.

Искомая последовательность коэффициентов отыскивается путем приравнивания к нулю частных производных от $Q(b)$ по варьируемой переменной b_l :

$$\frac{\partial Q(B)}{\partial b_l}=\sum_{n=1}^{N}2\left[z_n-\sum_{k=0}^{K}b_k(nh)^k\right]^k\left[-(nh)^l\right].$$

В результате получаем систему из $K+1$ уравнений вида

$$\sum_{k=0}^{K}b_k\sum_{n=1}^{N}(nh)^{k+l}=\sum_{n=1}^{N}z_n(nh)^l, \qquad l=0,1,2,\dots,K,$$

решая которую, можно определить искомые значения $\{b_k\}$. Удаление тренда осуществляется вычитанием из временного ряда $\{z_n\}$ $n=1,2,\dots,N$ оценки функции тренда, т.е.

$$x_n=z_n-\sum_{k=0}^{K}b_k(nh)^k, \qquad n=1,2,\dots,N.$$

Обычно оценка тренда ищется в виде полинома второго порядка. Однако в этом случае операция эффективна лишь тогда, когда длительность тренда $T_{тр}$ больше или равна длительности реализации $T=hN$. Многие спектральные оценки предполагают дополнительные операции, такие как проверку временных рядов на стационарность и т.п. Они являются унифицированными и могут выполняться по стандартным алгоритмам, например с использованием непараметрического критерия серий Вальда-Вольфовитца и др. Стационарность используемых временных рядов позволяет для операций оценивания спектральных характеристик применять алгоритмы, основу которых составляет осреднение во времени в пределах одной совокупности достаточно большого объема, например, метод Блэкмана и Тьюки, который основан на преобразовании Фурье для корреляционной функции. Хотя с точки зрения оперативности этот метод уступает другим, он имеет ряд важных достоинств. В частности, для него характерен более простой и удобный выбор расчетных параметров, определяющих точность спектральных характеристик. К этим параметрам, прежде всего, относятся количество шагов корреляционной функции m и объем временного ряда N. Для стационарного временного ряда с нулевым средним значением $\{y_i\}$, $i=1,2,\dots,N$ сглаженная выборочная оценка спектральной плотности $\hat{S}_y(\omega)$ истинной ее величины $S_y(\omega)$ определяется для произвольных ω диапазона $0\le\omega\le\omega_{max}$ в виде

$$\hat{S}_y(\omega)=4\int_0^{\tau_{max}}R_y(\tau)\psi(\tau)\cos\omega\tau\,d\tau.$$

Эта формула для численной оценки спектральной плотности на дискретных частотах

$$f_n = f_o + \Delta f n, \; n = 0, 1, 2, \ldots, N_S,$$

где $\quad f_n = \frac{\omega_n}{2\pi}$,

приводится к виду

$$\hat S_n = \hat S_y(f_n) = \frac{4}{3} h \Big[\hat R_o + 4R_1 \psi_1 \cos 2\pi f_n h + 2\hat R_2 \psi_2 \cos 2\pi f_n 2h + \ldots +$$

$$+ 4\hat R_{m-1} \psi_{m-1} \cos 2\pi f_n (m-1) h\Big] = \frac{4}{3} h \Big[\hat R_o + \sum_{i=1}^{m-1} \kappa \hat R_i \psi_i \cos 2\pi f_i i h\Big],$$

где $\quad f_o = 0; \; f_{np} = \frac{\omega_{max}}{2\pi}; \; N_S = \frac{f_{np}}{\Delta f}$;

Δf – шаг по частоте $(\Delta f = \frac{1}{2} m h)$;

$\hat R_i = \hat R_y(ih) = \frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^{N-i} y_n y_{n+i}$, $i = 0, 1, 2, \ldots, m_i$;

ψ_i – сглаживающее окно Тьюки,

$$\psi_i = \psi(ih) = \begin{cases} 0,5\,(1 + \cos \frac{\pi_i}{m}), & i = 0, 1, 2, \ldots, m, \\ 0 & i > m. \end{cases}$$

Использование для сглаживания окна Тьюки позволяет при меньшем объеме вычислений, по сравнению с другими видами сглаживающих окон, получить удовлетворительные в смысле дисперсий и смещения оценки спектральной плотности с требуемой разрешающей способностью. Вычисление интеграла в выражении $\hat S_n$ выполняется методом Симпсона, поэтому коэффициент при $\hat R_i$ может принимать лишь для значения – 4 для четных и 2 для нечетных звеньев.

Приведенные выше операции позволяют с удовлетворительной точностью получить информацию о спектральных характеристиках параметров установки и осуществить последующие операции по анализу свойств регулятора. При этом необходимо хотя бы в каком-то приближении построить модель взаимодействия регулятора и объекта [4], представлять себе параметры обратной связи и свойства источников нестационарности.

Решая задачу в общем виде, для совокупности $\delta y_i(t)$, $i = 1, 2, \ldots, n$ и $\delta x_l(t)$, $l = 1, 2, \ldots, q$ согласно [3] получим

$$S y_l y_p(j\omega) = M\big[y_l(j\omega) y_p(j\omega)\big] \frac{1}{T},$$

$$S x_\kappa x_h(j\omega) = M\left[x_\kappa(j\omega) x_h(j\omega)\right] \frac{1}{T} .$$

Свойства объекта совместно с регуляторами в частотной области представим как

$$\begin{gathered}
\kappa_{11}(j\omega) y_1(j\omega) + \ldots + \kappa_{1n}(j\omega) y_n(j\omega) = L_{11}(j\omega) x_1(j\omega) + \ldots + L_{iq}(j\omega) x_q(j\omega) \\
\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\
\kappa_{n1}(j\omega) y_1(j\omega) + \ldots + \kappa_{nn}(j\omega) y_n(j\omega) = L_{n1}(j\omega) x_1(j\omega) + \ldots + L_{nq}(j\omega) x_q(j\omega)
\end{gathered}$$

или в матричном виде

$$\left[K(j\omega)\right]\left[Y(j\omega)\right] = \left[L(j\omega)\right]\left[X(j\omega)\right].$$

Решая матричное уравнение, получим

$$\left[Y(j\omega)\right] = \left[\Phi(j\omega)\right]\left[X(j\omega)\right] =$$

$$= \begin{bmatrix} \Phi_{x_1 y_1} x_1 + \Phi_{x_2 y_2} x_2 + \ldots + \Phi_{x_q y_1} x_q \\ \cdots\cdots\cdots\cdots \\ \Phi_{x_1 y_n} x_1 + \Phi_{x_2 y_n} x_2 + \ldots + \Phi_{x_q y_n} x_q \end{bmatrix}$$

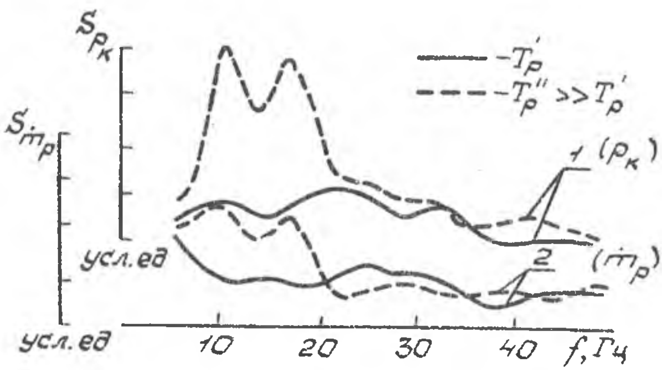
Решение выше получено в приближении, когда принято, что пульсации параметров y_i полностью формируются известными входными возмущениями x_i. Такой случай реализуется, например, при работе регуляторов расхода ЖРД в режиме стабилизации, когда согласно модели регулятора

$$\delta \tilde{\dot m}_p(s) = \kappa_1 \bar{w}_1(s) \delta \tilde{x}_1 + \kappa_2 \bar{w}_2(s) \delta \tilde{x}_2(s),$$

где $\dot m_p$ – расход на выходе из регулятора; x_1 – площадь проходного сечения дроссельного крана; x_2 – перепад давления на регуляторе.

При отсутствии сигнала x_1 ($\delta x_1 = 0$) параметр $\dot m_p$ полностью формируется за счет δx_2. Характер $\delta x_2(\omega)$, представленный в виде спектральной характеристики, и свойства регулятора $\Phi_2(j\omega)$ полностью определяют спектр параметра $\dot m_p$.

Может быть решена и задача идентификации по известным $\hat S_{x_2}(j\omega)$ и $\hat S_{\dot m_p}(j\omega)$, полученным в результате отработки экспериментальных данных приведенными выше приемами. Целесообразность решения этой задачи часто связана с существенным влиянием динамических свойств регуляторов на спектральные характеристики энергетических установок, по которым существуют эксплуатационные ограничения (максимальные амплитуды пульсаций в определенных спектральных окнах).



Р и с. I. Влияние быстродействия регулятора на спектральные характеристики

На рис. I приведено влияние быстродействия регулятора ЖРД на формирование спектральных характеристик колебаний расхода через регулятор (параметр $\dot{m}_р$) и колебаний давления в камере двигателя $P_к$, регулятор работает в режиме стабилизации, обратная связь с ПГС двигателя формируется единственным параметром (X_2 - перепад давления на регуляторе). Но на формирование спектра $P_к$ могут оказывать влияние и другие источники нестационарности, не контролируемые регулятором. Однако, учитывая существенное влияние регулятора на параметры двигателя, можно заметить, что деформация его свойств вызывает практически адекватную реакцию двигателя.

Библиографический список

I. Гельфандбейн Я.А. Методы кибернетической диагностики динамических систем. Рига: Зинатке, 1967. 541 с.

2. Дженкинс Г., Ваттс Д. Спектральный анализ и его приложения /Пер. с англ. М.: Мир, 1971. Вып. I. 316 с; 1972. Вып. 2. 288 с.

3. Бендат Дж., Пирсол А. Применение корреляционного и спектрального анализа /Пер. с англ. М.: Мир, 1983. 312 с.

4. Жуковский А.Е., Малеев А.Ф. Моделирование динамических процессов в двигательных установках с ЖРД /Самар. аэрокосм. ун-т. Самара, 1992. 65 с.

УДК 629.7.064:519.246.87

Е.А.Вакулич, С.В.Гамов, Ю.В.Корнева,
А.М.Митлин, Е.Ю.Мордвинцев

ФОРМИРОВАНИЕ АЛГОРИТМА КОНТРОЛЯ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ НАСОСНОЙ СТАНЦИИ В СОСТАВЕ ГИДРОСИСТЕМЫ

Представлены материалы, в которых обсуждаются подходы к созданию системы диагностики насосной станции передвижных гидростанций аэродромного обслуживания летательных аппаратов. Рассматривается задача разладки, которая используется при построении диагностического алгоритма. Особое внимание уделяется вопросу эффективности разрабатываемого алгоритма.

Рассматриваемая задача является специфической с точки зрения построения схемы насосной станции и ее работы в составе гидросистемы. Особенностью задачи является отсутствие на первом этапе построения диагностической системы статистики по ресурсу.

В этих условиях необходимо разработать процедуры, отслеживающие не только достижение диагностическими параметрами величин, характеризующих предельно допустимое техническое состояние агрегата, но и динамику изменения параметров, определяющую саму возможность наступления предотказного состояния. Последнее позволяет отнести задачу к классу так называемых задач о разладке.

Наиболее известные методы решения задачи о разладке опираются на исследования стационарных случайных сигналов. Поэтому, чтобы использовать эти подходы, необходимо устранить нестационарную составляющую случайного процесса, опираясь на данном этапе работы на сложившиеся представления о физических моделях строения элементов гидроагрегатов.

Рассмотрим содержательную часть постановки задачи разладки, которую предполагается использовать при построении диагностического алгоритма.