УДК 681.142

МЕТОДИКА АНАЛИЗА СОСТОЯНИЯ АВТОНОМНЫХ СИСТЕМ

к.т.н. Ю.Г. Даник, А.В. Кошель, Д.В. Дяченко
(представил д.т.н., проф. В.И. Карпенко)

Предложен показатель, который позволяет выявить возможность и направление изменения в техническом состоянии сложных технических систем в случае, если процессы функционирования системы и характеризующие их показатели могут быть описаны с позиции теории хаотической динамики.

Во многих случаях эксплуатации сложных технических систем (СТС) при контроле и анализе их технического состояния обнаруживается, что поведению параметров технического состояния (ТС) присуще свойство самоподобия или масштабной инвариантности и они подчиняются законам хаотической динамики [1].

Рассмотрим особенности оценки возможности изменения в техническом состоянии СТС на примере анализа состояния бортовых систем космических аппаратов (КА). Одной из причин, приводящих к хаотическому изменению параметров технического состояния, является наличие нелинейностей в бортовых системах КА. При нормальном функционировании КА эти параметры находятся в допустимых пределах, хотя и изменяются на первый взгляд случайно и непредсказуемо [2].

В то же время анализ данных параметров ТС КА позволяет определить их поведение как квазидетерминированное на коротких и на длинных временных интервалах. Временные последовательности измерений параметров можно исследовать с помощью метода нормированного размаха или метода Херста [3]. При определенных условиях запись результатов измерений представляет собой кривую фрактальной размерности $\mathbf{d=2-H}$, где $\mathbf{H}$ - показатель Херста.

Введем следующие обозначения:

$\mathbf{x(t)}$ - временной ряд изменения параметра технического состояния;

$\langle \mathbf{x} \rangle = \frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N} \mathbf{x(t)}$ - среднее изменение параметра за период $\mathbf{N}$;

$\mathbf{X(t)}$ - накопившееся отклонение параметра $\mathbf{x(t)}$ от среднего значения $\langle \mathbf{x} \rangle$, рассчитываемое как

$$\mathbf{X(t,N)=\sum_{u=1}^{N}\left\{x(u)-\langle x\rangle\right\}} \;; \qquad (1)$$

$$\mathbf{R(N)=\max_{1\le t\le N} X(t,N)-\min_{1\le t\le N} X(t,N)}$$ - размах изменения $\mathbf{X(t)}$,

где $\mathbf{t}$ - дискретное время, принимает целочисленные значения;

$\mathbf{N}$ - длительность рассматриваемого промежутка времени.

Рассмотрим безразмерное отношение $\mathbf{R/\sigma}$, где $\boldsymbol{\sigma}$ - среднеквадратическое отклонение (СКО). Используя это безразмерное отношение можно сравнить размах для разных явлений. СКО оценивается по формуле

$$\mathbf{\sigma=\frac{1}{N}\sqrt{\sum_{t=1}^{N}(x(t)-\langle x\rangle)^{2}}}\,. \qquad (2)$$

Известно [3], что для многих временных рядов наблюдаемый нормированный размах $\mathbf{R/\sigma}$ очень хорошо описывается эмпирическим соотношением

$$\mathbf{R/\sigma=(N/2)^{H}}. \qquad (3)$$

Зависимость $\mathbf{\ln R/\sigma}$ от длительности наблюдений $\mathbf{N}$, полученная при анализе данных наблюдения параметров технического состояния КА, подтверждает приведенное эмпирическое соотношение (3).

Полученные результаты хорошо согласуются с теорией. Например, в [3] было доказано, что показатель Херста $\mathbf{H}$ симметрично распределен вокруг своего среднего значения 0.73 со стандартным отклонением 0.09, но эти результаты были получены при исследовании природных, естественных систем. В случае исследования поведения параметров ТС КА получены показатели $\mathbf{H}$ со средним значением 0.867 и СКО 0.191, т.е. $\mathbf{H>0.5}$, т.е. подтверждается то, что при отсутствии долговременной статистической зависимости отношение $\mathbf{R/\sigma}$ должно быть ассимптотически пропорционально $\mathbf{N^{1/2}}$ [3, 5].

Если временной ряд связан со случайным процессом с независимыми значениями и конечной дисперсией [4], то $\mathbf{R/\sigma=(0.5\pi N)^{1/2}}$.

Таким образом, рассматриваемые параметры ТС являются масштабноинвариантными. Используя показатель $\mathbf{R/\sigma}$, можно обнаружить возможность изменения параметров технического состояния КА на заданном временном интервале.

Для случая компонентного анализа [5], рассмотрим поведение во времени первой и последней компоненты параметра технического состояния. Из результатов исследования следует, что поддерживающееся поведение параметра наблюдается при $\mathbf{0.5<H<1}$. В этом случае, если параметр увеличивался в определенных пределах в течение времени $\mathbf{t}$, то можно ожидать его увеличения в течение последующего периода времени приблизительно такой же длительности. И наоборот, если параметр уменьшался в течение времени **t**, то следует ожидать его дальнейшего уменьшения в течение последующего такого же интервала времени. В случае **0<H<0.5**, после возрастания параметра обычно происходит его уменьшение, а после уменьшения – возрастание. У таких кривых уровень шума совпадает по порядку с глобальными отклонениями параметра.

Таким образом, предложенная методика не позволяет обнаружить возможные изменения параметров и осуществить количественный прогноз их изменения. Однако, ее применение в автоматизированных системах прогнозирования дает возможность произвести классификацию временных рядов параметров технического состояния и принять решение по выбору класса математических моделей для аппроксимации и экстраполяции данных. Кроме того, по величине показателя Херста можно при прогнозировании поведения СТС определять направление развития прогнозируемого процесса.

Если анализируемый временной ряд изменения параметров ТС является масштабноинвариантным, следовательно, его статистические характеристики сохраняются независимо от масштаба наблюдения. Поэтому можно воспользоваться корреляционной функцией, построенной на мелкой сетке для построения авторегрессионных моделей с шагами по времени, при которых масштабная инвариантность сохраняется.

ЛИТЕРАТУРА

1. Mandelbrot B.B. The Fractal Geometry of Natyre. – San Francisco: Freeman, 1982. – 386 p.

3. Федер Е. Фракталы: Пер. с англ. – М.: Мир, 1991. – 254 с.

4. Бокс Дж. Дженкинс Г. Анализ временных рядов: прогноз и управление: Пер. с англ. – М.: Мир, 1974. – 407 с.

5. Справочник по прикладной статистике. Т. 2 : Пер. с англ. / Под ред. Э. Ллойда, У. Ледермана, С.А. Айвазяна, Ю.Н. Тюрина. – М.: Финансы и статистика, 1990. – 526 с.