УДК 681.518.54

НОРМИРОВАНИЕ ФУНКЦИОНАЛЬНЫХ МОДЕЛЕЙ СЛУЧАЙНЫХ ДИАГНОСТИЧЕСКИХ ИЗМЕРИТЕЛЬНЫХ СИГНАЛОВ

О.Ю. Кропачек, *кандидат технических наук, доцент Национального технического университета "Харьковский политехнический институт" (НТУ "ХПИ")*

Р.П. Мигущенко, *доктор технических наук, доцент, проректор по научно-педагогической работе НТУ "ХПИ", г. Харьков*

С.Н. Глоба, *кандидат технических наук, доцент НТУ "ХПИ", г. Харьков*


О.Ю. Кропачек


Р.П. Мигущенко


С.Н. Глоба

Предложены варианты эффективного формирования образцовых моделей измерительных сигналов, отражающих свойства диагностируемых систем на этапе обучения информационно-измерительной системы контроля, диагностики или идентификации. Рассмотрены и проанализированы вопросы, связанные с восстановлением статистически-нормированных функциональных зависимостей и нормированием случайных функций по дисперсии. Доказана возможность статистического нормирования спектрально нестационарных измерительных сигналов для создания функциональных моделей в форме Т-статистик.

The variants of effective formation of the reference models of measuring signals reflecting properties of diagnosable systems on the stage of learning the information and measuring control system, diagnosis or identification are proposed. The issues related to the re-establishment of statistically normed functional relations and normalization of the random functions on dispersion are considered and analyzed. The possibility of statistical normalization of spectrally transient measurement signals in order to create T-statistics functional models is proved.

Введение

Постановка проблемы. В диагностических задачах параметрического контроля технического состояния сложных динамических систем неизбежно возникает проблема формирования образцовых моделей измерительных сигналов, отражающих свойства диагностируемых систем на этапе обучения информационно-измерительной системы (ИИС) контроля, диагностики или идентификации. Этот этап эквивалентен формированию метрологического обеспечения ИИС, предназначенной для получения первичной многомерной измерительной информации. Основной трудностью, возникающей при использовании таких ИИС, например, для задач функциональной диагностики, является оптимальное использование последовательности первичных измерительных сигналов, соответствующих верифицируемым функциональным состояниям, представленных для обучения подмножеству технических объектов.

Анализ литературы. Первые публикации по вопросам обнаружения изменений в сигналах и динамических системах в задачах принятия статистических решений появились 30–35 лет назад [1, 2]. Последние публикации [3, 4] показывают, что основные трудности при синтезе [5] информационных систем в условиях априорной неопределенности не решены. Важность подобных задач подчеркивается широким спектром технических приложений теоретических моделей параметрического распознавания динамических изменений по случайным сигналам измерительной информации [6].

Цель статьи – показать важность правильного выбора статистических моделей нормирования параметров случайных измерительных сигналов, используемых в процедурах принятия решений о видах технического состояния динамических объектов.

Проблема восстановления статистически-нормированных функциональных зависимостей

Планирование измерительного эксперимента при изучении свойств динамического объекта, на стадии обучения системы контроля, направлено на получение максимального количества информации об исследуемых контролируемых величинах. Такое планирование предполагает определение количественных норм для этих величин, например, в форме уставок, зон допуска или допусковых интервалов [7–10]. Однако, если точность задания уставок для статических контролируемых величин определяется уровнем метрологического обеспечения и трудностей не вызывает, то для величин динамических возникают проблемы.

Такие величины являются двумерными или имеют большее число измерений, что затрудняет создание образцов или физических моделей этих величин. И, наконец, всегда существует неустранимая неопределенность в получении реализаций динамических величин при повторных экспериментах, даже с одним и тем же объектом контроля.

Нормирование случайных измерительных сигналов по видам состояний объекта контроля предполагает выполнение ряда условий:

1) наблюдаемая функция должна быть жестко привязана к интервалу времени перехода объекта контроля из одного установившегося (стационарного) режима работы в другой. Виды режимов должны быть нормативно заданы требованиями технических условий;

2) вид функциональной нестационарной случайной зависимости должен быть известен с точностью до значений параметров, изменение которых несет информацию об изменении состояния объекта контроля;

3) критическая область и область допустимых значений для критериальной статистики должны быть статически обоснованы.

Наиболее проблемными являются второе и третье требования, связанные с восстановлением функциональных зависимостей по эмпирическим данным (на этапе обучения системы контроля), когда возникает задача нормирования функций.

В функциональном анализе [11] приняты различные способы метризации (введения понятия расстояния между функциями): среднеквадратичная мера близости с весом P (метрика L_P^2) и мера равномерной близости (метрика C).

Расстояние между двумя функциями, действительной $y = F_0(\xi)$ и восстановленной $y = F_1(\xi)$ в метрике L_P^2, определяется функционалом

$$\rho_L\left(F_0(\xi), F_1(\xi)\right) = \left(\int F_1(\xi) - F_0(\xi)^2\, P(\xi)\, d\xi\right)^{\frac{1}{2}}, \quad (1)$$

где $P(\xi)$ – неотрицательная функция, такая, что

$$P(\xi)\, d\xi = 1.$$

Расстояние же в метрике C определяется функционалом

$$\rho_C\left(F_0(\xi), F_1(\xi)\right) = sup\left|F_1(\xi) - F_0(\xi)\right|.$$

Требование равномерной близости (метрика C) является более сильным, чем близости среднеквадратичной (метрика L_P^2).

В инженерной практике используют, в большинстве случаев, среднеквадратичную меру близости (1), восстанавливая неизвестную действительную функцию $F_0(\xi)$ в виде регрессии $F(\xi, a_0)$, где a_0 – вектор параметров. При этом задача восстановления регрессии заменяется задачей оценивания ее параметров, то есть нахождением функции $F(\xi, \hat{a})$, где $\hat{a}$ – оценка вектора a_0.

Однако для выборки ограниченного объема такие задачи не эквиваленты. Во-первых, неизвестна размерность вектора параметров a_0, что выдвигает дополнительную проблему определения степени, например, полиноминальной регрессии. Во-вторых, близость векторов a_0 и $\hat{a}$ определяет качество оценки $\hat{a}$:

$$\rho(a_0, \hat{a}) = |\hat{a} - a_0|, \quad (2)$$

но не близости функций $F(\xi, a_0)$ и $F(\xi, \hat{a})$. Мера близости последних определяется расстоянием (1), то есть

$$\rho_L\left(F(\xi_1, a_0); (\xi_1\hat{a})\right) = \left(\int\left(F(\xi_1\hat{a}) - F(\xi_1 a_0)\right)^2 P(\xi)\, d\xi\right)^{\frac{1}{2}}. \quad (3)$$

Критерии (2) и (3) не идентичны, поэтому решение по одному из них может быть худшим, чем по другому. Существует лишь одна возможность замены задачи восстановления регрессии задачей оценивания ее параметров [12].

Во-первых, класс функций, которому принадлежит регрессия, линеен по параметрам:

$$F(\xi_1 a_0) = \sum_{i=1}^{n} a_i \varphi_i(\xi),$$

где

$$\int \varphi_\rho(\xi)\varphi_q(\xi) P(\xi)\, dx = \begin{cases} 1, \text{ если } \rho = q; \\ 0, \text{ если } \rho \neq q, \end{cases}$$

с $\xi \in [\xi_{min}, \xi_{max}]$.

Во-вторых, структура измерений подчиняется схеме Гаусса-Маркова, согласно которой измерения функциональной зависимости проводят в ее фиксированных неслучайных точках $\xi_1 \ldots \xi_n$ с аддитивной случайной помехой ε, имеющей нормальный закон распределения: $\varepsilon \sim NORM(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Дисперсия σ_ε^2 – конечна.

Недостаток такого подхода к задаче восстановления функции $F(\xi, a_0)$ – необходимость точного знания плотности распределения вероятности $P(\xi)$. На малых обучающих выборках такое знание получить более чем затруднительно.

Поэтому нормирование функционально зависимых величин по их математическому ожиданию (по регрессии) если и возможно, то только в асимптотике, когда число независимых результатов измерений $N \to \infty$. Однако, если есть уверенность относительно вероятностных свойств случайного остатка регрессионной модели, то указанные трудности устранимы.

Нормирование случайных функций по дисперсии

Рассмотрим структуру измерений, которая реализует схему Гаусса-Маркова, но при отсутствии требования точного значения плавности $P(\xi)$. Так как аргумент ξ неизвестной функции $F_0(\xi)$ является временем, то здесь и далее введем традиционное значение $\xi = t$, считая, что $y = F_0(t)$.

Результат измерения представим как

$$y_B = F\left(t_B / \{a\}\right) + \varepsilon_B, \tag{4}$$

где $e = \overline{1, N}; \{a\}$ – конечное множество коэффициентов модели (4).

Восстановление функции $F_0(\xi)$ с последующим использованием в качестве нормы может осуществляться в рамках решения двух задач восстановления функций и восстановления значений функций в заданных точках. Первая задача направлена на прогнозирование значений функции внутри интервала значений ее аргумента. При малых выборках такой подход не эффективен для поиска математической модели, максимально адекватной результатам эксперимента, особенно когда объем выборки растет, а новые данные для коррекции модели не используются. Доказано, что при малых выборках более точные результаты дает метод непосредственного восстановления значений функций в заданных точках [1, 12], когда восстановление проводят на множестве кусочно-линейных функций. Здесь эффективность тем выше, чем ограниченнее объем выборки.

Непрерывные (аналоговые) по информативному параметру и времени входные сигналы широко используются как носители информации в статистических измерительных системах, в системах динамического контроля и функциональной диагностики [3–6]. Однако такой измерительный сигнал при наличии случайных возмущений представляет собой случайный процесс с нестационарностью по математическому ожиданию, дисперсии или спектру. Если случайное возмущение модулируется качественными изменениями свойств объекта измерительного контроля, то информативными параметрами могут быть числовые характеристики случайного сигнала или функции этих характеристик, связанные с нарушениями соответствующего вида стационарности.

Однако использование таких информативных параметров возможно лишь в рамках априори известных типов нестационарности случайных сигналов.

Основной задачей, возникающей в ходе контроля изменений свойств динамического объекта, является задача параметрического тестирования входных случайных сигналов на отсутствие (или наличие) количественных изменений значений тех или иных числовых характеристик.

Общая модель тестирования следующая. Дана последовательность $x_1, \ldots, x_n$ измерений значений сигнала $x(t)$ в моменты времени $t_1, \ldots, t_n$. Выдвинуты основная (H_0) и альтернативная (H_1) гипотезы о возможных состояниях (S_0 и S_1) объекта контроля:

$$H_0 : \{x_1, \ldots x_{r-1}\} \in X\left(t / S_0\right);$$

$$H_1 : \{x_r, \ldots x_n\} \in X\left(t / S_1\right),$$

где r – момент времени изменения состояния ($1 < r < n$).

Выбор тестовых статистик, как информативных параметров процесса $x(t)$ зависит от наличия априорной информации о вероятностных свойствах информационных сигналов $X(t/S_0)$ и $X(t/S_1)$. Если рассматривать эти статистики в порядке уменьшения их сложности, то они располагаются в следующем порядке.

1. *Статистики отношения правдоподобия* [1], имеющие широкое применение, отличающиеся эффективностью и, к сожалению, большой вычислительной сложностью. К тому же, эти статистики многопараметрические, что при смещении в оценках их параметров (в ходе обучения) порождает дополнительное увеличение вероятности ошибок в выборе гипотез H_0 или H_1.

2. *Эвристические двухмодельные статистики* [2], которые менее эффективны, чем статистики отношения правдоподобия, но требуют меньших вычислительных затрат. Они могут быть синтезированы специально для каждой задачи, но при этом имеется возможность повышения их эффективности для раздельного обнаружения переходов состояний от S_0 к S_1 и от S_1 к S_0.

3. *Эвристические одномодельные статистики* [1,2], которые не обладают общностью применения, однако очень просты по сравнению со статистиками двухмодельными. Их недостаток – ограниченность тестирования процесса $x(t)$ в рамках только одной (H_0 или H_1) гипотезы.

Наиболее привлекательными, в плане минимума оцениваемых параметров при независимом тестировании гипотез H_0 или H_1, являются двухмодельные статистики накопленных сумм [1, 6], позволяющие обнаруживать изменение мощности измерительного сигнала $x(t)$:

$$T_{\mathrm{n}} = \frac{1}{\sqrt{2n}} \sum_{\mathrm{k}=1}^{\mathrm{n}} \left(\frac{\varepsilon_{\mathrm{k}}^2}{\sigma_{\mathrm{S}}^2} - 1 \right), \tag{5}$$

где ε_{k} – центрированное значение измерительного сигнала в момент времени с номером k; σ_{S}^2 – условная дисперсия центрированного процесса $x(t)$, когда

$$\sigma_{\mathrm{S}}^2 = \begin{cases} \sigma_0^2, \text{ если } S \in S_0; \\ \sigma_1^2, \text{ если } S \in S_1. \end{cases}$$

В данном случае параметрами модели (5) являются дисперсии σ_0^2 и σ_1^2, что позволяет обнаруживать изменение мощности измерительного сигнала $x(t)$.

Исследуем отдельно информативные параметры (статистику T_{n} и статистику τ_{N}) измерительного сигнала $x(t)$ с целью выявления условий повышения эффективности измерительного параметрического контроля состояний S_0 и S_1. Такое повышение эффективности эквивалентно либо увеличению числа отсчетов n при сохранении их статистической независимости в пределах фиксированного времени наблюдения, либо повышению достоверности контроля в пределах минимального допустимого времени наблюдения сигнала $x(t)$.

Алгоритм контроля должен предусматривать обнаружение изменения состояния S_0 с заданной вероятностью ошибки первого рода α.

При гипотезе H_0 статистика T_{n} распределена ассимптотически нормально с нулевым средним $m_{\mathrm{T}}^{(0)} = 0$ и дисперсией $D_{\mathrm{T}}^{(0)} = 1$.

Если измененному (S_1) состоянию объекта контроля соответствует дисперсия σ_1^2 процесса $x(t)$, то среднее значение и дисперсия статистики T_{n} будут следующими:

$$m_{\mathrm{T}}^{(1)} = \sqrt{\frac{n}{2}\left[\left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_0^2}\right)^2 - 1\right]};$$

$$D_{\mathrm{T}}^{(1)} = \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_0^2}\right)^4.$$

При заданном уровне значимости α ошибка контроля второго рода определяется выражением

$$\beta = F\left(\frac{u_{\alpha/2} - m_{\mathrm{T}}^{(1)}}{\sqrt{D_{\mathrm{T}}^{(1)}}}\right) - F\left(\frac{-u_{\alpha/2} - m_{\mathrm{T}}^{(1)}}{\sqrt{D_{\mathrm{T}}^{(1)}}}\right),$$

где $F(\bullet)$ – интеграл вероятности; $u_{\alpha/2}$ – $\alpha/2$ – процентная точка нормированного распределения Гаусса, вычисляемая через интеграл вероятности:

$$F\left(u_{\alpha/2}\right) = 1 - \frac{\alpha}{2}.$$

Решение γ_0 или γ_1 о принятии, соответственно, нулевой H_0 или альтернативной H_1 гипотез принимают в соответствии с условием:

$$\text{Решение} = \begin{cases} \gamma_0, \text{ если } T_{\mathrm{n}} \in \left(-u_{\alpha/2}, u_{\alpha/2}\right); \\ \gamma_1, \text{ если } T_{\mathrm{n}} \notin \left(-u_{\alpha/2}, u_{\alpha/2}\right). \end{cases} \tag{6}$$

Анализ логических условий, представленных правой частью выражения (6), показывает, что действительной функции $y = F_0(\xi)$ соответствует T-статистика, отвечающая условию принадлежности состоянию S_0, а восстановленной функции $y = F_1(\xi)$ – T-статистика, отвечающая условию принадлежности состоянию S_1.

Выводы

1. Доказана возможность статистического нормирования спектрально нестационарных измерительных сигналов для создания функциональных моделей в форме статистик накопленных сумм.

2. Разработана методика статистической нормировки дискритизированных случайных измерительных сигналов по видам идентифицируемых технических состояний динамических объектов параметрической диагностики.

Список литературы

1. Обнаружение изменения свойств сигналов и динамических систем: пер. с англ. / М. Басвиль, А. Вилски [и др.]; пер. с англ. под ред. М. Басвиль, А. Банвениста. – М.: Мир, 1989. – 278 с.
2. *Basseville M.* Seguential Detection of Abrupt Changes in Spectral Characteristics of Digital Signals / M. Basseville, A. Benveniste // IEEE Trans. On Information Theory. – 1983. – № 5 (September). – P. 709–723.
3. *Новоселов О.Н.* Идентификация состояния динамических объектов по измеряемым параметрам: от теории к практике / О.Н. Новоселов // Измерительная техника. – 2010. – № 2. – С. 20–24.
4. *Щапов П.Ф.* Теоретичні та практичні засади систем контролю та діагностування складних промислових об'єктів: монографія / П.Ф. Щапов, Р.П. Мигущенко, О.Ю. Кропачек. – Харків: Вид-во "Підручник НТУ "ХПІ", 2015. – 244 с.
5. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники: в 3 кн. Кн. 3 / Б.Р. Левин. – М.: Сов. радио, 1976. – 288 с.

6. *Щапов П.Ф.* Повышение достоверности контроля и диагностики объектов в условиях неопределённости: монография / П.Ф. Щапов, О.Г. Аврунин. – Х.: ХНАДУ, 2011. – 191 с.
7. Технический контроль в машиностроении: справочник проектировщика / под общ. ред. В.Н. Чупырина, А.Д. Никифорова. – М.: Машиностроение, 1987. – 512 с.
8. *Маренков Н.Л.* Управление обеспечением качества и конкурентоспособности продукции: учебник / Н.Л. Маренков, В.П. Смоленцев, А.Г. Схиртладзе. – М.: Феникс, 2004. – 512 с.
9. *Проненко В.И.* Метрология в промышленности / В.И. Проненко, Р.В. Якирин. – К.: Техніка, 1979. – 223 с.
10. *Аникин В.В.* Метрологическое обеспечение контроля и определение показателей качества электрической энергии. Современное состояние и перспективы развития / В.В. Аникин, А.С. Давыдов, А.Н. Попенака // Український метрологічний журнал. – 2004. – Вып. 2. – С. 16–18.
11. *Вапник В.Н.* Восстановление зависимостей по эмпирическим данным / В.Н. Вапник – М.: Наука, 1979. – 448 с.
12. *Андерсон Т.* Статистический анализ временных рядов / Т. Андерсон. – М.: Мир, 1975. – 756 с.

УДК 53.08

ПОРІВНЯННЯ ПОЛОЖЕНЬ НОВОЇ РЕДАКЦІЇ ЗАКОНУ УКРАЇНИ “ПРО МЕТРОЛОГІЮ ТА МЕТРОЛОГІЧНУ ДІЯЛЬНІСТЬ“ З ІСНУЮЧИМ СТАНОМ РОБОТИ МЕТРОЛОГІЧНОЇ СИСТЕМИ УКРАЇНИ

О.І. Шевченко, *доктор технічних наук, старший науковий співробітник, провідний інженер Головної астрономічної обсерваторії НАН України, м. Київ*

Наведено коментарі до нового Закону України “Про метрологію та метрологічну діяльність“. Зроблено критичний аналіз щодо метрологічних термінів і функцій еталонів, одиниць вимірювання та засобів вимірювальної техніки (ЗВТ), а також об’єктів оцінки відповідності стосовно ЗВТ як виробу та характеристик функціонування ЗВТ як вимірювального приладу. Увагу звернуто на найкритичніші метрологічні питання, що можуть призвести до організаційних та фінансових ризиків у розвитку метрологічної системи України.

There are presented some comments to the new Law of Ukraine "On metrology and metrology activity". There is made a critical analysis as for metrological terms and functions of measurement standards, measurement units and measuring equipment (ME) and objective evaluation of conformity concerning ME as a product and characteristics of the ME functioning as measuring equipment. Attention is paid to the most critical metrology issues which can lead to the organizational and financial risks in the development of metrological system of Ukraine.

Одним із основних завдань нової редакції Закону України “Про метрологію та метрологічну діяльність“ від 05.06.2014 р. № 1314–VII (далі – новий Закон) є гармонізація національних законодавчих актів із документами Міжнародної організації законодавчої метрології (OIML), актами законодавства ЄС із питань метрології, документами Європейського співробітництва в галузі законодавчої метрології (WELMEC).

З урахуванням суттєвих розбіжностей старої редакції Закону (остання діюча до 2016 р. версія від 17.05.2012 р. № 4731–VI) з вимогами вищезгаданих документів, цілком природним є те, що нова редакція містить багато положень, що потребують додаткової проробки, підготовки окремих підзаконних актів з урахуванням особливостей функціонування існуючої метрологічної системи України.

У наукових виданнях вже з’явилися публікації, присвячені загальному аналізу відмінностей старої та нової редакцій Закону, обговоренню окремих завдань, що потребують розв’язання під час імплементації нового Закону [1, 2]. Але для більш ефективного використання нової редакції є доцільним більш ретельний критичний аналіз ще багатьох її проблемних положень. Саме ці питання розглядаються далі.

Нумерація пунктів визначення терміну у статті відповідає нумерації в новому Законі. У розділі I, стаття 1, терміни вживаються у таких значеннях.

У пункті 1, підпункт 1): “Вторинний еталон – еталон, установлений шляхом калібрування за пер-