УДК 681.518

Н. А. ЛЮБИМОВА
Харьковский национальный аграрный университет им. В. В. Докучаева

КОРРЕКЦИЯ МОДЕЛЕЙ ПЛАНИРОВАНИЯ И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ КОНТРОЛЯ С УЧЕТОМ НАРУШЕНИЙ СТАЦИОНАРНОСТИ ВЫБРОСОВ ДЫМОВЫХ ГАЗОВ ЭНЕРГОЕМКИХ ПРЕДПРИЯТИЙ

Представлена математическая модель прогнозирования экстремальных выбросов в случайных процессах загрязнения дымовых газов энергетических предприятий с коррекцией на нестационарность процессов. Описана процедура параметрического тестирования многокомпонентного процесса загрязнения при многопараметрическом контроле с учетом его экстраполированных значений. Предложенная модель контроля может быть использована при экологическом мониторинге выбросов в атмосферу энергоемких предприятий.

Ключевые слова: модель, прогнозирование, многокомпонентное, загрязнение, экология.

Н. О. ЛЮБИМОВА
Харківський національний аграрний університет ім. В. В. Докучаєва

КОРРЕКЦІЯ МОДЕЛЕЙ ПЛАНУВАННЯ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ КОНТРОЛЮ ІЗ УРАХУВАННЯМ ПОРУШЕНЬ СТАЦІОНАРНОСТІ ВИКИДІВ ДИМОВИХ ГАЗІВ ЕНЕРГОЄМНИХ ПІДПРИЄМСТВ

Представлена математична модель прогнозування екстремальних викидів у випадкових процесах забруднення димових газів енергетичних підприємств із корекцією на нестаціонарність процесів. Описана процедура параметричного тестування багатокомпонентного процесу забруднення при багатопараметричному контролі із урахуванням його екстрапольованих значень. Запропоновану модель контролю можливо використовувати при екологічному моніторингу викидів в атмосферу енергоємних підприємств.

Ключьові слова: модель, прогнозування, багатокомпонентне, забруднення, екологія.

N. A. LYUBYMOVA
Kharkov National Agrarien University named V. V. Dokuchaev

CORRECTION OF MODELS OF PLANNING AND FORECASTING OF CONTROL TAKING INTO ACCOUNT VIOLATIONS OF STATIONARITY OF EMISSIONS OF COMBUSTION GASES OF THE POWER-INTENSIVE ENTERPRISES

The mathematical model of forecasting of extreme emissions in casual processes of pollution of combustion gases of the power enterprises with correction on not stationarity of processes is presented. Procedure of parametrical testing of multicomponent process of pollution at multiple parameter control taking into account its extrapolated values is described. The offered model of control can be used at environmental monitoring of emissions in the atmosphere of the power-intensive enterprises.

Keywords: model, forecasting, multicomponent, pollution, ecology

Постановка проблемы

Повышение достоверности контроля объектов с динамическими свойствами – это проблема получения избыточной информации, содержащейся в случайных, обычно нестационарных по математическому ожиданию, измерительных сигналах. Такую избыточность могут дать методы обработки сигналов, учитывающие их связность и корреляционные свойства. При высокой связности, дополнительную информацию могут дать процедуры экстраполяции сигналов, однако, такая информация может быть утрачена из-за ошибок экстраполяции, возникающих при неадекватном выборе вероятностной модели сигнала или методически неправильных процедурах его обработки.

Анализ последних исследований и публикаций

Статистические процедуры прогнозирования (экстраполяции) находят широкое применение в задачах контроля надежности энергетического оборудования [1], при прогнозировании работоспособности, отказов, остаточного технического ресурса [2-4]. В основном используют регрессионные модели экстраполяции 1-го порядка (по условному математическому ожиданию [5,6]), или более сложные модели 2-го и 3-го порядка (по одной [7] или двум [8] точкам). Однако, все перечисленные модели базируются на симметричных законах распределения случайных сигналов и плохо работают, если нарушена их стационарность, вследствие искажений формы этих законов.

Цель статьи – показать возможность параметрической коррекции процедуры экстраполяций на несимметричность закона распределения случайного процесса и обосновать построение процедуры тестирования многомерного экстраполированного процесса при контроле его экстремальных выбросов.

Общая модель прогнозирования. Широко используются модели экстраполяции не по математическому ожиданию (регрессии), а по одному, максимум по двум точкам [7,8].

При этом достаточно знать нормированную автокорреляционную функцию $\rho(\tau)$ исследуемого процесса $x(t)$, его математическое ожидание m и дисперсию σ^2. Известный алгоритм статистического прогноза по одной точке [7], на интервале прогнозирования Θ, формирует предсказанное значение $\hat{x}(t_0 - m)$, отстоящее от предыдущего отсчета $x(t_0)$ на время Θ, как

$$\hat{x}(t_0 + \Theta) = m + \rho(\Theta)\left[x(t_0) - m\right]. \tag{1}$$

Если $x(t_0 + \Theta)$ - действительное значение процесса в момент времени $(t_0 + \Theta)$, то ошибка прогноза равна

$$\varepsilon(t_0 + \Theta) = x(t_0 + \Theta) - \hat{x}(t_0 + \Theta),$$

а дисперсия отклонения $\varepsilon(t_0 + \Theta)$ выражается формулой

$$D_\varepsilon = \sigma^2\left[1 - \rho^2(\Theta)\right]. \tag{2}$$

Поскольку $\rho(\Theta)$ – фактически нормированная автокорреляционная функция процесса $x(t)$, которая уменьшается от значения $\rho(\Theta = 0)$ =1 до $\rho(\Theta = \infty) = 0$, то дисперсия D_ε ошибки прогноза по одной точке $x(t_0)$ увеличивается от нуля (при Θ =0) до σ^2 (при $\Theta = \infty$).

Если Δt – интервал дискретизации процесса $x(t)$, то удобно представить дисперсию ошибки прогноза в виде

$$D_\varepsilon = \sigma^2\left[1 - \rho^2(\Delta t)\right]. \tag{3}$$

Последнее выражение указывает на то, что случайность появления значимой ошибки прогноза при малом Δt обусловлена случайностью значимого отклонения $x(t_0 + \Delta t)$ от математического ожидания m в стационарном процессе $x(t)$.

Коррекция модели прогнозирования. Математическая модель (1) экстраполяции 2-го порядка используется, главным образом, для построения прогностических фильтров для стационарных случайных сигналов. В таких моделях каждое спрогнозированное значение $x(t_0 + \Theta)$ ближе к математическому ожиданию m, чем значение предыдущее $x(t_0)$ Естественно, что и дисперсия D_ε отклонения $\hat{x}(t_0 + \Theta)$ от фактического значения $x(t_0 + \Theta)$ меньше, чем дисперсия σ^2 исходного процесса. Это является ограничением по применению модели прогнозирования (1) по отношению к случайным выбросам, поскольку последние попросту фильтруются.

Однако, если выбросы провоцируются нарушениями стационарности по математическому ожиданию (в интервале дискретизации Δt), то имеет смысл скорректировать спрогнозированное значение на величину априори известного параметра нестационарности Δ случайного процесса, учитывающего смещение его математического ожидания по отношению к его моде и медиане [7]:

$$\begin{cases} m_x = m, & \text{если } x(t) \in \omega_0, \\ m_x = m + \Delta, & \text{если } x(t) \in \overline{\omega}, \Delta = \text{const} \end{cases} \tag{4}$$

где Δ – параметр смещения (параметр нестационарности по математическому ожиданию);

или на величину оценки его среднего значения $\overline{m}_\Delta$:

$$\overline{m}_{\Delta} = (\sum_{i=1}^{k} \overline{u}_i \cdot \hat{p}_i) - m. \quad (5)$$

Учет такой коррекции представлен математической моделью

$$\hat{x}(t_0 + \Theta) = m + \Delta + \rho(\Theta)\left[x(t_0) - m\right]. \quad (6)$$

Естественно, что дисперсия ошибки прогноза возрастает, и будет определяться выражением

$$D_{\varepsilon k} = (\sigma^2 + \Delta^2)\left[1 - \rho^2(\Theta)\right]. \quad (7)$$

Модель прогнозирования (6) имеет смещение Δ и дополнительную дисперсию ошибки прогнозирования

$$D_{\Delta} = \Delta^2\left[1 - \rho^2(\Theta)\right] \quad (8)$$

Дополнительная дисперсия D_{Δ} тем меньше, чем меньше интервал прогнозирования Θ. Выражение (8) показывает, что дисперсия D_{Δ} максимальна и равна Δ^2, если $\Theta = \infty$. Отсюда следует, что при малых значениях времени Θ выигрыш от коррекции (по выражению 6) не снижается из-за появления составляющей D_{Δ} в дисперсии ошибки прогнозирования.

Можно показать, что прогнозирование выбросов, обусловленных локальной нестационарностью, процесса загрязнения тем эффективнее, чем больше компонент учитывается при контроле. Необходимо осуществлять прогнозирование выбросов не по одной, а по всем взаимно коррелированным компонентам процесса загрязнения, используя их как составляющие общего векторного процесса

$$\overline{x}(t) = (x_1(t), \ldots x_n(t)),$$

где $(x_1(t), \ldots x_n(t))$ - случайные процессы изменения во времени компонент $(x_1, \ldots x_n)$. Учет при прогнозировании составляющих вектора $\overline{x}(t)$, статистически эквивалентен увеличению объема выборки значений $(x_1(t_0), \ldots x_n(t_0)$, повышая структурно-информационную избыточность и увеличивая, в конечном счете, достоверность контроля. Общая процедура такого контроля может быть построена на применении операций суммирования центрированных и нормированных значений $\overset{\circ}{x}_1(t), \ldots \overset{\circ}{x}_n(t)$ и тестирования полученной суммы по критерию Стьюдента [10].

Параметрический тест на значимость нарушений стационарности

Такой тест реализует процедуру проверки статистических гипотез и включает следующие этапы:

1. Выбирается уровень значимости α (риск контроля первого рода).

2. задается статистическая модель отклонений экстраполированных значений $(\hat{x}_1(t_0), \ldots \hat{x}_n(t_0)$ вектора $\overline{x}(t)$ от своих математических ожиданий $m_1, \ldots m_n$ как $n-$ мерная нормально распределенная случайная величина $\overline{\Delta}$ с вектором–столбцом средних значений

$$m = \begin{vmatrix} m_1 \\ m_2 \\ \ldots \\ m_n \end{vmatrix},$$

и диагональной дисперсионной матрицей

$$S = \begin{vmatrix} \sigma^2{}_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2{}_2 & \dots & 0 \\ . & . & . & . \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2{}_n \end{vmatrix}.$$

Плотность распределения вектора отклонений $\overline{\Delta}$ имеет вид

$$f(\overline{\Delta}) = (2\pi)^{-n/2} |S|^{-1/2} \exp\left[-0{,}5(\overline{\Delta} - m) S^{-1} (\overline{\Delta} - m)\right].$$

3. Формулируются нулевая и альтернативная гипотезы

$$\mathrm{H}_0 = \overline{\Delta} = 0,$$
$$\mathrm{H}_1 = \overline{\Delta} \neq 0.$$

4. Выбирается критериальная статистика

$$t_{n-1} = n^{1/2} \cdot \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{\hat{x}_i(t_0) - m_i}{\sigma_i} \right], \tag{9}$$

в которой суммируются центрированные по математическому ожиданию и нормированные по дисперсии отклонения

$$\overset{\circ}{x}_i(t_0) \sim NORM(0{,}1), i = \overline{1,n}.$$

5. Выбирается критическая область $\overline{\omega}$ для статистики t

$$\overline{\omega} = (t_{n-1,\alpha}, \infty) \tag{10}$$

6. Принимают одно из двух решений

$$\begin{cases} \gamma_0: & \text{не отвергнуть гипотезу } \mathrm{H}_0, \text{ если } t \notin \overline{\omega} \\ \gamma_1: & \text{отвергнуть гипотезу } \mathrm{H}_0 \text{ (не отвергнуть гипотезу } \mathrm{H}_1), \text{ если } t \in \overline{\omega}. \end{cases} \tag{11}$$

Такой алгоритм тестирования реализует процедуру проверки статистических гипотез и позволяет оценить значимость нарушений стационарности.

Выводы

1. Использование скорректированной, в сторону увеличения математического ожидания, модели экстраполяции 2-го порядка, снижает риск контроля 2-го порядка β, при параметрическом тестировании результатов многомерной экстраполяции.

2. Уменьшение риска контроля β повышает мощность правила принятия решений и делает применение описанной скорректированной процедуры экстраполяции статистически обоснованным и более предпочтительным по отношению к другим процедурам экстраполяции.

3. Целесообразно при планировании и прогнозировании контроля выбросов и сбросов энергоемких предприятий использовать тестирование с учетом правила принятия решений на основе разработанного критерия, что обеспечивает заданную достоверность.

Список использованной литературы

1. Гук Ю.Б. Теория надежности в электроэнергетике/ Ю.Б.Гук / Л.: Энергоиздат, 1990. – 208 с.
2. Филипов М. В. Подходы к оценке остаточного ресурса технических объектов [Текст] / М.В.Филипов, А.С. Фурсов, В.В. Клюев / К.: Контроль. Диагностика. – 2006. – №8 (98). – С. 6-16.
3. Бондаренко В.Е. Оптимизация системы информационных показателей качества трансформаторного, для технического эксплуатационного контроля маслонаполненного энергетического оборудования / В.Е. Бондаренко, О.В. Шутенко / Х.:Інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті. – №2. – 2003. – С.46 – 50.

4. Надежность и эффективность в технике: Справочник в 10 т. / Ред сонет: В.С. Авдуевский (предс.) и др. – М.: Машиностроение, 1987. – Т.9: Техническая діагностика. Под. ред. В.В. Клюева, Г.П.Пархоменко. – 352 с.
5. Малайчук В.П. Обработка многомерных нестационарных случайных пространственно-временных рядов в задачах мониторинга. [Текст] / В.П. Малайчук, А.В. Мозговой // Методи та прилади контролю якості. – Івано-Франківськ. – 2005. – № 15. – с.90-93.
6. Щапов П.Ф. Планирование профилактического контроля маслонаполненного енергетического оборудования для выявления процессов старения с заданной достоверностью принятия решений // Х.: Электротехніка та електромеханіка. – 2005. – №3. – С. 65 – 68.
7. Щапов П. Ф. Многоканальная термометрия при прогнозировании состояний термодинамических систем // сник НТУ «ХПІ»: Зб. Наук. праць. Тематичний випуск: Автоматика та приладобудування. – 2003. – №7. – Т.3. – С.155-160.
8. Пат. 60390 Украина, МПК G06G7/30 Цифровий оптимальний екстраполятор нестаціонарного трафіку комп'ютерних мереж / Гузій М. М. , Андреєв О. В., Ігнатов В. О., Андрєєв В. ; заявник та патентовласник Національний авіаційний університет. – №201006549; заявл. 28.05.2010; опубл. 25.06.2011. – Бюл. №12. – 2011 р.
9. Вентцель Е.С. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения / Е.С. Вентцель, Л.А. Овчаров – М.: Высшая школа. – 2000 – 383 с.
10. Поллард Дж. Справочник по вычислительным методам статистики / Пер. с англ. В.С.Занадворова; под ред. и с предисл. Е.М.Четыркина. – М.: Финансы и статистика. – 1982. – 344 с., илл.