

Strelkin. *Magnitnyj separator*. No 4129502 / 23-03 ; zajavl. 03.10.1986 ; opubl. 23.08.1989, Bjul. No 31. Print. **10.** A.s. 1338895 SSSR, MKI3 V 03 S 1 / 30. Karmazin V. V. and I. M. Rozhkov. *Magnitnyj separator*. No 4056550 / 22-03 ; zajavl. 14.04.1986 ; opubl. 23.09.1987, Bjul. No 35. Print. **11.** A.s. 1351678 SSSR, MKI3 V 03 S 1 / 30. Karmazin V. V. and I. M. Rozhkov. *Magnitnyj separator dlja obogashhenija slabomagnitnyh rud*. No 4079662 / 22-03 ; zajavl. 23.06.1986 ; opubl. 15.11.1987, Bjul. No 41. Print. **12.** A.s. 1532080 SSSR, MKI3 V 03 S 1 / 08. Vasil'ev E. G. et al. *Magnitnyj separator*. No 4393268 / 22-03 ; zajavl. 16.03.1988 ; opubl. 30.12.1989, Bjul. No 48. Print. **13.** A.s. 580905 SSSR, MKI3 V 03 S 1 / 08. Kravec B. A. *Poligradientnyj elektromagnitnyj separator*. No 1918961 / 22-03 ; zajavl. 11.05.1973 ; opubl. 25.11.1977, Bjul. No 43. Print. **14.** A.s. 345970 SSSR, M1. Kl. V 03 S 1 / 30. Izmodjonov Ju. A., L. S. Lagunova and N. Ja. Topychkanov. *Magnitnyj fil'tr*. No 1452150 / 23-26 ; zajavl. 15.06.1970 ; opubl. 28.07.1972, Bjul. No 23. Print.

Поступила (received) 05.04.2014

УДК 616 – 073.65

Н. А. ЛЮБИМОВА, канд. техн. наук, доцент ХНАУ
им. В. В. Докучаева, Харьков

ПРИМЕНЕНИЕ МОДЕЛЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПРИ МНОГОМЕРНОМ КОНТРОЛЕ ПРОЦЕССОВ ЗАГРЯЗНЕ- НИЯ

Представлены результаты сравнительного анализа дисперсии ошибок прогнозирования (экстраполяции второго порядка) для двух вариантов обработки первичной информации при контроле многомерных (многокомпонентных) процессов промышленного загрязнения окружающей среды. Особенность исследуемой модели прогнозирования – коррекция условного математического ожидания случайного вектора входных сигналов на величину параметра нестационарности, учитывающего асимметрию закона распределения контролируемого процесса. Предложенная модель контроля может быть использована в экологическом мониторинге энергоемких предприятий.

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

Введение. Технологический процесс является основой любого производства. Он обеспечивает целенаправленное последовательное изменение свойств сырья, полупродуктов, вспомогательных материалов для получения нового продукта с заранее заданными свойствами. Технологический регламент является основным техническим документом, определяющим рецептуру, режим и порядок проведения операций технологического процесса. В специальном разделе регламента перечисляются все отходы производства (твердые, жидкие, газообразные), используемые и неиспользуемые, указываются их количества и технические характеристики. В регламенте дан перечень сточных вод и вы-

© Н. А. Любимова, 2014

бросов в атмосферу, указаны их количества, нормы содержания примесей, применяемые методы обезвреживания, а также меры по устранению нарушений режимов очистки стоков и выбросов в атмосферу. Для обеспечения технологического регламента при многомерном контроле выбросов и сбросов отходов энергоемких и энергетических предприятий необходимо совершенствовать модели прогнозирования. Это также даст возможность безаварийной работе предприятия и выполнению норм природопользования.

Постановка проблемы. Если рассматривать многокомпонентный процесс загрязнения как объект контроля и прогнозирования выбросов, то следует отметить принципиальное отличие такого объекта от многомерных (векторных) случайных процессов с прогрессирующей нестационарностью по математическому ожиданию.

Наличие в многокомпонентном процессе загрязнения хотя бы одного экстремального выброса по любой из компонент указывает на модель случайных скачкообразных изменений нестационарности по математическому ожиданию (и, возможно, по дисперсии). Регрессионные модели экстраполяции таких выбросов – неприемлемы, поскольку связаны с фильтрацией и использованием значительных выборок, распределенных во времени наблюдения.

Контроль многокомпонентного процесса связан с его параметрическим тестированием на базе критериальной статистики, в которой операция суммирования учитывает результаты измерений значений составляющих входного вектора.

Выбор приоритетной вычислительной процедуры:

- а) «суммирование – прогноз полученной суммы - тестирование»;
- б) «прогноз отдельно по составляющим – суммирование экстраполированных значений - тестирование»,

является достаточно сложной задачей оптимизации по минимуму дисперсии ошибки прогноза и заслуживает корректного статистического исследования.

Анализ литературы. Методы статистического прогноза (экстраполяции) случайных процессов достаточно широко используют в задачах контроля технического состояния сложных объектов, в машиностроении [1, 2], энергетике [3,4,5], когда контролируемые процессы узкополосны и имеют широкие автокорреляционные функции. Дискретизированные отсчеты таких процессов отличаются высокой связностью, что позволяет, используя регрессионные модели экстраполяции [6, 7], осуществлять прогнозирование параметрических отказов, работоспособности и остаточного ресурса промышленных технических объектов [8, 9]. Однако, все перечисленные методы не сопровождаются

обоснованием выбора последовательности вычислительных процедур, особенно, если имеются варианты их практического применения.

Цель статьи – описание модели статистического анализа вычислительных операций прогнозирования векторного случайного процесса, когда по результатам прогноза принимается решение о соответствии процесса контрольным нормативам.

Модель прогнозирования. В известной процедуре экстраполяции второго порядка [11], спрогнозированное на время экстраполяции Θ значение случайного процесса $x(t)$ равно:

$$\hat{x}(t_0 + \Theta) = m + \rho(\Theta)[x(t_0) - m], \quad (1)$$

где $x_0(t)$ - последний отсчет процесса в момент времени t_0 ;

m - условное математическое ожидание процесса;

$\rho(\Theta)$ - нормированный коэффициент линейной корреляции между двумя отсчетами процесса $x(t)$, разделенных интервалом времени Θ .

Если к математическому ожиданию m добавить поправку Δ , учитывающую асимметрию закона распределения процесса $x(t)$, то новая модель экстраполяции примет вид

$$\hat{x}(t_0 + \Theta) = m + \Delta + \rho(\Theta)[x(t_0) - m], \quad (2)$$

Модель двухэтапных вычислительных процедур прогнозирования.

Можно выделить два варианта использования вычислительных процедур при многомерном прогнозировании выбросов в многокомпонентных процессах загрязнения.

а). Предварительное суммирование пронормированных процессов

$$\overset{\circ}{x}_1(t), \dots, \overset{\circ}{x}_n(t)$$

$$\psi(t_0) = \sum_{i=1}^n \overset{\circ}{x}_i(t_0), \quad (3)$$

и экстраполяция значения полученной суммы на интервал Θ

$$\hat{\psi}(t_0 + \Theta) = \rho_{\psi}(\Theta) \cdot \psi(t_0). \quad (4)$$

б). Экстраполяция значений каждого из i процессов ($i = \overline{1, n}$) $\overset{\circ}{x}_1(t), \dots, \overset{\circ}{x}_n(t)$ на интервал Θ

$$\hat{x}_i(t_0 + \Theta) = \rho_i(\Theta) \cdot \overset{\circ}{x}_i(t_0), \quad (5)$$

И суммирование про экстраполированных значений

$$\psi_{\Sigma}(t_0 + \Theta) = \sum_{i=1}^n \hat{x}_i(t_0 + \Theta). \quad (6)$$

Исследуем дисперсии ошибок прогнозирования $D^{(a)}_{\varepsilon}$ и $D^{(b)}_{\varepsilon}$ для вариантов а) и б) вычислительных процедур, с учетом использования скорректированной, на величину параметра нестационарности Δ , модели прогнозирования

$$\hat{x}(t_0 + \Theta) = m + \Delta + \rho(\Theta)[x(t_0) - m] \quad (7)$$

Вариант а). Дисперсия суммы $\psi(t_0)$, выражение (1), равна

$$D_{\psi} = n + \sum_{i=1}^n \Delta^2_i, \quad (8)$$

где Δ_i - параметр нестационарности процесса $x_i(t)$,

($i = \overline{1, n}$).

Нормированная автокорреляционная функция случайного вектора $\bar{x}(t)$ определяется суммой ковариаций (ненормированных автокорреляционных функций) составляющих $x_1(t), \dots, x_n(t)$ вектора $\bar{x}(t)$, отнесенных к дисперсии D_{ψ} :

$$\rho_{\psi} = (n + \sum_{i=1}^n \Delta^2_i)^{-1} \sum_{i=1}^n k_{x_i t}(\Theta) \quad (9)$$

Дисперсия ошибки многомерного прогноза по варианту а), в общем случае, равна:

$$D^{(a)}_{\varepsilon} = D_{\psi} [1 - \rho_{\psi}^2(\Theta)]$$

С учетом выражений (8), (9) получим

$$D^{(a)}_{\varepsilon} = n + \sum_{i=1}^n \Delta_i^2 - (n + \sum_{i=1}^n \Delta_i^2)^{-1} \left[\sum_{i=1}^n k_{x_{it}}(\Theta) \right]^2. \quad (10)$$

Вариант б). Дисперсия ошибки прогноза для i -го процесса $x_i(t)$, с учетом его нормировки, равна

$$D_{\varepsilon i} = (1 + \Delta_i^2) \left[1 - (1 + \Delta_i^2)^{-2} K_{x_{it}}^2(\Theta) \right] \quad (11)$$

Дисперсия суммы величин $D_{\varepsilon i}, i = \overline{1, n}$ определяется выражением

$$D^{(\delta)}_{\varepsilon} = n + \sum_{i=1}^n \Delta_i^2 - \sum_{i=1}^n K_{x_{it}}^2(\Theta). \quad (12)$$

Для уточнения, какая из дисперсий $D^{(a)}_{\varepsilon}$ или $D^{(\delta)}_{\varepsilon}$ минимальна, найдем их разность

$$e = D^{(a)}_{\varepsilon} - D^{(\delta)}_{\varepsilon} \quad (13)$$

и определим ее знак.

Подставляя выражения (10) и (12) для $D^{(a)}_{\varepsilon}$ и $D^{(\delta)}_{\varepsilon}$ в уравнение (13), получим:

$$e = n \left\{ \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_{x_{it}}^2(\Theta) \right] - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_{x_{it}}(\Theta) \right]^2 \right\} + \left[\sum_{i=1}^n K_{x_{it}}(\Theta) \right]^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{1}{n + \sum_{i=1}^n \Delta_i^2} \right] \quad (14)$$

Выражение в фигурных скобках сомножителя в первом слагаемом – это дисперсия ковариации $K_{x_{it}}(\Theta)$, которая всегда положительна

$$D_K = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_{x_{it}}^2(\Theta) \right] - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_{x_{it}}(\Theta) \right]^2 > 0. \quad (15)$$

Положительным является и второе слагаемое в правой части выражения (14), поскольку:

$$\left\{ \begin{array}{l} \left[\sum_{i=1}^n K_{x_i t}(\Theta) \right]^2 > 0 \\ \frac{1}{n} - \frac{1}{n + \sum_{i=1}^n \Delta_i^2} > 0 \end{array} \right. \quad (16)$$

Неравенства (15) и (16) показывают, что разность e (13) положительна, а следовательно,

$$D^{(a)}_{\varepsilon} > D^{(\bar{\sigma})}_{\varepsilon}. \quad (17)$$

Следует отметить, что $e > 0$, т. е. условие (17) - справедливо независимо от соотношений между корреляционными функциями $K_{x_i t}(\Theta)$, $i = \overline{1, n}$, даже если они одинаковы, т. е.:

$$K_{x_1 t}(\Theta) = \dots = K_{x_n t}(\Theta), \quad (18)$$

если не равны нулю параметры нестационарности Δ_i

$$\Delta_i \neq 0 \text{ для всех } i = \overline{1, n}. \quad (19)$$

Если же вместо скорректированной модели прогноза (2) использовать традиционную модель (1), то условие (18) приводит к равенству дисперсий $D^{(a)}_{\varepsilon}$ и $D^{(\bar{\sigma})}_{\varepsilon}$

$$D^{(a)}_{\varepsilon} = D^{(\bar{\sigma})}_{\varepsilon},$$

что устраняет различия между вариантами а) и б), снимая вопрос минимизации, за счет выбора структуры вычислительных процедур, дисперсии ошибки прогноза.

Если же корреляционные функции процессов $x_1(t), \dots, x_n(t)$ неодинаковы, то разность e , выражение (13), всегда положительна, а вариант б) тем предпочтительнее, чем больше величины $\Delta_1, \dots, \Delta_n$ в скорректированной модели прогноза

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

Модель контроля экстраполированного процесса.

Вариант б) процедуры многомерной экстраполяции может быть задан оператором $L\{x(t_0), \Theta\}$, реализующим модель (2) с учетом остаточного отклонения ε , дисперсия которого минимизирована и определяется выражением (12):

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

Остаток ε можно использовать для принятия решений γ_0 (процесс $x(t)$ соответствует норме), γ_1 (процесс норме не соответствует).

Правило выбора решения, при уровне значимости $\alpha = 0,05$, следующее:

$$\begin{aligned} \gamma_0: & \text{если } \varepsilon \in (-1,96\sqrt{D^{(\delta)}}; 1,96\sqrt{D^{(\delta)}}); \\ \gamma_1: & \text{если } \varepsilon \notin (-1,96\sqrt{D^{(\delta)}}; 1,96\sqrt{D^{(\delta)}}). \end{aligned}$$

Выводы. Проведенный сравнительный анализ вариантов вычисленных процедур преобразования первичной информации в результаты контроля показывает, что:

1. при использовании экстраполяции (прогнозирующих фильтров) следует учитывать последовательность этапов преобразования;
2. более эффективны при контроле случайных процессов процедуры кратковременного прогнозирования.

Список литературы: 1. Диментберг М. Ф. Случайные процессы в динамических системах с переменными параметрами. – М.: Наука, 1989. – 176 с. 2. Динамика транспортно-тяговых колесных и гусеничных машин / Е.Е.Александров, Д. О. Волонцевич, В. А. Карпенко, А. Т. Лебедев и др. / Х.: Из-во ХГФДЕУ (ХАДИ), 2001. – 642 с. 3. Бондаренко В.Е. Повышение эффективности эксплуатационного измерительного контроля трансформаторных масел: Монография / В.Е. Бондаренко, П.Ф. Шапов, О.В.Шутенко. – Х.: НТУ "ХПИ", 2007. – 452 с. 4. Шутенко О. В. Снижение неопределенности результатов испытаний при синтезе моделей старения трансформаторных масел / О. В.Шутенко, В. Е.Бондаренко, П. Ф. Шапов / 2 НТС «Неопределенность измерения: нормативные, научные, методические и производственные аспекты». -Х.: ХНУРЭ, 2005. – С. 85 – 87. 5. Шапов П. Ф. Дисперсионный анализ линейных моделей старения трансформаторных масел / П. Ф. Шапов, О. В. Шутенко, Д. В. Бондаренко / Интегровани технології та енергозбереження. – Х.: НТУ «ХП». – 2003. - №4. – С. 92 – 97. 6. Малайчук В.П. Обработка многомерных неста-

ционарных 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. 7. Щапов П. Ф. Планирование профилактического контроля маслonaполненного энергетического оборудования для выявления процессов старения с заданной достоверностью принятия решений /П.Ф.Щапов/ Х.: Электротехника та електромеханіка.- 2005. - №3.- С. 65 – 68.8. 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. 9. Бондаренко В. Е. Оптимизация системы информационных показателей качества трансформаторного, для технического эксплуатационного контроля маслonaполненного энергетического оборудования / В. Е. Бондаренко, О.В.Шутенко / Х.:Інформаційно-керуючі системи на залізничному транспорті. №2– 2003. – С. 46 – 50. 10. Надежность и эффективность в технике: Справочник в 10 т. / Ред сонет: В. С. Авдеевский (предс.) и др. – М.: Машиностроение, 1987 – Т.9:Техническая діагностика. Под.. ред. В.В.Клюева, Г. П. Пархоменко. – 352 с. 11. Щапов П. Ф. Многоканальная термометрия при прогнозировании сосотояний термодинамических систем /П. Ф. Щапов/ Вісник НТУ «ХПІ»: 36. Наук. праць. Тематичний випуск: Автоматика та приладобудування. – 2003. - №7. – Т.3. – С.155-160. 12. Любимова Н.А. Информационный анализ процедур контроля загрязняющих выбросов энергоемких предприятий / Н.А. Любимова. – Технологический аудит и резервы производства // Технологический аудит и резервы производства. – 2014.№2/1 (16). – С. 8-11.

Bibliografy (transliterated): 1. Dimentberger M. F. *Random processes in dynamical systems with variable parameters*. - Moscow: Nauka, 1989. 2. *Dynamics of transport and traction of wheeled and tracked vehicles* Е.Е.Aleksandrov , D.O.Volontsevich, V. A. Karpenko, T. Lebedev et al H.: Out- of HGFDEU (HADI), 2001. 3. Bondarenko V. E. *Improving the efficiency of the operational control of the measuring transformer oils* : Monograph V. E. Bondarenko, P. F. Shchapov , O. V. Shutenko . - H.: NTU "KPI", 2007. 4. Shutenko O. V. *Reduced uncertainty of test results in the synthesis models of aging transformer oil* O.V.Shutenko , V.E.Bondarenko , PF Shchapov 2 NTS " Measurement uncertainty : regulatory, scientific , methodological and operational aspects." – Kharkov.. : KNURE 2005. - 85–87, Print. 5. Shchapov PF ANOVA linear models of aging transformer oil P. F. Shchapov, O. V. Shutenko, D. V. Bondarenko *Integrovani tehnologii that energoberezhennya*. - H.: NTU "KhPI ." - 2003. No4. 92-97, Print. 6. Malaychuk V. P. Processing of multidimensional non-stationary random space- time *Series in the monitoring problems* . [Text] V. P. Malaychuk , AV Brainstorming / Method that adjusted the control yakosti. - Ivano-Frankivsk. No15. 2005. 90- 93. Print 7. Shchapov P. F. *Planning preventive control of oil-filled equipment Emulcifying to identify aging with a given decision-making reliability* H.: Elektrotehnika that elektromehanika. No 3. 2005. 65-68. Print. 8. Filipov M.V. *Approaches to residual life assessment of technical objects* [Text] K.: Control. Diagnostics. No 8(98). 2006. 6-16. Print 9. Bondarenko V. E. *System optimization information of quality transformer, for technical operational control of oil-filled power equipment: Informatsiyno - keruyuchi system on zaliznichnomu transport*. No 2. 2003. 46-50. Print 10. Reliability and efficiency in engineering: Reference 10 tons Red sonnet : V. S. Avdееvskii (preds.), etc. – Moscow. Mechanical Engineering . 1987. Vol. 9. Technical diagnostika . Under. Ed. V.V. Klyueva , G. P. Parkhomenko. 352. Print. 11. Shchapov P. F. *Multichannel sosotoyanie thermometry in predicting thermodynamic systems*. News NTU "KhPI " : SC . Sciences . Prace. Tematichnee Preview Issue: Automation that priladobuduvannya. No7. 2003. Vol. 3. 155-160. Print. 12. Lyubimova N. A. *Information analysis procedures for monitoring pollutant emissions intensive enterprises*. Technology audit and production reserves . No 2/1(16). 2014. 8 - 11. Print.

Поступила (received) 05.04.2014