

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 jelektromagnitnyj 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 приме-сей, применяемые методы обезвреживания, а также меры по устране-нию нарушений режимов очистки стоков и выбросов в атмосферу. Для обеспечения технологического регламента при многомерном контроле выбросов и сбросов отходов энергоемких и энергетических предприя-тий необходимо совершенствовать модели прогнозирования. Это так-же 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 мно-гомерных (векторных) случайных процессов с прогрессирующей не-стационарностью по математическому ожиданию.

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

Контроль многокомпонентного процесса связан с его параметри-ческим 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 экстра-полированных значений - тестирование»,

является достаточно сложной задачей оптимизации по минимуму дисперсии ошибки прогноза и заслуживает корректного статистиче-ского исследования.

Анализ литературы. Методы статистического прогноза (экстра-поляции) случайных процессов достаточно широко используют в зада-чах контроля технического состояния сложных объектов, в машино-строении [1, 2] , энергетике [3,4,5], когда контролируемые процессы узкополосны и имеют широкие автокорреляционные функции. Дискре-тизированные отсчеты таких процессов отличаются высокой связно-стью, что позволяет, используя регрессионные модели экстраполяции [6, 7], осуществлять прогнозирование параметрических отказов, рабо-тоспособности 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 ($i = \overline{1, n}$) $x_1(t), \dots, x_n(t)$ на интервал Θ

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

И суммирование по экстраполированным значениям

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

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} :

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

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

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

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 множителя 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:

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

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

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

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 $D^{(b)}_{\varepsilon}$

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

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. Щапов, 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. Щапов / 2 НТС «Неопределенность измерения: нормативные, научные, методические и производственные аспекты». -Х.: ХНУРЭ, 2005. – С. 85 – 87. 5. Щапов П. Ф. Дисперсионный анализ линейных моделей старения трансформаторных масел / П. Ф. Щапов, О. В. Шутенко, Д. В. Бондаренко / Интегровані технології та енергозбереження. – Х.: НТУ «ХП». – 2003. - №4. – С. 92 – 97. 6. Малайчук В.П. Обработка многомерных неста-

ционных 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/ X.: 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 / X.: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. Авдуевский (предс.) и др. – М.: Машиностроение, 1987 – Т.9:Техническая диагностика. 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.Александров , 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 tehnologiiı 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. Avduevskii (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