

П.Ф. ЩАПОВ, докт. техн. наук, НТУ «ХПИ»
Р.П. МИГУЩЕНКО, канд. техн. наук, НТУ «ХПИ»
М.И. ШПАРЁВА, Харьков

СТАТИСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ БЕЗДЕМОНТАЖНОГО КОНТРОЛЯ ПОГРЕШНОСТЕЙ ПЕРВИЧНОГО ИЗМЕРИТЕЛЬНОГО ПРЕОБРАЗОВАНИЯ ИЗМЕРИТЕЛЬНОГО ПРЕОБРАЗОВАТЕЛЯ

Рассмотрена статистическая модель бездемонтажного контроля погрешностей резервированных первичных измерительных преобразователей, позволяющая контролировать постоянство их систематических и случайных составляющих, без отключения преобразователей на поверку. Представлены результаты статистического моделирования, подтверждающих эффективность использования разностной остаточной дисперсии, как статистики контроля погрешностей измерительного преобразования

Ключевые слова: преобразование, контроль, дисперсия, статистическое моделирование.

1. Постановка проблемы. Бездемонтажный контроль точности измерительных преобразователей (без отключения последних на поверку) возможен при использовании специально организованных тестовых воздействий или структурно-алгоритмических методов обнаружения и коррекции погрешностей. При этом входные измеряемые величины должны быть статичны, а в состав средств контроля должны входить образцы или физически реализуемые модели контролируемых параметров или величин. Структурная избыточность тогда дополняется избыточностью информационной, что удорожает контроль, и делает его избирательным по отношению к той или иной части диапазона измеряемых величин. Однако, такие условия контроля точности первичных преобразователей, будут проблематичными, если техническое состояние объекта характеризуется нестационарностью, а измеряемые величины представляют собой случайные переходные процессы.

2. Анализ литературы. В настоящее время для бездемонтажного контроля применяются алгоритмические и структурные модели коррекции погрешностей первичных преобразователей, которые эксплуатируются в ИИС управления [1], в автоматизированных системах контроля [2, 3]. Методы и модели автоматического обнаружения и коррекции погрешностей особенно полно используются и для преобразователей температуры [4, 5]. Следует добавить, что во всех случаях подобного контроля необходимо наличие физически реализуемых образцов или моделей физических величин, обладающих заранее заданными свойствами.

© П.Ф. Щапов, Р.П. Мигущенко, М.И. Шпарёва 2014

3. Цель статьи. Раскрытие возможностей статистического подхода к получению информации об изменении погрешностей первичных преобразователей по изменению вероятностных свойств остаточного шума последних, когда входные величины являются функциями времени.

4. Статистическая модель информационных преобразований. Рассмотрим известную структурную модель пространственного усреднения случайных погрешностей [6], реализованную в виде постоянно резервированной структуры изображенной на рис. 1 и состоящей из двух преобразователей.

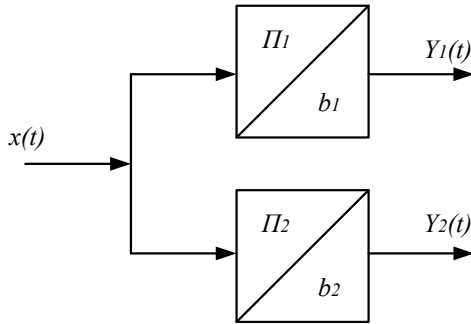


Рис. 1 – Параллельная структура постоянного резервирования

Зададим модель изменений входного сигнала $x(t)$ в виде случайного процесса с линейной нестационарностью среднего значения $\hat{x}(t_i) = A + B \cdot t_i$ и стационарным шумом $\varepsilon_i, i = \overline{1, N}$:

$$x(t_i) = A + B \cdot t_i + \varepsilon_i, \tag{1}$$

где A, B – постоянные коэффициенты, причем:

$$M[\varepsilon_i] = 0, M[\varepsilon_i^2] = \sigma_\varepsilon^2, M[\varepsilon_i \cdot \varepsilon_k] = 0, \tag{2}$$

для всех $i \neq k$, и $\varepsilon_i \sim NORM(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Преобразователи Π_1, Π_2 реализуют линейную (для простоты) функцию измерительного преобразования с чувствительностями δ_1, δ_2 , соответственно, и случайной погрешностью $z_j, j = \overline{1, 2}$. Вероятностные свойства погрешности z_j аналогичны условиям (2), в частности: $M[z_j] = 0; M[z_j^2] = \sigma_z^2$, а выходной сигнал j -того преобразователя – это линейная регрессионная модель вида:

$$Y_j(t_i) = b_j \cdot x(t_i) + z_{ji}. \tag{3}$$

Если во входном сигнале $x(t)$ присутствует динамика ($B \neq 0$), то появляется возможность оценки корреляционных свойств выходных сигналов $y_j(t_i)$ преобразователей Π_1, Π_2 , а, следовательно, и оценки отклонений чувствительностей b_1, b_2 от средней $b_c = 0,5(b_1 + b_2)$. Для этого достаточно использовать случайные отклонения сигналов $y_j(t_i)$, $j = \overline{1,2}$ от среднего арифметического:

$$\bar{y} = (2N)^{-1} \sum_{j=\overline{1,2}} \sum_{i=1}^N y_{ji}. \quad (4)$$

Тогда статистика контроля примет вид:

$$\Delta = N \sum_{j=\overline{1,2}} \sum_{i=1}^N (y_j(t_i) - \bar{y})^2. \quad (5)$$

Если пренебрегать, для простоты анализа, аддитивными погрешностями преобразования (это решенная задача для классического пространственного усреднения [6]), то, с учетом выражений (1) и (3), можно определить дисперсию статистики Δ :

$$\sigma_{\Delta}^2 = B^2 \cdot \sigma_t^2 \cdot \sigma_b^2 + B^2 \cdot \sigma_b^2 \cdot m_t + \sigma_{\varepsilon}^2 \sigma_b^2 + \sigma_z^2. \quad (6)$$

В выражении (6) имеем:

σ_t^2, \bar{t} – дисперсия и среднее времени наблюдения сигнала $x(t)$;

m_t – среднее значение времени наблюдения;

$$\sigma_b^2 = \sum_{j=1}^2 (b_j - \bar{b})^2; \quad (7)$$

$$\bar{b} = 0.5 \sum_{j=1}^2 b_j;$$

$$\overline{\sigma_z^2} = \sum_{j=1}^2 \sigma_{z_j}^2 = N^{-1} \sum_{j=\overline{1,2}} \sum_{i=1}^N z_{ji}. \quad (8)$$

Если учесть дискретизацию времени t_i наблюдения сигнала $x(t_i)$, при равномерных отсчетах $i = \overline{1, N}$, то выражение (6) примет вид статистической модели параметра контроля случайных (дисперсия $\overline{\sigma_z^2}$) и мультипликативных (дисперсия σ_b^2) погрешностей измерительного преобразования:

$$\sigma_{\Delta}^2 = \frac{2(2N-1)}{(N-1)} \cdot B^2 \cdot \sigma_t^2 \cdot \sigma_b^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \cdot \sigma_b^2 + \overline{\sigma_z^2}. \quad (9)$$

5. Свойства статистической модели параметра контроля:

1) Увеличение σ_t^2 (времени наблюдения сигнала $x(t)$ при условии $B \neq 0$) повышает возможность обнаружения изменений в отклонениях b_j , $j = \overline{1,2}$, от среднего значения \bar{b} .

2) Контроль изменений случайных погрешностей $\overline{\sigma_z^2}$ можно обеспечить, задав $B=0$, для входного сигнала $x(t)$ и снизив его дисперсию σ_{ε}^2 , что приведет к уже известному классическому методу пространственного усреднения (уменьшение аддитивных погрешностей [6]). В этом случае исчезают первое и второе слагаемые в выражении (9) и минимизируется третье слагаемое этого же выражения.

3) В выражении (9) значение статистики σ_{Δ}^2 определяется случайными оценками σ_{ε}^2 и σ_z^2 . Величины N , B^2 , σ_t^2 , и σ_b^2 – не случайны, причем σ_b^2 имеет смысл представить в форме выражения (7), в котором разности $(b_j - \bar{b})$ – это детерминированные величины, а средняя чувствительность \bar{b} должна быть нормой, не зависящей от времени эксплуатации преобразователей. Тогда ширина δ допускового интервала для параметра контроля σ_{Δ}^2 будет определяться среднеквадратическими отклонениями оценок дисперсии σ_{ε}^2 и σ_{Δ}^2 , и заданным уровнем значимости α . При больших N ($N > 100$ [7]) ширина δ определится выражением:

$$\delta = 2K_{1-\alpha} \sqrt{\frac{2}{N} (\sigma_{\varepsilon}^4 \sigma_b^4 + \sigma_z^4)}, \quad (10)$$

где $K_{1-\alpha}$ – квантильный коэффициент доверия [8], который при $\alpha=0,05$ равен $K_{1-\alpha} = 1.96$.

Из выражения (10) следует, что увеличение числа измерений уменьшает ширину допускового интервала.

6. Статистическое моделирование процедур контроля. Для генерации входного измеряемого сигнала $x(t)$ использовались последовательности нормально распределенных псевдослучайных чисел, подвергаемых линейному преобразованию (1), для разных вариантов значений B и $N(A=0)$.

Среднеквадратические отклонения для E и Z принимались равными $\sigma_{\varepsilon} = \sigma_{z_1} = \sigma_{z_2} = 0.1$.

Таблица 1.– Результаты моделирования процедур бездемонтажного контроля (чувствительность $b_1 = 1$)

| Параметры входного сигнала | Количество результатов измерений (N) | Границы зоны допуска на параметр σ_{Δ}^2 | | Чувствительность b_2 | Среднее значение параметра σ_{Δ}^2 (моделирование) | Решение |
|----------------------------|--------------------------------------|--|----------------------|------------------------|--|------------|
| | | δ_n | δ_e | | | |
| A=0 B=1 | 20 | $13,7 \cdot 10^{-3}$ | $26,3 \cdot 10^{-3}$ | 1 | $19,12 \cdot 10^{-3}$ | γ_0 |
| | | | | (0,9÷1,1) | $(680,32 \div 774,78) \cdot 10^{-3}$ | γ_1 |
| | 40 | $15,6 \cdot 10^{-3}$ | $24,5 \cdot 10^{-3}$ | 1 | $14,88 \cdot 10^{-3}$ | γ_0 |
| | | | | (0,9÷1,1) | $(2,26 \div 2,74) \cdot 10^{-1}$ | γ_1 |

В табл. 1 представлены результаты моделирования процедур контроля, с решениями:

γ_0 – мультипликативные погрешности преобразователей Π_1, Π_2 соответствуют норме;

γ_1 – имеется значимое расхождение между мультипликативными погрешностями преобразователей.

Если δ_n, δ_e – нижняя и верхняя границы допускового интервала на параметр контроля σ_{Δ}^2 , то решения γ_0 и γ_1 соответствуют условиям [2]:

$$\begin{cases} \gamma_0 : \sigma_{\Delta}^2 \in (\delta_n, \delta_e); \\ \gamma_1 : \sigma_{\Delta}^2 \notin (\delta_n, \delta_e). \end{cases} \quad (11)$$

Из табл. 1 видно, что увеличение числа измерений N повышает чувствительность контроля (для $N=20$ имеем $\sigma_{\Delta}^2 = (680,32 \div 774,78) \cdot 10^{-3}$, а для $N=40$, $\sigma_{\Delta}^2 = (2,26 \div 2,74) \cdot 10^{-1}$).

7. Вывод. Статистическая модель (9) указывает на принципиальную возможность обнаружения изменений мультипликативных погрешностей резервированных первичных преобразователей без отключения последних на проверку, на основе использования случайных входных сигналов с регулируемые уровнями нестационарности по их математическому ожиданию.

Список литературы. 1. Кондрашов С. I. Методи підвищення точності систем тестових випробувань електричних вимірювальних перетворювачів у робочих режимах: Монографія / С. I. Кон-

драшов. – Х.: НТУ «ХП», 2004. – 224 с. **2.** Володарський Є. Т. Метрологічне забезпечення вимірювань і контролю / Є. Т. Володарський, В. В. Кухарчук, В. О. Поджаренко, Г. Б. Сердюк. – Вінниця: Велес, 2001. – 219 с. **3.** Туз Ю. М. Автоматическая коррекция погрешностей и расширение функциональных возможностей цифровых вольтметров и мультиметров / Ю. М. Туз, В. В. Литвих // Измерения, контроль и автоматизация: Научно-технический сборник Выпуск 1 (65). – М.: Информприбор, 1988. – С. 1–15. **4.** Головка Д. Б. Структурно-алгоритмічні методи підвищення точності вимірювання температури / Д. Б. Головка, Ю. О. Скрипник, Г. І. Хімічева. – К.: ФАДА ЛТД, 1999 – 2006 с. **5.** Березький О. Спосіб прогнозування похибки дрейфу термоелектроперетворювачів / О. Березький // Зб. Наук. Праць НУ «Львівська політехніка»; вимірювальна техніка та метрологія. – 2001. – №58. – С. 72-75. **6.** Орнатский П. П. Теоретические основы информационно-измерительной техники / П. П. Орнатский. – К.: Вища школа, 1983. – 455 с. **7.** Смирнов Н. В. Курс теории вероятностей и математической статистики для технических приложений / Н. В. Смирнов, И. В. Дунин-Барковский. – М.: Наука. Главная ред. физматлитературы, 1969. – 512 с. **8.** Чинков В. М. Основы метрологии та вимірювальної техніки: [навч. посібн., 2-е вид., перероб. і доп.] / В. М. Чинков. – Х.: НТУ «ХП», 2005. – 524 с.

Bibliography (transliterated): **1.** Kondrashov S. I. Metodi pidvishhennja tochnosti sistem testovih viprobuvan' elektrichnih vimirjuval'nih peretvorjuvachiv u robochih rezhimah: Monografija / S. I. Kondrashov. – H.: NTU «HPI», 2004. – 224 s. **2.** Volodars'kij Є. T. Metrologichne zabezpechennja vimirjuvan' i kontrolju / Є. T. Volodars'kij, V. V. Kuharchuk, V. O. Podzharenko, G. B. Serdjuk. – Vinnicja: Veles, 2001. – 219 s. **3.** Tuz Ju. M. Avtomaticheskaja korrekcija pogrishnostej i rasshirenie funkcional'nyh vozmozhnostej cifrovyh vol'tmetrov i mull'timetrov / Ju. M. Tuz, V. V. Litvih // Izmerenija, kontrol' i avtomatizacija: Nauchno-tehnicheskij sbornik Vypusk 1 (65). – M.: Informpribor, 1988. – S. 1–15. **4.** Golovko D. B. Strukturno-algoritmichni metodi pidvishhennja tochnosti vimirjuvannja temperaturi / D. B. Golovko, Ju. O. Skripnik, G. I. Himicheva. – K.: FADA LTD, 1999 – 2006 s. **5.** Berez'kij O. Sposib prognozuvannja pohibki drejfu termoelekt-roperetvorjuvachiv / O. Berez'kij // Zb. Nauk. Prac' NU «L'vivs'ka politehnika»; vimirjuval'na tehnika ta metrologija. – 2001. – №58. – S. 72-75. **6.** Ornatskij P. P. Teoreticheskie osnovy informacionno-izmeritel'noj tehniki / P. P. Ornatskij. – K.: Vishha shkola, 1983. – 455 s. **7.** Smirnov N. V. Kurs teorii verojatnostej i matematicheskij statistiki dlja tehniceskij prilozhenij / N. V. Smirnov, I. V. Dunin-Barkovskij. – M.: Nauka. Glavnaja red. fizmatliteratury, 1969. – 512 s. **8.** Chinkov V. M. Osnovi metrologii ta vimirjuval'noi tehniki: [navch. posibn., 2-e vid., pererob. i dop.] / V. M. Chinkov. – H.: NTU «HPI», 2005. – 524 s.

Поступила (received) 05.03.2014