

П. Г. Королев

ОРГАНИЗАЦИЯ РАБОТЫ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ С МЕТРОЛОГИЧЕСКИМ САМОКОНТРОЛЕМ

P. G. Korolev

MEASURING INSTRUMENTS WORK ORGANIZATION WITH METROLOGICAL SELF-CONTROL

А н н о т а ц и я. Актуальность и цели. Актуальность темы работы обусловлена существованием областей применения средств измерений, в которых метрологическое обслуживание затруднено или невозможно. Целью работы является разработка правил функционирования средств измерений, обладающих системой метрологического автосопровождения, основанной на методе образцовых сигналов. **Результаты.** Разработан подход к организации работы средств измерений в зависимости от соотношения скорости дрейфа метрологических характеристик и частоты дискретизации. Приведены примеры применения непараметрического рангового критерия, демонстрирующие ограничения его возможностей. Разработаны правила, препятствующие возникновению ошибок второго рода. Определены задачи, решаемые системой метрологического автосопровождения. Разработан граф состояний средств измерений с метрологическим самоконтролем. **Выводы.** Возможна статистически обоснованная коррекция характеристики преобразования в условиях малой выборки. Системы метрологического автосопровождения целесообразно разрабатывать с применением теории автоматов.

A b s t r a c t. Background. The relevance of the topic is due to the existence of measuring spheres, in which metrological service is difficult or impossible. The aim of the work is to develop the operation rules for the Measurement Instruments, having a metrological auto-tracking system, based on the exemplary signals method. **Results.** An approach to the organization of measuring instruments depending on the ratio of the metrological characteristics drift velocity and the sampling frequency is developed. Examples of nonparametric rank criterion application are given to demonstrate the its capabilities limitations. Rules have been developed to prevent the occurrence of second kind errors. The metrological auto-tracking system tasks are defined. A measuring instruments graph of states with metrological self-control is developed. **Conclusion.** There could be a statistically valid correction of the conversion characteristic in a small sample. The system of metrological automatic tracking it is advisable to develop with the use of automata theory.

К л ю ч е в ы е с л о в а : метрологическое автосопровождение, коррекция погрешности, ранговый критерий, граф состояний средства измерений.

Key words: metrological tracking, correction of errors, the rank criterion, the state graph of a measuring instrument.

Введение

Обеспечение метрологической исправности средств измерений (СИ) является сложной технической и важной экономической задачей. Существуют предметные области, в которых метрологическое сопровождение СИ затруднено с организационно-технической точки зрения

или высокочастотной с экономической. Это исследования в труднодоступных регионах, обеспечение безопасности транспортных систем. Одним из способов обеспечения метрологической исправности СИ является коррекция характеристики преобразования по результатам калибровочных измерений. Калибровочные измерения осуществляются с помощью многозначной меры (ММ), которой оснащаются средства измерений.

Результат калибровочного измерения так же, как и результат измерения физической величины, в общем случае является случайной величиной, зависящей от нескольких факторов: собственных шумов в аналоговой и цифровой части СИ, внешней помеховой обстановки, климатических факторов и т.п., приводящих к появлению дополнительных погрешностей и выбросам. Коррекция по методу образцовых сигналов позволяет уменьшить систематическую составляющую погрешности, но при однократных измерениях увеличивает случайную составляющую [1]. Следовательно, необходимо определить правила функционирования СИ, оснащенных СМАС, основанные на статистически обоснованной коррекции характеристики преобразования.

Организация коррекции характеристики преобразования

Условия применения средств измерений с точки зрения интенсивности использования могут значительно различаться.

Возможны три случая:

1) максимальная частота дискретизации измерительного канала f_d намного превышает частоту измерений в эксперименте $f_{\text{и}}$:

$$f_d \gg f_{\text{и}}. \quad (1)$$

В этом случае система метрологического сопровождения в состоянии накопить репрезентативную выборку и принять решение о необходимости коррекции, ориентируясь на пороговые значения, а также оценить вероятность принятия неверного решения;

2) частота дискретизации измерительного канала f_d в несколько раз превышает частоту измерений в эксперименте $f_{\text{и}}$:

$$f_d = n \times f_{\text{и}}. \quad (2)$$

В данном случае на возможность коррекции характеристики преобразования (ХП) влияет соотношение скорости дрейфа ХП и периода измерений $T_{\text{и}}$, $T_{\text{и}} = 1 / f_{\text{и}}$:

а) если время, за которое возможно изменение метрологических характеристик $T_{\text{д}}$, значительно превышает $T_{\text{и}}$, также существует возможность накопления репрезентативной выборки

$$f_d = n \times f_{\text{и}} \wedge T_{\text{д}} \gg T_{\text{и}}; \quad (3)$$

б) если время, за которое возможно изменение метрологических характеристик, сопоставимо с $T_{\text{и}}$, $f_d = n \times f_{\text{и}} \wedge T_{\text{д}} \approx T_{\text{и}}$, решение о коррекции характеристики преобразования нужно принимать, основываясь на сравнении малых выборок, с использованием непараметрических ранговых критериев.

Система метрологического сопровождения решает следующие задачи:

1) осуществляет калибровочные измерения, формирует выборки, достаточные для принятия статистически обоснованного решения, сохраняет их в энергонезависимой памяти;

2) осуществляет проверку значимости расхождения выборок, тем самым устанавливая факт изменения погрешности СИ;

3) вводит коррекцию в функцию преобразования.

Возможны две ситуации: закон распределения случайной составляющей погрешности нормальный и закон распределения неизвестен и, возможно, отличен от нормального. В первом случае при выполнении неравенства (1) для проверки расхождения двух выборок может быть применен критерий Стьюдента, во втором случае – критерий Манна и Уитни [2]. При выполнении неравенства (2) время, выделяемое на калибровочные измерения, ограничено и может сокращаться вследствие увеличения скорости нарастания погрешности, что еще больше усложняет ситуацию ввиду необходимости проводить проверку гипотезы о расхождении средних значений выборок различного объема.

На рис. 1 на горизонтальной оси указаны моменты времени, в которые выполняется калибровка измерительного канала и при необходимости корректируется ХП, на вертикальной – величина погрешности, соответствующая классу точности Δ_p , значения Δ_1 и Δ_2 – значения погрешностей, при которых их расхождение выборок признается значимым. На рис. 1 представлен график, иллюстрирующий увеличение погрешности, коррекцию характеристики преобразования, а также тенденцию к увеличению скорости нарастания погрешности. Вместо коррекции через четыре межкалибровочных интервала $t_0 \dots t_4$, $t_4 \dots t_8$ очередная коррекция выполнена через три интервала ($t_8 \dots t_{11}$).

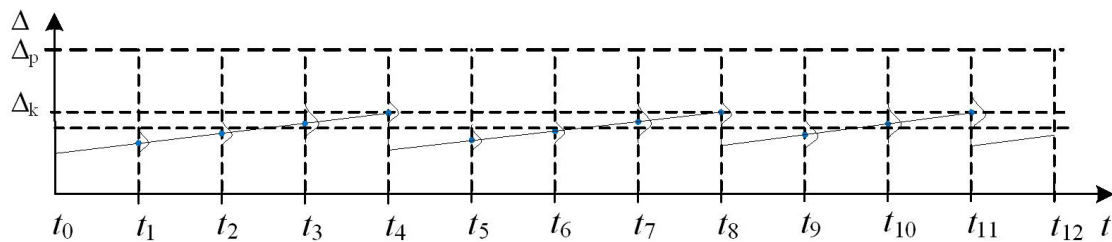


Рис. 1

В результате проведения i калибровки формируется массив значений $\{M_i\}$:

$$\{M_i\} = \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{n1} & \dots & x_{N1} \\ \dots & & & & \\ x_{1k} & \dots & x_{nk} & \dots & x_{Nk} \\ \dots & & & & \\ x_{1K} & \dots & x_{nK} & \dots & x_{NK} \end{bmatrix}, \quad (4)$$

где x – результаты калибровочных измерений, N – объем выборки, K – количество точек калибровки.

Ранее были проведены эксперименты с макетом измерительного канала с автоматической коррекцией [3]. Установлено, что закон распределения случайной составляющей погрешности отличен от нормального и случайная составляющая вносит существенный вклад в результирующую погрешность ($\Delta_{\text{случ.}} > 0,1 \times \Delta_{\text{систем.}}$), тем не менее при формировании усредненных результатов по выборкам из шести и десяти отсчетов имело место снижение разброса в 4–5 раз при том же математическом ожидании. Закон распределения выборочных средних близок к нормальному.

Применение рангового критерия

Критерий Манна и Уитни допускает сравнение выборок в три отсчета, возможно также наличие в одной из выборок двух отсчетов, но при этом в другой должно быть не менее пяти отсчетов. Эксперименты с критерием Манна – Уитни показывают, что при выборках размером три отсчета для определения расхождения как значимого, необходимо полное расхождение выборок (отсутствие перекрытия). Аналогичная ситуация при сравнении выборок, когда в одной из них два отсчета, в другой – пять и более. К сожалению, в малой выборке также возможны выбросы. Исследование критерия Манна и Уитни на устойчивость к выбросам показывает [4], что он достаточно устойчив к ошибкам первого рода. При сравнении выборок из шести отсчетов при фактически значимом расхождении математических ожиданий при одном выбросе склонен к ошибкам второго рода (рис. 2). При сравнении выборок по шесть отсчетов критерий показывает значимое расхождение при перекрытии в два отсчета, при этом при значительном отклонении единственного отсчета (ранг = 3 и менее) критерий склонен к ошибке второго рода, что приводит к необходимости исключения выброса из малых выборок.

Таблица 1

Номер отсчета	Номера выборок						
	1	2	3	4	5	6	7
1	80,0	81,4	81,6	82,4	80,4	81,2	80,9
2	80,5	81,9	82,1	82,9	82,9	82,9	82,9
3	81,0	82,4	82,6	83,4	83,4	83,4	83,4
4	81,5	82,9	83,1	83,9	83,9	83,9	83,9
5	82,0	83,4	83,6	84,4	84,4	84,4	84,4
6	82,5	83,9	84,1	84,9	84,9	84,9	84,9
Расхождение относительно выборки 1:		не определено	значимо	значимо	не определено	значимо	не определено

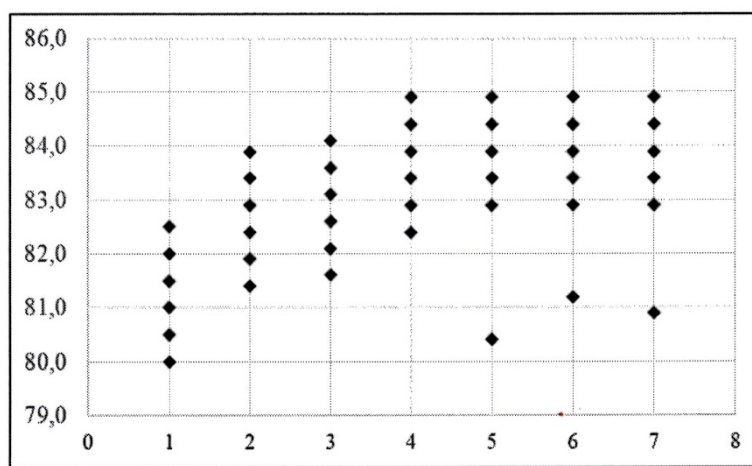


Рис. 2

На рис. 2 по горизонтальной оси представлены номера выборок, по вертикальной – значения в единицах измеряемой величины.

Сформулируем правило для исключения выброса из выборки в шесть отсчетов: если $\forall \{R_{22}, R_{23}, R_{24}, R_{25}, R_{26}\} > \{R_{11}, R_{12}, R_{13}, R_{14}, R_{15}, R_{16}\} \wedge \exists R_{21} < \{R_{13}, R_{14}, R_{15}, R_{16}\}$, то исключается отсчет X_{21} , которому соответствует ранг R_{21} и критерий применяется повторно.

В табл. 2 и на рис. 3 представлены результаты проверки значимости расхождения выборок в 10 отсчетов при трех выбросах.

Таблица 2

Номер отсчета	Номер выборки						
	1	2	3	4	5	6	7
1	80,0	81,4	81,6	82,4	81,4	80,4	80,0
2	80,5	81,9	82,1	82,9	81,9	80,9	80,2
3	81,0	82,4	82,6	83,4	82,4	81,4	80,4
4	81,5	82,9	83,1	83,9	84,9	84,9	84,9
5	82,0	83,4	83,6	84,4	85,4	85,4	85,4
6	82,5	83,9	84,1	84,9	85,9	85,9	85,9
7	83,0	84,4	84,6	85,4	86,4	86,4	86,4
8	83,5	84,9	85,1	85,9	86,9	86,9	86,9
9	84,0	85,4	85,6	86,4	87,4	87,4	87,4
10	84,5	85,9	86,1	86,9	87,9	87,9	87,9

Критерий дает приемлемые результаты уже при объеме выборок в 10 отсчетов: значимость расхождения устанавливается при расхождении в пять отсчетов и равных дисперсиях (рис. 3, табл. 2, выборки 1 и 4). Также при десяти отсчетах критерий демонстрирует устойчи-

вость и к ошибкам второго рода: он нечувствителен к одному и двум выбросам при расхождении в 8 – 9 отсчетов; при расхождении в 7 отсчетов три оставшихся отсчета выборки Н0 должны иметь отклонение на уровне крайних отсчетов второй выборки Н1. Для выборки в 10 отсчетов при расхождении в 7 отсчетов следует исключить отсчет с рангом ≤ 2 (рис. 3, для выборок 1 и 7 критерий показывает незначимое расхождение).

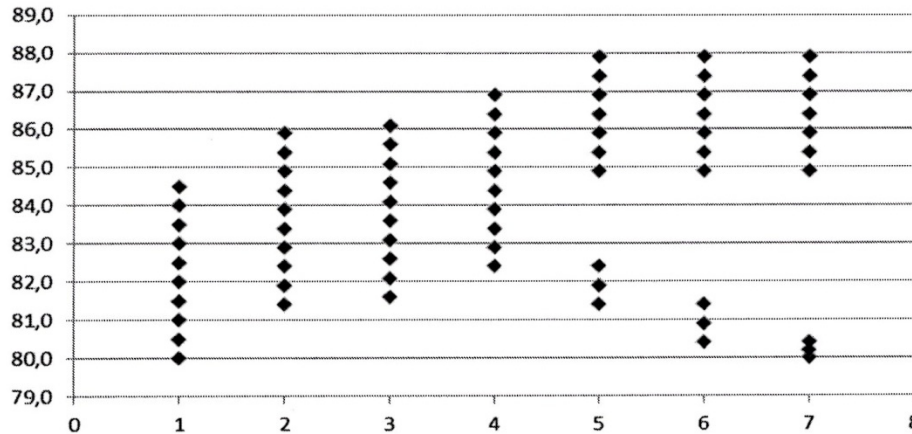


Рис. 3

Таким образом, при выполнении условия (1) и (3) объем выборки следует устанавливать равным 10.

Введем следующие термины:

- «нулевой» массив отсчетов (НМ) $\{M_0\}$ – набор отсчетов, сформированный после первичной поверки в начале эксплуатации СИ;
- опорный массив отсчетов (ОМ) – на первом межповерочном интервале в качестве ОМ используется НМ;
- массив отсчетов калибровки i $\{M_i\}$ – набор отсчетов n , сформированный в i временном сечении;
- массив отсчетов калибровки $i-1$ $\{M_{i-1}\}$ – набор отсчетов n , сформированный в предшествующем временном сечении в это состояние переводится $\{M_i\}$, если коррекция ХП не проводилась; в случае, если коррекция была проведена, выборка формируется заново;
- постповерочный массив отсчетов (ППМ) – набор отсчетов n , сформированный после очередной поверки в случае, если проводилось техническое обслуживание СИ с коррекцией ХП; на следующем межповерочном интервале эта выборка используется в качестве ОВ.

Пример: в ряде калибровочных точек математическое ожидание выборки $\{M_i\}$ больше математического ожидания выборки НМ ($\{M_0\}$) $Mx_2 > Mx_1$, но критерий не показывает значимости расхождений выборок. Причиной является наличие в выборке выброса. Для исключения отсчета, провоцирующего ошибку второго рода, следует воспользоваться сравнением значений рангов. Множества отсчетов и множества рангов упорядочиваются по неубыванию. В общем случае, если $\forall \{R_{22}, \dots, R_{2i}, \dots, R_{2N}\} > \{R_{11}, \dots, R_{1i}, \dots, R_{1M}\} \wedge \exists R_{2i} < \{R_{12}, \dots, R_{1i}, \dots, R_{1M}\}$, результат, имеющий ранг R_{2i} , следует исключить из выборки.

Метрологическое автосопровождение СИ

Исходное состояние есть сформированный при изготовлении СИ или при вводе его в эксплуатацию.

Представим работу программы метрологического автосопровождения в виде автоматного графа.

Состояния:

- C1: формирование массива первичных выборок (так называемый «нулевой») формата (4);
- C2: измерения;
- C3: формирование i выборки;
- C4: сравнение i выборки и нулевой выборки;

- С5: сравнение i выборки и $i-1$ выборки;
 С6: поверка;
 С7: формирование первичной постповерочной выборки;
 С8: самоконтроль СМАС;
 С9: техническое обслуживание.

Условия:

- У1: истечение межкалибровочного интервала $t \geq \Delta t_{\text{мки}}$;
 У2: математическое ожидание выборки i значительно превышает математическое ожидание предшествующей выборки $M_i > M_{i-1}$;
 У3: математическое ожидание выборки i значительно превышает математическое ожидание нулевой выборки $M_i > M_0$;
 У4: истечение межповерочного интервала $t > \Delta t_{\text{мпи}}$;
 У5: первая калибровка после формирования нулевой выборки $i = 1$.
 У6: СИ соответствует своему классу точности;
 У7: успешное ТО;
 У8: необходимость самоконтроля СМАС;
 У9: СМАС исправна.

Действия:

- Д1: увеличение номера выборки $i := i + 1$;
 Д2: вычисление коэффициентов полинома ХП и коррекция;
 Д3: архивирование нулевой выборки;
 Д4: архивирование калибровочных выборок;
 Д5: архивирование постповерочной предыдущей выборки;
 Д6: сокращение $\Delta t_{\text{мки}}$.
 Д7: переход в режим без МАС;
 Д8: замена СИ.

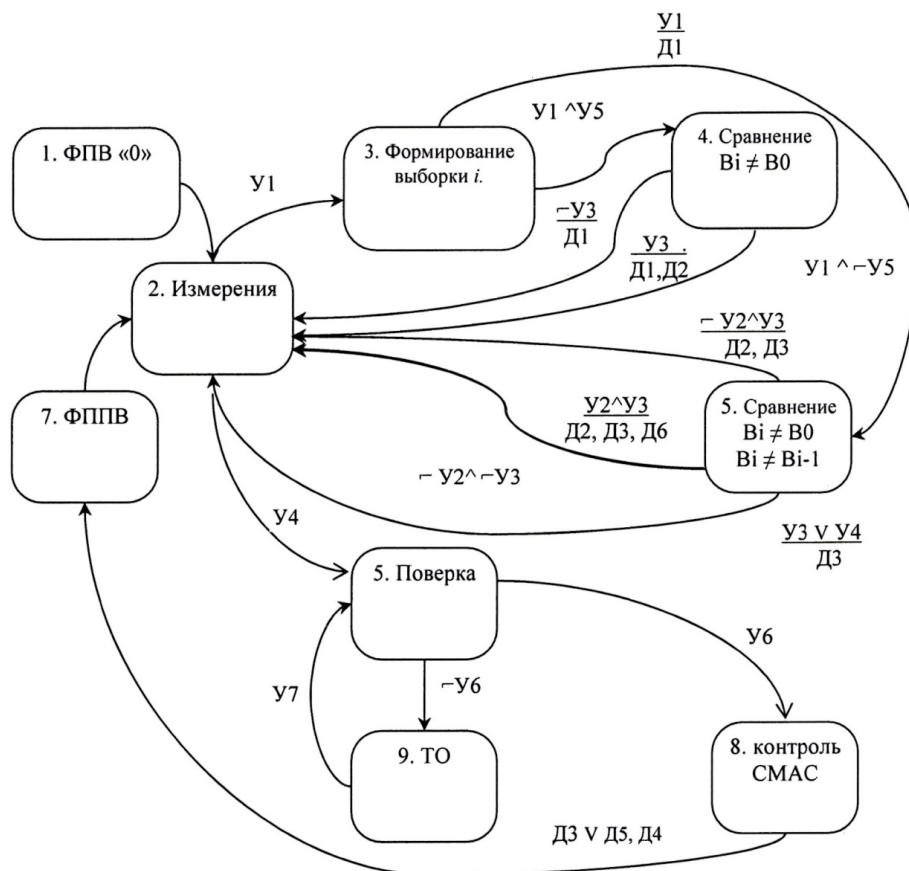


Рис. 4

Данный граф состояний показывает последовательность и условия формирования выборок калибровочных измерений, порядок принятия решений о коррекции характеристики преобразования.

Заключение

Таким образом, сформулированы правила функционирования СИ, оснащенных системой метрологического сопровождения. Правила предусматривают принятие решения о коррекции характеристики преобразования на основе анализа малых выборок, а также работу СИ в процессе эксплуатации, представленную в виде графа состояний.

Библиографический список

1. Земельман, М. А. Автоматическая коррекция погрешностей измерительных устройств / М. А. Земельман. – Москва : Издательство стандартов, 1972. – 600 с.
2. Закс, Л. Статистическое оценивание / Л. Закс. – Москва : Статистика, 1976. – 598 с.
3. Korolev, P. G. Research of the measuring channel with automatic correction data conversion / P. G. Korolev, A. V. Utushkina, A. V. Tsareva, N. A. Kuzmina // Proceedings of the 2016 IEEE North West Russia Section Young Researchers in Electrical and Electronic Engineering Conference. – St. Petersburg, 2016. – P. 418–421.
4. Королев, П. Г. Оценка дефектов железнодорожного полотна. Исследование критерия / П. Г. Королев, В. А. Костыря, С. А. Кук, О. А. Микус // XXI Международная конференция по мягким вычислениям и измерениям. SCM'2018. – Санкт-Петербург, 2018. – С. 85–88.

References

1. Zemel'man M. A. *Avtomaticeskaya korrektsiya pogreshnostey izmeritel'nykh ustroystv* [Automatic correction of measurement device errors]. Moscow: Izdatel'stvo standartov, 1972, 600 p. [In Russian]
2. Zaks L. *Statisticheskoe otsenivanie* [Statistical estimation]. Moscow: Statistika, 1976, 598 p. [In Russian]
3. Korolev P. G., Utushkina A. V., Tsareva A. V., Kuzmina N. A. *Proceedings of the 2016 IEEE North West Russia Section Young Researchers in Electrical and Electronic Engineering Conference*. Saint-Petersburg, 2016, pp. 418–421.
4. Korolev P. G., Kostyrya V. A., Kuk S. A., Mikus O. A. *XXI Mezhdunarodnaya konferentsiya po myagkim vychisleniyam i izmereniyam. SCM'2018* [XXI international conference on soft computing and measurement. SCM '2018]. Saint-Petersburg, 2018, pp. 85–88. [In Russian]

Королев Павел Геннадьевич

кандидат технических наук, доцент,
кафедра информационно-измерительных систем
и технологий,
Санкт-Петербургский государственный
электротехнический университет
(Россия, г. Санкт-Петербург, ул. проф. Попова, 5)
E-mail: pgkorolev@gmail.com

Korolev Pavel Gennadievich

candidate of technical sciences, associate professor,
sub-department of information-measuring systems
and technologies,
Saint Petersburg Electrotechnical University
(5 prof. Popov street, Saint-Petersburg, Russia)

Образец цитирования:

Королев, П. Г. Организация работы средств измерений с метрологическим самоконтролем / П. Г. Королев // Измерение. Мониторинг. Управление. Контроль. – 2019. – № 4 (30). – С. 51–57. – DOI 10.21685/2307-5538-2019-4-6.