НАУЧНОЕ ИЗДАНИЕ МГТУ ИМ. Н. Э. БАУМАНА

НАУКА и ОБРАЗОВАНИЕ

Эл № ФС77 - 48211. Государственная регистрация №0421200025. ISSN 1994-0408

электронный научно-технический журнал

Метрологическое обеспечение фазохронометрических систем (Часть 2)

01, январь 2013

DOI: 10.7463/0113.0514350

Пронякин В. И. УДК 006.91; 55.01.81

Россия, МГТУ им. Н.Э. Баумана vip-u@yandex.ru

Ввеление

настоящее время проблемы оценки межповерочного интервала на основе математических моделей максимально учитывающих решаются погрешности, помехи, условия эксплуатации, влияние внешних воздействий, при полной информации о средствах измерений. В данном случае требуется оперативный учёт изменяющихся условий, что представляет большую сложность. Для объекта требуется разработка каждого контроля математических моделей и новые расчёты. При изменении внешних условий и конструктивных изменений производиться обязательный перерасчёт. Для фазохронометрических систем, применяемых в условиях эксплуатации машин необходима механизмов, оценка метрологических характеристик измерительного канала независимых от особенностей работы изделия и внешних воздействий. В первой части статьи [1] рассмотрена методика оценки параметров измерительного канала, в которой используется процедура многократных измерений, методов планирования измерений. Также процедуры выполняется оценка качества измерительной относительно систематической погрешности и дисперсии с использованием тестового сигнала. На основе данного подхода разработаны планы эксперимента при

оценке систематической погрешности по условию $m_e(t) \le \frac{1}{2} T_{m_e}^*$ при оценке ограничения на случайную погрешность.

Реализация плана эксперимента $\left(t,\hat{\mu},\hat{u}_{_{0}}\right)$ оценки метрологических характеристик измерительного канала

План эксперимента характеризуется в следующее последовательности:

1. Выполнение многократных измерений.

$$y_i(t) = \overline{1,\hat{\mu}}$$

где $y_i(t)$ - экспериментальные данные многократных измерений.

2. Обработка многократных измерений и экспериментальная оценка аргумента решающей функции

$$Z(t) = \frac{1}{\hat{\mu}} \sum_{j=1}^{\hat{\mu}} y_j(t) \tag{1}$$

$$s_e^2 = \frac{1}{\hat{\mu} - 1} \sum_{j=1}^{\hat{\mu}} \left[y_j(t) - Z(t) \right]^2$$
 (2)

3. Определение значения решающей функции

$$r(s^2)$$
= $\begin{cases} 0, \, ext{если} \ s_e^2 \leq \hat{m{u}}_{ heta} \ ext{- принимается гипотеза} \ m{H}_{ heta}, \ 1, \, ext{если} \ m{S}_e^2 \geq \hat{m{u}}_{ heta} \ ext{- принимается гипотеза} \ m{H}_{L}. \end{cases}$

Формирование плана эксперимента при оценке систематической

погрешности по условию
$$m_e(t) \le \frac{1}{2} T_{m_e}^*$$

Введём альтернативные гипотезы

$$H_0: m_e(t) \le \frac{1}{2} T_{m_e}^*$$
 (3)

$$H_I: m_e(t) \ge \frac{1}{2} T_{m_e}^* \tag{4}$$

Приведём выражения к безразмерному виду, разделив обе части отношений на среднее квадратическое отклонение σ_e , которое удовлетворяет

условию $\sigma_e \leq \sigma_e^*$. Если значение σ_e неизвестно, используем его предельное значение σ_e^* . Тогда получим

$$H_{\theta}: \frac{\left| m_{e}(t) \right|}{\sigma_{e}} = \left| \varepsilon_{e} \right| \leq \frac{1}{2} \frac{T m_{t}^{*}}{\sigma_{e}} = \varepsilon_{e}^{*}$$

$$H_{1}: \left| \varepsilon_{e} \right| \geq \varepsilon_{e}^{*}$$
(5)

Решающая функция имеет стандартный вид (10).

$$r(u) = \left\{egin{array}{ll} heta, \ ecnu \ u \leq u_{ heta} & heta &$$

где u_0 – const и параметр решающей функции.

Определимся с аргументом решающей функции. По определению систематическая погрешность определяется следующим выражением

$$m_e(t) = m_v(t) - t, \tag{6}$$

где $m_e(t) = M[Y(E)]$ - математическое ожидание однократного результата измерения.

 $t \approx t_T$ - тестовый сигнал с известным действительным значением.

Экспериментальную оценку систематической погрешности сформируем с использованием результата обработки многократных измерений объёма μ

$$Z(t) = \frac{1}{\mu} \sum_{j=1}^{\mu} Y_j(t) = m_y(t) + \stackrel{o}{Z}, \qquad (7)$$

$$D_{y} = \frac{D_{c}}{u}.$$
 (8)

Тогда получим случайную оценку систематической погрешности следующего вида

$$M_{e}(t) = Z(t) - t /_{t \approx t_{\partial}} \approx m_{y}(t) + \overset{o}{Z} - t_{\partial} \approx m_{y}(t) - t_{\partial} + Z \approx m_{e}(t_{\partial}) + \overset{o}{Z}, \quad (9)$$

$$D_z = \frac{D_e}{\mu} \tag{10}$$

Приведем оценку (14) к безразмерному виду

$$T = \frac{M_e(t)}{\sigma_z} = \frac{m_e + \overset{o}{Z}}{\sigma_z} = \frac{m_e(t)}{\sigma_e} \sqrt{\mu} + \frac{\overset{o}{Z}}{\sigma_z} = m_t + \overset{o}{T},$$
(11)

где
$$m_t = \frac{m_e(t)}{\sigma_e} \sqrt{\mu} = \sqrt{\mu} \, \mathcal{E}_{e,}$$

 $\overset{\scriptscriptstyle{0}}{T}$ - центрированная случайная величина с дисперсией $D_{t}=1$.

Реализация плана $(t, \hat{\mu}, \hat{u}_{\theta})$ при оценке ограничения на случайную погрешность

Случайная оценка T имеет гауссовское распределение. Возьмем её модуль в качестве аргумента решающей функции. Тогда будем иметь случайное событие $|T| \leq u_{\theta}$. Его вероятность представляется следующим выражением

$$P(|T| \le u_0) = \hat{O}(u_0 + \sqrt{\mu}|\varepsilon_e|) + \hat{O}(u_0 - \sqrt{\mu}|\varepsilon_e|) \approx 0.5 + \hat{O}(u_0 - \sqrt{\mu}|\varepsilon_e|) = L \begin{pmatrix} |\varepsilon_e|/\\ t, \mu, u_0 \end{pmatrix}, \quad (12)$$

$$\Gamma$$
де L $\begin{vmatrix} arepsilon_e \ & t, \mu, u_0 \end{vmatrix}$ - оперативная характеристика.

Введем границы окрестности разделяющей точки $\boldsymbol{\varepsilon_{e}}^{*}$

$$egin{aligned} arepsilon_{e_0} &= arepsilon_e^* (1 - \xi_0), \ 0 < \xi_0 < 1, \ & \ arepsilon_{e_1} &= arepsilon_e^* (1 + \xi_1), \ \xi_1 > 0, \end{aligned}$$

и получим два уравнения, определяющие параметры плана μ , u_0 . Они имеют следующий вид

$$L(\varepsilon_{e_{\alpha}}/t,\hat{\mu},\hat{u}_{\theta}) = I - \alpha_{\theta} \ll 1, \tag{13}$$

$$L(\varepsilon_{e_t}/t,\hat{\mu},\hat{u}_{\theta}) \le \beta_{\theta} \ll 1, \tag{14}$$

или

$$\hat{O}(u_{\theta} - \sqrt{\mu}\varepsilon_{e_{\theta}}) \ge \theta, 5 - \alpha_{\theta},
\hat{O}(\sqrt{\mu}\varepsilon_{e_{\theta}} - u_{\theta}) \le \theta, 5 - \beta_{\theta}$$
(15)

Решение этой системы уравнений представляется в конечном виде

$$\hat{\mu} = [\lambda_0^2]^+, \lambda_0 = \frac{t_{0,5-\alpha_0} + t_{0,5-\beta_0}}{\varepsilon_e^* (\xi_0 + \xi_I)},$$
(16)

$$\hat{u}_{\theta} = \frac{(1 - \xi_{\theta})t_{\theta, 5 - \beta_{\theta}} + (1 + \xi_{I})t_{\theta, 5 - \alpha_{\theta}}}{\xi_{\theta} + \xi_{I}},$$
(17)

где $t_{0,5-\alpha_0}$, $t_{0,5-\beta_0}$ - квантили функции Лапласа, соответствующие значениям $0,5-\alpha_0$, $0,5-\beta_0$.

План эксперимента $(t, \hat{\mu}, \hat{u}_{\theta})$ является оптимальным. Он обеспечивает оценку условия

$$\left| m_c(t) \right| \leq \frac{1}{2} T m_c$$

при минимальном объеме многократных измерений μ для заданных ограничений на вероятности ошибок 1-го и 2-го рода следующего вида

$$\alpha(\stackrel{|\mathcal{E}_e|}{H_0^*}) \le \alpha_0 \ll 1, \tag{18}$$

$$\beta(\stackrel{|\varepsilon_e|}{H_I^*}) \le \beta_\theta \ll 1, \tag{19}$$

где $H_{\theta}^{*}:\left|\mathbf{\mathcal{\varepsilon}}_{e}\right|\leq\mathbf{\mathcal{\varepsilon}}_{e_{\theta}},H_{1}^{*}:\left|\mathbf{\mathcal{\varepsilon}}_{e}\right|\geq\mathbf{\mathcal{\varepsilon}}_{e_{I}}$

При оценке ограничения на систематическую погрешность реализуется план $(t,\hat{\mu},\hat{u}_{\theta})$

1. Выполнение многократных измерений

$$y_j(t), j=i, \hat{\mu}$$

2. Обработка многократных измерений и определение значения аргумента решающей функции

$$z(t) = \frac{1}{\hat{\mu}} \sum_{j=1}^{\hat{\mu}} y_j(t),$$

$$\hat{t} = \frac{Z(t) - t_{\hat{y}}}{\sigma_{\hat{z}}} \sqrt{\mu},$$

 $\sigma_{e} = \sigma_{e}^{*}$, если значение σ_{e} неизвестно.

3. Принятие решения

$$r(|\hat{t}|) = \begin{cases} 0, ecnu & |\hat{t}| \le \hat{u}_{\theta} - \text{принимается гипотеза } H_{\theta}, \\ 1, ecnu & |\hat{t}| > \hat{u}_{\theta} - \text{принимается гипотеза } H_{I} \end{cases}$$

Если принимается решение $\mathbf{r}(\hat{\mathbf{t}}|) = \mathbf{1}$, следует выполнить корректировку систематической погрешности. Формирование плана эксперимента для такой корректировки рассмотрено в работах [2, 3].

Заключение

В соответствии с вышеизложенной методикой выполняются измерения и расчет для оценки метрологических характеристик измерительных каналов в условиях функционирующего технического объекта. Сравнение результатов расчета и обработки измерений периода следования тестовых импульсов показывает соответствие погрешности измерительных каналов по дисперсии и систематической погрешности установленному допуску.

Применение данной методики позволяет проводить проверку измерительных каналов без построения моделей формирования погрешностей по всем функциональным составляющим измерительного канала и не связана с конкретным типом канала, что позволяет использовать данный подход без изменений в случае модификации аппаратной части комплекса.

Таким образом, с использованием процедуры многократных измерений и методов их планирования при оценке качества измерительной процедуры по уровню систематической погрешности и дисперсии реализуется метрологическое обеспечение встроенных фазохронометрических систем (например, для турбоагрегатов ТЭЦ, гидроагрегатов ГЭС, технических объектов с

длительными межремонтными сроками), измерительные каналы которых встраиваются в объект и работают в условиях его эксплуатации.

Предложенный подход обеспечивает непрерывный количественный контроль метрологических характеристик измерительного канала в процессе эксплуатации изделия без необходимости перерасчёта поверочного интервала при вариациях условий эксплуатации и влияющих величин. Тем самым оценка годности измерительного канала выполняется по текущим метрологическим характеристикам, что повышает надёжность фазохронометрических систем и снижает затраты на их метрологическое обеспечение.

Список литературы

- 1. Пронякин В.И. Метрологическое обеспечение фазохронометрических систем (часть 1) // Наука и образование. МГТУ им. Н.Э. Баумана. Электрон. журн. 2012. № 12. DOI: http://dx.doi.org/10.7463/1212.0514343
- 2. Назаров Н.Г. Измерения: планирование и обработка результатов. М.: Издательство стандартов, 2000. 304 с.
- 3. Климачёв Д.В. Методика определения оптимальных ограничений на вероятности ошибок 1-го и 2-го рода при контроле партии однородных изделий: дис. ... канд. техн. наук. М., 2003. 123 с.

SCIENTIFIC PERIODICAL OF THE BAUMAN MSTU

SCIENCE and EDUCATION

EL № FS77 - 48211. №0421200025. ISSN 1994-0408

electronic scientific and technical journa

Metrological support of phase-chronometric systems (part 2)

01, January 2013

DOI: 10.7463/0113.0514350

Pronyakin V.I.

Russia, Bauman Moscow State Technical University vip-u@yandex.ru

This article presents a description of a measuring plan for estimation of metrological characteristics of a measuring channel under field conditions of a complex technical object where there is a restriction on the access to its primary transducers due to repair intervals. Under the circumstances, it is necessary to evaluate metrological characteristics of measuring channels while machines and mechanisms operate. In this case, controlled parameters of the measuring channel must be independent of the features of the device operation and external actions. The proposed method is implemented with the use of multi measurement and measurement planning processes. The quality of the measuring process relative to the systematic error and dispersion using a test signal is also evaluated.

Publications with keywords: measurement, time intervals, a phase chronometry method, diagnostics, phase-chronometrical system, measuring channel

Publications with words: measurement, time intervals, a phase chronometry method, diagnostics, phase-chronometrical system, measuring channel

References

- 1. Proniakin V.I. Metrologicheskoe obespechenie fazokhronometricheskikh sistem (chast' 1) [Metrological support of phase-chronometric systems (part 1)]. *Nauka i obrazovanie MGTU im. N.E. Baumana* [Science and Education of the Bauman MSTU], 2012, no. 12. DOI: http://dx.doi.org/10.7463/1212.0514343
- 2. Nazarov N.G. *Izmereniia: planirovanie i obrabotka rezul'tatov* [Measurements: planning and processing of results]. Moscow, Standards Publishing House, 2000. 304 p.
- 3. Klimachev D.V. *Metodika opredeleniia optimal'nykh ogranichenii na veroiatnosti oshibok 1-go i 2-go roda pri kontrole partii odnorodnykh izdelii. Kand. diss.* [The methodology of determining the optimal restrictions on the probability of errors of the 1-st and 2nd kind at the control of the lot of the homogeneous production. Cand. diss.]. Moscow, 2003. 123 p.