

И. Г. Добровольский, И. А. Влазнев, А. Г. Леонтьев
(Москва, МГУПИ). **Получение устойчивых оценок параметров технического состояния энергооборудования.**

В работе, представленной данным докладом, предложены алгоритмы построения устойчивых оценок параметров технического состояния энергетического оборудования.

При этом важен режим эксплуатации информационно-измерительной системы (ИИС). Рассмотрим два важных режима: активный, когда можно задавать (управлять) сигналами (факторами), поступающими на вход измерительного устройства, и пассивный, когда входные сигналы (факторы) недоступны для управления, и их можно только измерять (наблюдать).

Обычно при оценивании параметров технического состояния при помощи ИИС предполагают, что погрешности измерений искомым параметрам полностью определяются погрешностями измерений сигналов на выходе ИИС. Однако часто на практике погрешности в задании или измерении входных сигналов (факторов) могут вносить основную долю в погрешность оценки технического состояния искомым параметрам [1].

Также на достоверность оценивания существенно влияют законы распределений погрешностей на входе и выходе ИИС.

Как показали многие статистические и инженерные исследования, большинство реальных распределений отличается от нормального [2–4].

На основании вышесказанного возникают проблемы построения устойчивых к распределениям влияющих факторов оценок параметров технического состояния металлообъектов при помощи измерительных систем при наличии погрешностей на их входе и выходе.

Рассмотрим *активный* режим, когда входные сигналы x_{0i} задаются с аддитивными погрешностями h_i , а выходные (y_i) измеряются с аддитивными погрешностями ζ_i , т. е. исходная задача для линейной ИИС формулируется в следующем виде:

$$y_i = kx_i + \zeta_i, \quad x_i = x_{0i} + h_i, \quad (1)$$

где k — неизвестный параметр, x_i — сигналы, поступающие непосредственно на вход ИИС, i ($i = 1, 2, \dots, n$) — точки, в которых проводились измерения.

В отношении погрешностей ζ_i и h_i предполагаем, что они принадлежат к классу ε -загрязненных нормальных распределений [2] (ε — вероятность появления аномальных погрешностей),

$$h_i \in (1 - \varepsilon_h)\mathbf{N}(0, \sigma_h^2) + \varepsilon_h\Phi(h), \quad (2)$$

$$\zeta_i \in (1 - \varepsilon_\zeta)\mathbf{N}(0, \sigma_\zeta^2) + \varepsilon_\zeta\Phi(\zeta), \quad (3)$$

где в (2) и (3) \mathbf{N} — основное нормальное распределение, σ_h^2 — дисперсия погрешностей основного распределения на входе ИИС, σ_ζ^2 — дисперсия погрешностей основного распределения на выходе ИИС, Φ — некоторое симметричное распределение.

Подчеркнем, что в большинстве практических задач σ_h^2 и σ_ζ^2 — неизвестные параметры, что значительно усложняет получение оптимальных оценок параметра k из (1).

Построим устойчивые оценки параметра \hat{k} из (1). Для простоты изложения будем считать, что $\varepsilon_\zeta = 0$ и σ_ζ^2 — известная величина. Обобщение на случай, когда $\varepsilon_\zeta \neq 0$ и σ_ζ^2 неизвестна, не требует сложных вычислений.

Для получения оценки \hat{k} неизвестного параметра k преобразуем (1) к виду $y_i = kx_{0i} + z_i$, где $z_i = kh_i + \zeta_i$. Оценку \hat{k} параметра k найдем из выражения

$$\hat{k} = \arg \min_k \sum_{i=1}^n F(y_i - kx_{0i}), \quad (4)$$

где F — произвольная выпуклая функция. При выполнении некоторых общих предположений относительно F , а также приведенного в работе [2] условия $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{-1} \sum_{i=1}^n x_{0i}^2 > 0$ оценочная функция $F(z) = F_{\Delta_0}(z)$ для класса ε -загрязненных нормальных распределений имеет вид

$$F_{\Delta_0}(z) = \begin{cases} \frac{1}{z} z^2, & z \leq \Delta_0, \\ \Delta_0 z - \frac{1}{2} \Delta_0^2, & z > \Delta_0, \end{cases} \quad (5)$$

где Δ_0 зависит от $\sigma_{\Delta} = k\sigma_h$ и ε .

Оценка \hat{k} из выражения (4) с учетом выражения (5) будет находиться следующим образом:

$$\hat{k} = \arg \min_k \sum_{i=1}^n F_{\Delta_0}(y_i - kx_{0i})(k^2\sigma_h^2 + \sigma_{\zeta}^2)^{-1/2}. \quad (6)$$

Трудность оценивания \hat{k} из (6) заключается в том, что вес $(k^2\sigma_h^2 + \sigma_{\zeta}^2)^{1/2}$, а, значит, и Δ_0 зависят от неизвестных параметров k , σ_h^2 . Для получения оптимальных оценок \hat{k} , $\hat{\sigma}_h^2$ неизвестных параметров k , σ_h^2 предлагается итерационная процедура.

Оценка $\hat{k}_{(m)}$ параметра k на m -м шаге итерации определяется из следующего выражения:

$$\hat{k}_{(m)} = \arg \min_k \sum_{i=1}^n F_{\Delta_0(m)}(y_i - kx_{0i})(\hat{k}_{(m-1)}^2 \hat{\sigma}_{h(m-1)}^2 + \sigma_{\zeta}^2)^{-1/2}. \quad (7)$$

Оценки $\hat{\sigma}_{h(m)}^2$ дисперсии σ_h^2 на m -м шаге итерации находятся из выражения

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{k}_{(m)} x_{0i})^2 = \hat{k}_{h(m)}^2 \sigma_{h(m)}^2 + \sigma_{\zeta}^2. \quad (8)$$

Можно показать, следуя [5], что итерационный процесс (7)–(8) сходится.

Вычисления прекращаются, если, например,

$$|k_{(m)}| - |k_{(m-1)}| \leq a_1, \quad \sigma_{h(m)}^2 - \sigma_{h(m-1)} \leq a_2,$$

где a_1, a_2 — наперед заданные положительные числа.

Рассмотрим *пассивный* режим, когда влияющие на ИИС факторы изменяются под воздействием не зависящих от нас причин. При этом входные сигналы x_{0i} могут лишь измеряться с некоторыми аддитивными погрешностями h_i , а выходные (y_i) измеряются с аддитивными погрешностями ζ_i , т. е. исходная задача может быть представлена в следующем виде:

$$y_i = kx_{0i} + \zeta_i, \quad x_i = x_{0i} + h_i, \quad (9)$$

где x_i — результаты измерений входных сигналов x_{0i} , а h_i, ζ_i распределены так же, как в выражениях (2) и (3).

Проблема оценивания k из (9) даже в случае чисто нормальных распределений погрешностей h_i и ζ_i изучается длительное время [1]. В этом режиме с ростом числа измерений y_i, x_i растет и число неизвестных величин x_{0i} , которые, по сути говоря, являются мешающими параметрами.

Если входные сигналы допускают параметризацию вида

$$x_{0i} = \psi(\bar{j}, t_i), \quad (10)$$

где ψ — известная функция, t — некоторая переменная, \bar{j} — вектор неизвестных параметров, то выражение (9) с учетом (10) можно представить в виде

$$y_i = k\psi(\bar{j}, t_i) + \zeta_i, \quad x_i = \psi(\bar{j}, t_i) + h_i,$$

откуда по результатам измерений y_i, x_i можно строить с учетом выражений (7), (8) оптимальные оценки $\hat{k}, \hat{j}, \hat{\sigma}_h^2$ параметров k, \bar{j}, σ_h^2 .

Для подтверждения эффективности разработанных алгоритмов (7)–(8) проводился численный эксперимент.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Добровольский И. Г. Анализ и синтез алгоритмов обработки информации в системах электромагнитного контроля энергооборудования. М.: Научтехлитиздат, 2002.
2. Хубер П. Робастность в статистике. М.: Мир, 1984.
3. Шурыгин А. М. Прикладная стохастика. М.: Финансы и статистика, 2000.
4. Ершов А. А. Стабильные методы оценки параметров. — Автоматика и телемеханика, 1978, № 9.
5. Добровольский И. Г., Ершов А. А. Получение характеристик функциональных преобразователей при аномальных погрешностях во входных и выходных сигналах. — Метрология, 1978, № 6.