ISSN 0002-306X. Изв. НАН РА и ГИУА. Сер. ТН. 2001. Т. LIV, № 1.

УДК 681.2.08

НАУЧНОЕ ПРИБОРОСТРОЕНИЕ И ИЗМЕРИТЕЛЬНАЯ ТЕХНИКА

Г.В. БЕРБЕРЯН

ОБ ОДНОЙ ПРОБЛЕМЕ МОДЕЛИРОВАНИЯ ПРИ КОМПЛЕКСНОМ ПОДХОДЕ К ДИАГНОСТИКЕ ТЕХНИЧЕСКОГО СОСТОЯНИЯ МОЩНЫХ ГИДРОГЕНЕРАТОРОВ

Рассмотрена концепция оптимизации линейного моделирования информационно-измерительных систем (ИИС), предназначенных для целей комплексной диагностики мощных гидрогенераторов путем идентификации их технического состояния. Предложена оптимизационная модель ИИС, в основе которой лежит идея оценок значений как однородных, так и неоднородных физических величин, определяемых путем обработки результатов экспериментальных наблюдений некоторых случайных процессов в эксплуатационных условиях.

Ключевые слова: прямое преобразование, линейное моделирование, матрица, оценка, обратное преобразование, оптимизация.

Обычно при разработке методов и устройств контроля систем диагностики технического состояния мощных гидрогенераторов за основу принималась концепция измерения экстремальных значений различных величин или их превышений определенных уровней, приписываемых различным состояниям объекта – нормальному или аномальному (чреватому аварийным исходом), с дальнейшим принятием соответствующих решений о продолжении в другом режиме или прекращении его эксплуатации. Однако такой подход следует считать не всегда оправданным, так как указанное решение принимается, как правило, сразу же после регистрации экстремального значения той или иной аномальмой величины, а характеризующий ее сигнал зачастую оказывается однократным и не связанным с необратимыми процессами. При этом следует подчеркнуть, что возможное прекращение работы рассматриваемого объекта объясняется определенными убытками, которые никак не окупаются при ложной тревоге.

При комплексном подходе к решению задач диагностики достигается максимальная возможность исключения принятия ложных решений благодаря использованию некоторых оценок, определенных по множеству каждой из всех охваченных контролем величин. Последние возникают в течение различных отрезков времени, причем при разумном и доступном ограничении этих временных интервалов некоторые сигналы возникают однократно, особенно на ранней стадии появления порождающей причины, и оценка характеризующих их величин требует применения особой обработки с так называемым эффектом накопления, достигаемым путем использования однократно действующих сигналов. К числу таких величин можно отнести, например, мощность электромагнитных излучений, вызванных одиночными частичными разрядами, возникающими при ионизационном разрушении пазовой изоляции обмотки статора.

В связи с вышеизложенным для целей комплексной диагностики технического состояния гидрогенератора возникает необходимость моделирования используемой ИИС с оптимизацией последней в смысле заданного критерия, представляющего собой минимум усреднения квадрата функции потерь, т.е. среднего квадрата разности между измеренными значениями величин x и их оценки $\overline{x}$.

В качестве основы такого моделирования следует принять соответствующую модель данного гидрогенератора в виде матрицы, состоящей из M строк и N столбцов, каждая строка которой составлена из координат случайного многомерного вектора [1, 2]. Совокупность строк характеризует совокупность разрешенных (рабочих) и запрещенных (аварийных) состояний гидрогенератора, которым с помощью ИИС ставится в соответствие матрица сигналов x (N-мерных векторов) в пространстве измерений. При этом данная ИИС может быть представлена какой-либо линейной моделью, в которой в процессе контроля измеряемых величин – координат $x_1, x_2, \ldots, x_N$ случайного вектора x - последнему ставится в соответствие вектор показаний Y_0, т.е.

$$Y_0 = Fx, Y = Y_0 + n, \overline{x} = B(Y) = B(Y_0 + n), \qquad (1)$$

где $M \geq N = 1,2,3,\ldots$; F - прямое преобразование; $\overline{x}$ - оценка x, полученная с помощью ИИС при применении обратного преобразования B к вектору Y; n - вектор погрешностей и шумов с ковариационной матрицей R_n.

Информация о возможных значениях измеряемого вектора x может быть задана с помощью ковариационной матрицы R_x. Координаты указанного вектора могут быть значениями либо однородных величин (температур, амплитуд вибраций и т.д.), либо оценок (статистик), например, в виде математических ожиданий различных по природе физических величин, подлежащих контролю для целей комплексной диагностики. Кроме того, предполагается, что обратное преобразование лишено шумов, поскольку вектор Y, в отличие от вектора x, доступен для наблюдения, а нормы погрешностей всех измерений эквивалентны для конечно-мерного случая.

Задачей моделирования данной ИИС является оптимизация обратного преобразования B в смысле выбранного критерия, причем допускается, что отдельно измеренные значения x_i появляются в общем количестве измерений со своими весовыми коэффициентами p_i. В связи с этим усреднение следует произвести с учетом вектора p, содержащего эти отдельные весовые коэффициенты в качестве своих координат. Таким образом, решение поставленной задачи сводится к минимизации квадратичной функции потерь с учетом указанного весового вектора p, являющегося ненулевым вектором размера M. В этом случае оценивание некоторого параметра x статистикой $\overline{x}$ будет представлено оцениванием функции $p^T x$ статистикой $p^T \overline{x}$, и функция потерь (риска) с учетом равенства $a^T b = b^T a$ (где a и b – произвольные векторы одинакового размера) примет вид

$$R(\overline{x}, x, p) = E[p^T (x - \overline{x})]^2 = E[p^T (x - \overline{x})(x - \overline{x})^T p] =$$
$$= E\{p^T [x - B(Fx + n)]\}^2 = E\{p^T [x - B(Fx + n)][x - B(Fx + n)]^T p\}, \qquad (2)$$

где T - знак транспонирования; E - математическое ожидание; $pp^T = P$ - симметричная неотрицательно определенная матрица порядка NxN .

С учетом (1), некореллированности x и n $(E[x^T n] = 0, E[xn^T] = 0)$, а также линейности операторов E, B и F выражение (2) преобразуется к виду

$$R(B, x, p) = E[p^T Bnn^T B^T p + p^T (1' - BF)xx^T (1' - BF)^T p], \qquad (3)$$

которое при подстановке $E[nn^T] = R_n$ и $E[xx^T] = R_x$ можно записать окончательно в форме

$$R(B, x, p) = p^T BR_n B^T p + p^T [(1' - BF)R_x (1' - BF)^T]p, \qquad (4)$$

где $1'$ – тождественное преобразование, представляемое единичной матрицей I размера NxN , причем первое слагаемое в (4) отражает погрешности оценивания , возникающие за счет влияния погрешностей и шумов ИИС, а второе – погрешность, возникающую в результате отклонения B от преобразования F^{-1},т.е. в силу $B \neq F^{-1}$и, следовательно, $BF^{-1} \neq 1'$. При $B \neq F^{-1}$ легко заметить, что (4) может и не иметь никакого минимума, если $R_n \neq 0$. Кроме того, следует отметить, что в случае выбора (преобразования) весового вектора p так, чтобы выполнялось условие $Q^T p = 1$ (где Q– матрица преобразования, приводящая обе положительно определенные матрицы $BR_n B^T$ и $(1' - BF)R_x (1' - BF)^T$ к диагональной форме, а 1 – вектор, все координаты которого равны единице), выражение (4) принимает вид

$$R_1(B, x, p) = T_r[BR_n B^T + (1' - BF)R_x (1' - BF)^T], \qquad (5)$$

где $T_r[...]$ – след матрицы, представленный выражением, заключенным в квадратные скобки в (5). Нетрудно заметить, что в этом случае функция потерь является дисперсией оценки $\overline{x}$.

При произвольном весовом векторе p и предположении о наличии дополнительной информации о том, что множество измеряемых x целиком находится в подмножестве N – мерного евклидового пространства, можно рассмотреть критерий оценки [3]:

$$Q(B, \Psi, p) = \sup_{x \in \psi} R(B, x, p). \qquad (6)$$

Если указанное подмножеством Ψ является N-мерным эллипсоидом, так что $x^T Ax \le \lambda$, причем $\lambda > 0$, где A - симметричная и неотрицательно определенная матрица размером NxN, то выражение (6) переходит в другую форму

$$Q_1(B, x, p) = \sup_{x^T Ax \le \lambda} R(B, x, p). \qquad (7)$$

Вероятность $p(\lambda)$ такого предположения может быть оценена по закону распределения x при $A = R_x^{-1}$ и , например, для гауссовского распределения [4]

$$p(\lambda) = 1 - k\int_{\Psi}^{\infty} f(z)dz = 1 - 1/[2^{N/2}\ \Gamma(N/2-1)]\int_{\lambda}^{\infty} z^{N-1}e^{-z^2/2}dz\,,$$

где $f(z)$ - плотность распределения; k - нормирующий множитель; Γ -гамма-функция.

Причем при больших N с ростом λ значение $p(\lambda)$ весьма быстро стремится к единице.

Принимая $p(\lambda) = 1$, при условии $\det A \ne 0$ на основании неравенства Коши-Шварца [3] выражение (7) преобразуется к виду

$$\begin{aligned} Q_1(B, A, p) = \sup_{x^T Ax \in \lambda} R(B.x.p) = p^T BR_n B^T p + \sup_{x^T Ax \in \lambda} E[p^T(1' - BF)xx^T(1' - \\ - BF)^T p] = p^T BR_n B^T p = E[p^T(1' - BF)\lambda A^{-1}(1' - BF)^T p] = \\ = p^T BR_n B^T p + p^T(1' - BF)\lambda A^{-1}(1' - BF)^T p. \end{aligned} \qquad (8)$$

Преобразовав (8) на основании выкладок, приведенных в [3], к форме

$$\begin{aligned} Q_1(B, A, p) = R_n(B^T p)^2 + F^T F\lambda A^{-1}(B^T p)^2 - \\ - 2p^T\lambda A^{-1}F^T(B^T p) + p^T\lambda A^{-1}p, \end{aligned} \qquad (9)$$

легко заметить, что функция $Q_1(B, A, p)$ (квадратичная) является выпуклой относительно переменной $B^T p$ и поэтому имеет единственный минимум в точке, получаемой из условия

$$dQ_1(B, A, p)/d(B^T p) = 2(R_n + F^T F\lambda A^{-1})B^T p - 2p^T\lambda A^{-1}F^T = 0.$$

Из этого условия следует, что

$$B = \lambda A^{-1}F(R_n + F\lambda A^{-1}F^T)^{-1}. \qquad (10)$$

При замене A^{-1} на R_x выражение (10) преобразуется к виду

$$B = \lambda R_x F(R_n + \lambda FR_x F^T)^{-1}, \qquad (11)$$

которое после введения λR_x в скобки с учетом $R_n F = F_n R$ можно записать как

$$B = [(1/\lambda)R_n R_x^{-1} + F^T F]^{-1}F^T, \qquad (12)$$

а при $\lambda \to \infty$ представить в более компактной форме:

$$B = (F^T F)^{-1}F^T. \qquad (13)$$

Последнее означает отсутствие априорной информации, когда для x возможны любые реализации, вследствие чего (13) фактически представляет собой уравнение обработки результатов наблюдений по методу наименьших квадратов.

При $\lambda \neq \infty$ и тождественном преобразовании $(F^T F = I)$, т.е. неискажающем измерении с привнесением аддитивной помехи (характеристика ИИС), выражение (12) принимает вид

$$B = [(1/\lambda) R_n R_x^{-1} + I]. \tag{14}$$

Поскольку второе слагаемое в скобках – единичная матрица, то B зависит главным образом от тех базисов, в которых представлены сигнал и помеха. Если их представить в каноническом базисе, то выражение (14) может быть рассмотрено как уравнение оптимальной фильтрации, однозначно определяющее диагональные элементы B в том же базисе:

$$B_m = \lambda\sigma_{xm}^2 / (\sigma_{nm}^2 + \lambda\sigma_{xm}^2), \tag{15}$$

где σ_{xm}^2 и σ_{nm}^2 - диагональные элементы ковариационных матриц сигнала и помехи соответственно.

Таким образом, полученные соотношения (11) и (12), а также (14) и (15) позволяют реализовать оптимальные ИИС, используемые в системах диагностики как в виде адаптивных, так и разомкнутых структур оптимальной фильтрации, зачастую, с предпочтением разомкнутых систем в силу их существенной простоты по сравнению с адаптивными структурами.

В качестве примера рассмотрим матричную модель ИИС, разработанную для анализа вышеуказанных сигналов. Поскольку эти сигналы возбуждаются электромагнитными излучениями, то входное устройство ИИС представляет собой установленный на роторе сканирующий чувствительный приемник (REC), обладающий направленными свойствами в отношении приема отдельных пазовых излучений. Уравнение прямого преобразования F такого анализатора, реализуемого с помощью включенных на выходе приемника смесителей (на выходе каждого из них включено по одному интегратору), при использовании решетчатой функции по теореме Котельникова, представленной как $g_m(t) = [\sin(\omega_b t - m\pi/\omega_b)]/(\omega_b t - m\pi/\omega_b)$, можно записать в форме

$$Y = Fx + n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ . & . & . & . \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} x + n, \tag{16}$$

и обратного преобразования в виде $x = BY$, где F - квадратная матрица размера NxN; ω_b – верхняя частота спектра сигнала, а $g_m(t)$ - опорный сигнал смесителей с единичной амплитудой.

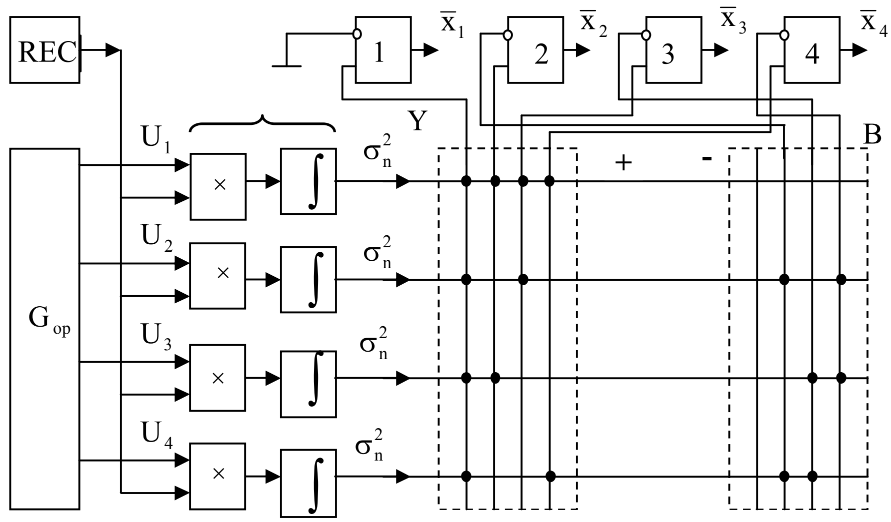

Рис.

При этом опорные сигналы в количестве N подключаются по - одному на один из входов смесителей, в то время как ко всем остальным входам подключается анализируемый сигнал. Опорные сигналы формируются специальным генератором G_{op} по определенной программе в автоматическом режиме, а коэффициент передачи всей системы приведен к единице (рис.).

Схема соответствует использованию 4-мерных векторов, т.е. $N = 4$, и может быть расширена практически для любого значения N. Функция обратного преобразования В реализована в виде матричной схемы соединений, с помощью которых ко входам дифференциальных усилителей (на базе операционных усилителей) подключается сумма координат вектора $Y(Y_1,...,Y_4)$ в различных сочетаниях (на схеме эти сочетания отображены крупными точками). Например, к суммирующему входу дифференциального усилителя 1 подключается сумма $\sum_{i=1}^{4} Y_i$, а к инвертирующему входу – нулевой сигнал (этот вход заземлен), ко входу усилителя II - сумма $Y_1 + Y_3$, а к его инвертирующему входу – сумма $Y_2 + Y_4$ и т.д. Не вдаваясь в подробности, отметим лишь, что указанный алгоритм суммирований и подключений обусловлен целями оптимизации В и данного анализа сигнала и может быть изменен в зависимости от поставленных целей. Исследуемый сигнал представлен в виде $x(t) = \sum_{m=1}^{4} [x_m \sin(\omega_b t - m\pi/\omega_b)]/(\omega_b t - m\pi/\omega_b)$, причем ω_b - предельная частота спектра сигнала; x_m - амплитуда m-й спектральной составляющей, а $m = 1,2,3,\ldots$ На выходах дифференциальных усилителей получаются координаты оценки $\bar{x}$, т.е. $\bar{x}_1$, $\bar{x}_2$, $\bar{x}_3$ и $\bar{x}_4$.

В заключение следует отметить, что форма опорных сигналов и структура матрицы F существенно влияют на улучшение отношения сигнал-шум, и при их соответствующем выборе без изменения разрешающей способности (без ее ухудшения) анализатора удается получить эффект, эквивалентный N-кратному накоплению исследуемого сигнала, реализация которого для редко повторяющихся (одиночных) сигналов практически связана с почти непреодолимыми трудностями.

Использование предлагаемого метода и построенной на его основе подсистемы контроля диагностики позволяет значительно упростить систему первичной обработки сигнала, включаемую в структуру передатчика, для целей диагностики на ранней стадии возникновения ионизационного разрушения изоляции статорной обмотки, а следовательно, повысить надежность и долговечность эксплуатации как всей системы диагностики, так и обслуживаемого объекта.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Обнаружение дефектов гидрогенераторов / Под ред. **Л.Г. Мамиконянца** и **Ю.М. Элькинда**. - М.: Энергоиздат, 1985.- 230 с.
2. Статистические методы для ЭВМ: Пер. с англ. / Под ред. **К. Энслейна, Э. Рэлстона, Г.С. Уилфа.** - М.: Наука, 1986. - 464 с.
3. **Кукс Я., Ольман В.** Минимаксная линейная оценка коэффициентов регрессии // Изв. АН ЭССР.Физика и математика.- 1972.- Т. 21, № 1.- С 66-72.
4. Математика: Справочник / Под. ред. **Г. Корн** и **Т. Корн**.- М.: Наука, 1968. - 720 с.

ГИУА. Материал поступил в редакцию 10.04.1999.

Գ.Վ. ԲԵՐԲԵՐՅԱՆ

ՀԶՈՐ ՀԻԴՐՈԳԵՆԵՐԱՏՈՐՆԵՐԻ ՏԵԽՆԻԿԱԿԱՆ ՎԻՃԱԿԻ ԱԽՏՈՐՈՇՄԱՆ ԿՈՄՊԼԵՔՍԱՅԻՆ ՄՈՏԵՑՄԱՄԲ ԱՌԱՋԱՑԱԾ ՄՈԴԵԼԱՑՄԱՆ ՄԻ ԽՆԴՐԻ ՄԱՍԻՆ

Դիտարկված է խոշոր հիդրոգեներատորների տեխնիկական վիճակի նույնականացման համար նախատեսված ինֆորմացիոն չափիչ համակարգերի (ԻՉՀ) գծային մոդելացման լավարկման սկզբունքի տարբերակ: Նշված ԻՉՀ-ի առաջարկած լավարկված մոդելը հիմնված է հսկվող ինչպես համասեռ, այնպես էլ ոչ համասեռ ֆիզիկական մեծությունների արժեքների գնա-հատման վրա:

G.V. BERBERYAN

ON A PROBLEM OF MODELING IN THE INTEGRATED APPROACH TO DIAGNOSTICS OF THE TECHNICAL STATE OF HIGH-POWER HYDROGENERATORS

An optimization concept of linear modelling of information – measuring systems (IMS) assigned for identifying the technical state for integrated diagnostics of high-power hydrogenerators is considered. The IMS optimization model having an idea of value evaluation of both uniform and nonuniform physical quantities determined by experimental observation result processing of random processes under operating conditions is proposed.