ISSN 1815-4840

КИМЁВИЙ ТЕХНОЛОГИЯ НАЗОРАТ ВА БОШҚАРУВ

Халқаро илмий-техникавий журнал 2/2015

ISSN 1815-4840

ТОШКЕНТ ДАВЛАТ
ТЕХНИКА УНИВЕРСИТЕТИ,
«ЎЗҚУРИЛИШМАТЕРИАЛЛАР» ДАК,
«ЎЗКИМЁСАНОАТ» ДАК,
«СОВПЛАСТИТАЛ» ҚК,
ЎЗБЕКИСТОН РЕСПУБЛИКАСИ
ИНТЕЛЛЕКТУАЛ МУЛК АГЕНТЛИГИ

КИМЁВИЙ ТЕХНОЛОГИЯ. НАЗОРАТ ВА БОШҚАРУВ

2015, №2(62)

Халқаро
илмий - техникавий журнал

2005 йилдан нашр этилади

CHEMICAL TECHNOLOGY. CONTROL AND MANAGEMENT

2015, №2(62)
International scientific and technical journal
Since 2005

Our address:
Tashkent 100095,
Universitetskaya str., 2
Phone:
227-17-16
e-mail:
app-tgtu@mail.ru

CONTENTS

CHEMICAL TECHNOLOGY

CONTROL OF TECHNOLOGICAL PARAMETERS

MANAGEMENT OF TECHNOLOGICAL PROCESSES

HAPPY BIRTHDAY

INFORMATION

УДК 681.3: 681.178

Х.З.ИГАМБЕРДИЕВ (ТГТУ),
Б.С.АЗАМХОНОВ, М.М.СОБИРОВ (Ферганский филиал ТУИТ)

АЛГОРИТМЫ ДИАГНОСТИРОВАНИЯ И РЕОПТИМИЗАЦИИ ПРОЦЕССА ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ДИНАМИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ НА ОСНОВЕ МЕТОДОВ АДАПТИВНОГО ОЦЕНИВАНИЯ

Адаптив баҳолаш усуллари асосида динамик тизимларнинг ишлаш жараёнини диагностикалаш ва реоптималлаштириш алгоритмларини куриш масалалари кўриб чиқилган. Баҳолаш алгоритмларини адаптациялаш статистик фаразлардан фойдаланган ҳолда янгиланиш кетма-кетлиги корреляцияси мавжуд эмаслигини таҳлил қилиш асосида амалга оширилган. Фильтрнинг оптимал кучайтириш коэффициентини аниқлаш учун берилган дастлабки маълумотларга яқин шароитларда талаб этилган метрикада мунтазамлаш, минималлаштириш кетма-кетлигини олишга имкон берувчи градиентлар проекцияси усулидан фойдаланилган. Келтирилган муносабатлар динамик тизимнинг ишлаш жараёнини диагностикалаш ва реоптималлаштириш алгоритмларини тадбиқ қилиш ва шулар асосида ташқи муҳит ўзгариши шароитларида Калман фильтрини адаптация қилишга имкон беради.

Таянч сўзлар: *динамик тизим, диагностикалаш ва реоптималлаштириш алгоритмлари, адаптив баҳолаш усуллари, статистик фараз.*

Рассматриваются вопросы построения алгоритмов диагностирования и реоптимизации процесса функционирования динамической системы на основе методов адаптивного оценивания. Адаптация алгоритма оценивания производится на основе анализа отсутствия корреляции обновляющей последовательности с использованием статистической гипотезы. Для определения оптимального коэффициента усиления фильтра используется метод проекции градиента, позволяющий в условиях приближенного задания исходных данных получать минимизирующие последовательности, регулярные в требуемой метрики. Приведенные соотношения позволяют реализовать алгоритмы диагностирования и реоптимизации процесса функционирования динамической системы и тем самым адаптировать фильтр Калмана к изменившимся условиям внешней среды.

Ключевые слова: *динамическая система, алгоритмы диагностирования и реоптимизации, методы адаптивного оценивания, статистическая гипотеза.*

Questions of creation of algorithms of diagnosing and reoptimization process of functioning of dynamic system on the basis of methods of adaptive estimation are considered. Adaptation of algorithm of estimation is made on the basis of the analysis of lack of correlation of the updating sequence with use of a statistical hypothesis. For determination of optimum coefficient of strengthening of the filter the gradient projection method allowing in the conditions of an approximate task of basic data to receive the minimizing sequences, regular in the demanded metrics is used. The given ratios allow realizing algorithms of diagnosing and reoptimization process of functioning of dynamic system and by that to adapt Kallman's filter for the changed environmental conditions.

Key words: *dynamic system, algorithms of diagnosing and reoptimization, methods of adaptive estimation, statistical hypothesis.*

Решение многих практических задач в ряде технических областей - управлении технологическими объектами [1-3], проектирования оптимальных систем и диагностических комплексов [4-7] и др., приводит к применению систем фильтрации и управления с линейными стохастическими моделями. Теория таких систем хорошо разработана для условий, когда все свойства моделей полностью известны. Если же эти свойства не известны или подвержены резким, непредвиденным изменениям, приемлемое решение могут дать адаптивные системы [8,9], при этом адаптация включает как обнаружение [10-12], так и оценивание [8,12,13] изменений в моделях с целью реоптимизации системы. Эта задача особенно сложна в реальных условиях априорной неопределенности и непредвиденной изменчивости характеристик моделей, в наиболее общем случае включающих: собственные динамические свойства объекта, характеристики исполнительных органов, параметры внешних возмущений, законы или режимы функционирования измерительных средств, и параметры помех при измерениях. В этих условиях введение адаптации и контроля функционирования системы целесообразно по отношению к существенным модельным нарушениям, которые не могут рассматриваться как простые мешающие факторы и оценивание которых позволит значительно улучшить качество системы в целом.

При решении задачи обнаружения необходимо с наименьшими затратами обнаружить каждый момент изменения с приемлемой задержкой и требуемой надежностью, т.е. необходим некоторый генератор решений. В момент тревоги генератор подтверждает внезапное изменение и задает время обнаружения. Решение задачи адаптации заключаются в том, что после того как принято решение о том, что произошло нарушение (сигнал «тревога») необходимо провести адаптацию системы к вновь возникшему режиму работы.

При решении указанных задач существенно используется фильтр Калмана. Фильтр Калмана имеет один главный недостаток [12,13]: уравнения оптимального фильтра требуют точного знания динамических уравнений системы и статистик случайных величин; в частности, должны быть известны переходная матрицы системы и ковариации возмущений типа аддитивного белого шума. Однако обычно доступны только их оценки. В последнее время появились схемы фильтра Калмана [12-14], имеющие целью обойти эту проблему. Эти схемы обычно называют «адаптивными фильтрами». Различные адаптивные фильтры могут быть сгруппированы по принципу 1) идентификации неизвестных параметров, 2) эвристических весовых коэффициентов или 3) отсутствия корреляции остаточных членов.

При первом подходе неизвестные величины некоторым образом оцениваются, а затем подставляются в уравнения фильтра Калмана. При подходе с применением «эвристических» весовых коэффициентов выбираются определенные параметры, которые по отношению к рассматриваемой системе являются эвристическими. Третья категория адаптивных фильтров использует важное свойство фильтра Калмана, состоящее в том, что остаточные члены измерений являются некоррелированными по времени. Основная идея подхода состоит в том, чтобы оценить величину временной корреляции в остаточных членах, а затем подстроить матрицу коэффициентов усиления так, чтобы эта корреляция убывала.

Рассмотрим линейную динамическую систему, описываемую уравнениями

$$x_{i+1} = Ax_i + \Gamma w_i,$$

$$z_i = Hx_i + v_i,$$

где x_i – вектор состояния системы размерности n, z_i – вектор наблюдения размерности m, w_i и v_i – векторы шума объекта и помехи наблюдения размерности q и p соответственно, являющиеся последовательностью типа гауссовского белого шума с характеристиками $E[w_i]=0$, $E[w_i w_k^T]=Q\delta_{ik}$, $E[v_i]=0$, $E[v_i v_k^T]=R\delta_{ik}$, $E[w_i v_k^T]=0$; A, Γ и H – матрицы соответствующих размерностей.

Уравнения, описывающие оптимальный алгоритм оценивания Калмана, можно записать в виде [12,13]:

$$\hat{x}_{i|i-1} = A\hat{x}_{i-1|i-1}, \tag{1}$$

$$\hat{x}_{i|i} = \hat{x}_{i|i-1} + K_i y_i, \tag{2}$$

$$K_i = P_{i|i-1}H^T[HP_{i|i-1}H^T + R_i]^{-1}, \tag{3}$$

$$P_{i|i-1} \overset{\Delta}{=} E\left\{[x_i - \hat{x}_{i|i-1}][x_i - \hat{x}_{i|i-1}]^T\right\} = AP_{i-1|i-1}A^T + \Gamma Q_{i-1}\Gamma^T,$$

$$P_{i|i} \overset{\Delta}{=} E\left\{[x_i - \hat{x}_{i|i}][x_i - \hat{x}_{i|i}]^T\right\} = (I - K_i H)P_{i|i-1}(I - K_i H)^T + K_i R_i K_i^T,$$

$$\hat{x}_{0|0} = \hat{x}_0, \quad P_{0|0} = P_0,$$

где K_i – матрица оптимальных по Калману коэффициентов усиления, а $P_{i|i-1}$ и $P_{i|i}$ – ковариационные матрицы ошибок оценивания.

Важное свойство оптимального фильтра заключается в том [12,14], что остаточные члены, определяемые как

$$y_i = z_i - H\hat{x}_{i|i-1},$$

являются последовательностью вида белого шума. При этом ковариация остаточного члена равна

$$\mathrm{R}_0 \overset{\Delta}{=} E[y_i y_i^T] = HP_{i|i-1}H^T + R_i,$$

а автоковариационная матрица процесса y_i равна

$$\mathrm{R}_j \overset{\Delta}{=} E[y_{i+j} y_i^T] = H[A(I - K_i H)]^{j-1} A[P_{i|i-1}H^T - K_i \mathrm{R}_0],$$

при $j = 1,2,3,\ldots$, где K – произвольный коэффициент усиления.

В случае, если ковариации шумов Q_i и R_i неизвестны, то матрица оптимальных коэффициентов усиления не может быть определена. Если, однако, коэффициент усиления может быть выбран таким, что

$$P_{i|i-1}H^T - K_i \mathrm{R}_{0,i} = 0,$$

то при допущении, что матрица $R_{0,i}$ обратима, коэффициент усиления K_i оказывается оптимальным [12].

Подставляя уравнение (1) в (2), получаем

$$\hat{x}_{i|i} = (I - K_i H) A x_{i-1|i-1} + K_i z_i .$$

Определяя матрицу S как

$$S = PH^T - KR_0 ,$$

уравнение (3) можно записать в виде:

$$R_j = H\left[A(I - KH)\right]^{j-1} AS . \qquad (4)$$

Абсолютный минимум функционала J, определяемого в виде

$$J = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m} s_{ij}^2 ,$$

где s_{ij} – (i,j)-й элемент матрицы S, достигается при $S=0$.

Для определения коэффициента усиления K, который приводит матрицу S к нулю, будем использовать метод проекции градиента [15]. Выбор именно этого метода обусловлен тем обстоятельством, что метод проекции градиента является весьма эффективным в условиях приближенного задания исходных данных, обеспечивает приемлемую точность решения вспомогательных задач и расширение множеств, чтобы получаемые последовательности были минимизирующими и регулярными в требуемой метрике.

Метод проекции градиента запишем в виде:

$$k_{i+1}^r = P_{\mathcal{K}}(k_i^r - \beta_i J'(k_i^r)), \quad i = 0,1,\ldots,\ r = 0,1,2,3,\ldots, \qquad (5)$$

где $P_{\mathcal{K}}(k)$ – проекция точки k на множество $\mathcal{K}$, $\beta_i > 0$; $\mathcal{K}$ – выпуклое замкнутое множество.

Для определения значений S и R_0 будем использовать следующую несмещенную состоятельную оценку параметра R_0, основанную на N последовательных остаточных членах:

$$\hat{R}_0 = \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N} y_i y_i^T .$$

Оценку параметра S можно получать решением уравнения (4) для нескольких значений j с использованием выборочных статистик в качестве несмещенных состоятельных оценок R_j. Оценка S определяется на основе выражения

$$D \cdot \hat{S} = \hat{R} ,$$

где

$$D = \begin{bmatrix} HA \\ \hdashline H[A(I-KH)]A \\ \hdashline \vdots \\ \hdashline H[A(I-KH)]^{j_{макс}-1}A \end{bmatrix}, \quad \hat{R} = \begin{bmatrix} \hat{R}_1 \\ \hdashline \hat{R}_2 \\ \hdashline \vdots \\ \hdashline \hat{R}_{j_{макс}} \end{bmatrix},$$

$$\hat{R}_j = \frac{1}{N-j}\sum_{i=1}^{N-j} y_{i+j} y_i^T ,\ j = 1,2,\ldots, j_{макс},\ j_{макс} = \eta ,$$

а значение $j_{макс}$ можно выбирать таким образом, чтобы матрица, подлежащая обращению, имела размеры $n \times n$ и ранг n.

После получения оценок параметров R_0 и S, их можно использовать для получения оценки величины $\partial f / \partial k_{\mu\lambda}$ для использования в уравнении (5).

При использовании данного подхода важным вопросом является установление момента, когда адаптивный алгоритм достигает оптимального коэффициента усиления. Остаточные члены исследуются на нулевую корреляцию с использованием проверки статистической гипотезы [11, 12].

Статистической гипотезой в рассматриваемом случае является предположение относительно распределения случайных переменных. Гипотеза, обозначаемая H_0, предполагает, что корреляционная матрица остаточных членов, определяемая выражением

$$\mathcal{R} = \Lambda^{-1/2} R_1 \Lambda^{-1/2} ,$$

где

$$\Lambda = diag[R_0],$$

является нулевой. Выборочная корреляционная матрица определяется в виде

$$\hat{\mathcal{R}} = \hat{\Lambda}^{-1/2} \hat{R}_1 \hat{\Lambda}^{-1/2} ,$$

где

$$\hat{\Lambda} = diag[\hat{R}_0].$$

Гипотеза H_0 будет принята или отвергнута на основании численных значений диагональных элементов матрицы $\hat{\mathcal{R}}$. Для того, чтобы проверить гипотезу H_0, нужно сформулировать альтернативную гипотезу, скажем H_1.

Пусть v_j, $j=1,2,...,m$, – диагональные элементы матрицы $(N-3)^{1/2}\mathcal{R}$, а $\hat{v}_j$ – диагональные элементы матрицы $(N-3)^{1/2}\hat{\mathcal{R}}$. Критической областью Ω_m проверки является подмножество евклидова m-мерного пространства E_m

$$\Omega_m = [\hat{v}_j :| \hat{v}_j > a,\ j=1,2,...,m],$$

где a – критическое значение гипотезы.

Уровень значимости и оперативная характеристика в этом случае определяются выражениями

$$\alpha = \int_{\Omega_m} p[\hat{v}_1,...,\hat{v}_m \mid v_1 = ... = v_m = 0] d\hat{v}_m\,, \quad (6)$$

$$\beta_{макс} = 1 - \int_{E_m - \Omega_m} p[\hat{v}_1,...,\hat{v}_m \mid (v_{макс})_j =| v_j |,\ j=1,2,...,m] \cdot (7)$$

Будем использовать предположение, что распределения в уравнениях (6) и (7) являются нормальными для достаточно большого N. Таким образом, принимаем приближения вида:

$$p[\hat{v}_1,...,\hat{v}_m \mid v_1 = ... = v_m = 0] =$$

$$= \prod_{j=1}^{m} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2}\hat{v}_j^2\},$$

$$p[\hat{v}_1,...,\hat{v}_m \mid (v_{макс})_j =| v_j |,\ j=1,2,...,m] =$$

$$= \begin{cases} \prod_{j=1}^{m} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2}[\hat{v}_j - (\hat{v}_{макс})_j]^2\}\ при\ v_j = (\hat{v}_{макс})_j, \\ \prod_{j=1}^{m} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \exp\{-\frac{1}{2}[\hat{v}_j + (\hat{v}_{макс})_j]^2\}\ при\ v_j = -(\hat{v}_{макс})_j, \end{cases}$$

Если $\alpha, \beta_{макс}$ и $(\rho_{макс})_j$, $j=1,2,...,m$, заданы, то уравнения (6) и (7) могут быть решены относительно N и a_j, $j=1,2,...,m$ [10-12].

Для уменьшения сложности решения уравнений (6) и (7) можно принять, что

$$a_1 = ... = a_m = a,$$

$$(v_{макс})_1 = ... = (v_{макс})_m = v_{макс},$$

Тогда уравнения (6) и (7) можно записать в виде:

$$\frac{1}{2}[\alpha_m]^{1/m} = \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \int_a^{\infty} \exp\{-\frac{1}{2}\xi^2\} d\xi\,,$$

$$\frac{1}{2}[\beta_{макс}]^{1/m} = \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} \int_{v_{макс}-a}^{v_{макс}+a} \exp\{-\frac{1}{2}\xi^2\} d\xi\,,$$

где $v_{макс} = (N-3)^{1/2}\rho_{макс}$. Эти уравнения можно решить относительно a и N, используя таблицу нормальных отклонений.

Приведенные соотношения позволяют реализовать алгоритмы диагностирования и реоптимизации процесса функционирования динамической системы и тем самым адаптировать фильтр Калмана к изменившимся условиям внешней среды.

Список литературы:

1. Автоматизированное управление технологическими процессами / под ред. Яковлева В.Б. – Л.: Изд-во Ленинградского университета, 1988. – 224 с.
2. Смышляев П.П., Лыкосов В.М., Осипков Л.П. Управление технологическими процессами. – Л.: Изд-во Ленинградского университета, 1989. –284с.
3. Ядыкин И.Б., Шумский В.М., Овсепян Т.А. Адаптивное управление непрерывными процессами. - М.: Энергоатомиздат, 1985. - 240 с.
4. Алексеев В.М., Тихомиров В.М., Фомин С.В. Оптимальное управление. -М.: Физматлит, 2005. – 384 с.
5. Цирлин А.М. Оптимальное управление технологическими процессами. -М. : Энергоатомиздат, 1986. - 400 с.
6. Малкин В.С. Техническая диагностика. Лань, 2013. – 272 с.
7. Дианов В.Н. Диагностика и надежность автоматических систем. -М.: МГИУ, 2004. – 376 с.
8. Справочник по теории автоматического управления / Под ред. А.А. Красовского. - М.: Наука, 1987. - 712 с.
9. Антонов В., Терехов В., Тюкин И. Адаптивное управление в технических системах. Учебное пособие. Изд-во: Изд-во Санкт-Петербургского университета, 2001. – 244с.
10. Химмельблау Д. Обнаружение и диагностика неполадок в химических и нефтехимических процессах / Пер. с англ. –Л.: Химия, 1983. – 352 с.
11. Розов А.К. Обнаружение, классификация и оценивание сигналов. Изд-во: Политехника, Издательство, 2000. - 248 с.
12. Фильтрация и стохастическое управление в динамических системах // Под ред. Леондеса К.Т. Пер. с англ., -М.: Мир, 1980. - 407 с.
13. Огарков М.А. Методы статистического оценивания параметров случайных процессов. –М.: Энергоатомиздат, 1990. -208 с.
14. Синицын И.Н. Фильтры Калмана и Пугачева. Изд-во: Логос, 2006. –640 с.
15. Васильев Ф.П. Методы решения экстремальных задач. - М.: Наука, 1981. - 400 с.

Игамбердиев Хусан Закирович – доктор технических наук, профессор кафедры «Информационные технологии в управлении» ТГТУ;

Азамхонов Боходир Саидкамолхонович – старший преподаватель кафедры «Компьютерные системы» Ферганского филиала ТУИТ,

Собиров Муслимжон Мухсинжон угли – магистрант Ферганского филиала ТУИТ,

Тел.: +99891-657-80-00;