

基于动态主元分析的控制系统性能评价方法

费正顺,黄炳强

(浙江科技学院 自动化与电气工程学院, 杭州 310023)

摘 要: 基于最小方差的性能评价通常存在需预知过程模型结构、计算繁杂、难于拓展至多变量系统及最小方差控制可达性弱等问题,提出了一种基于动态主元分析(DPCA)的最小方差性能评价方法。该方法将动态主元分析方法应用到最小方差控制性能评价中,能够结合最小方差评价和动态主元分析的优势。改进后的指标可以用来评价系统控制性能,便于实现在线监控和故障诊断。通过仿真实例,验证了所提出的方法的有效性和优越性。

关键词: 性能评价;最小方差控制;动态主元分析;控制系统

中图分类号: TP277

文献标志码: A

文章编号: 1671-8798(2015)03-0197-06

Assessment approach to control system performance based on DPCA

FEI Zhengshun, HUANG Bingqiang

(School of Automation and Electrical Engineering, Zhejiang University of Science and Technology,
Hangzhou 310023, China)

Abstract: There often exist some problems in performance assessment by using minimum variance, such as dependency of process model structure, heavy computing burden, difficulties in expanding to multi-variance system and the poor reachability of minimum variance control. To solve these problems, an improved minimum variance assessment approach is proposed based on dynamic principal component analysis(DPCA). By the new approach, the advantages of both minimum variance assessment and DPCA are fully used. And the new assessment index can be used to evaluate control performance, which is convenient for online monitoring and fault diagnosis. Then a simulation case is developed to illustrate the proposed approach, and the research results show the validation and superiority of the proposed method.

Key words: performance assessment; minimum variance control; dynamic principal component analysis(DPCA); control system

收稿日期: 2015-02-04

基金项目: 浙江省自然科学基金项目(LQ15F030006);浙江省教育厅科研计划项目(Y201431412);浙江科技学院学科交叉预研专项项目(2014JC04Y)

作者简介: 费正顺(1984—),男,浙江省浦江人,讲师,博士,主要从事系统建模与最优控制研究。

由于自动化水平的逐渐提升,如何准确评价工业过程控制系统的性能信息备受关注。工业过程中存在着成百上千的回路,控制系统可能由于执行机构的故障、设备的老化、工作点变化、负荷改变、非线性及环境干扰等作用,其控制性能逐渐或者突然恶化,导致产品质量降低、操作成本增加、满足不了过程控制的要求^[1-2]。由此,如何对控制系统进行性能评价,以消除潜在隐患和及时排除故障,显得尤为重要^[3]。

Harris 首次利用运行数据提出了基于最小方差准则的单变量控制系统性能评价基准^[4],推动了控制性能评价的研究热潮^[5-8]。基于最小方差准则的控制系统性能评价的主要优点在于其不依赖于系统原理模型,无需附加试验,只需已知过程时滞便可直接从闭环运行数据中估计出控制性能指标。然而,工业过程时滞变化将导致该方法估计出错误的控制性能指标。此外,该方法计算繁杂,要求预知模型结构和受控对象逆稳定,拓展性差,不适用于多输入多输出(MIMO)系统^[9-12]。这一系列问题成为阻碍该方法在现代大规模复杂系统过程中应用的重要因素。

为此,本研究采用动态主元分析(DPCA)对基于最小方差准则的控制性能评价方法进行了改进,并据此提出了一种新的最小方差控制系统性能评价基准。其主要思路是从过程闭环数据中建立动态数据矩阵,结合主元分析方法计算出控制器的性能评价指标。该方法无需知道模型时滞、模型结构等先验知识,仅基于闭环系统回路的输入输出数据,易于推广至多变量系统,计算简便。改进后的最小方差评价指标可以用来实时评价系统控制性能,便于在线监控和故障诊断。在仿真示例中对本研究提出的性能评价方法进行了验证,结果表明,该方法能广泛应用于实际闭环控制系统,在性能评价领域具有优越性。

1 最小方差控制性能评价基准

最小方差控制常用作工业系统控制器性能评价基准^[13]。图 1 所示的是一个零输入单变量控制系统,图中, \tilde{T} 表示没有延迟对象的传递函数, d 表示被控对象的延迟环节, Q 表示控制器, N 表示扰动环节的传递函数, a_t 为零均值白噪声序列,输出方差为 σ_a^2 。

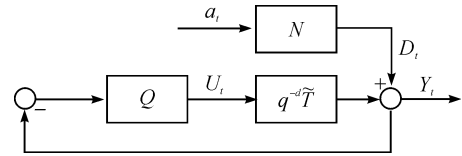


图 1 单变量控制系统回路

Fig. 1 Loop for single variable control system

该系统仅考虑到噪声 a_t 对系统输出 Y_t 的影响,可表示为

$$Y_t = \frac{N}{1 + q^{-d}Q\tilde{T}} a_t. \quad (1)$$

扰动传递函数 N 通过丢番图方程展开得

$$N = \underbrace{f_0 + f_1 q^{-1} + f_2 q^{-2} + \dots + f_{d-1} q^{-(d-1)}}_F + R q^{-d}. \quad (2)$$

式(2)中: $f_i (i=1, 2, \dots, d-1)$ —常系数; R —有理正则传递函数。

结合式(1)和式(2)得

$$Y_t = \frac{F + R q^{-d}}{1 + q^{-d}Q\tilde{T}} a_t = \left(F + \frac{R - FQ\tilde{T}}{1 + q^{-d}Q\tilde{T}} q^{-d} \right) a_t = F a_t + L a_{t-d}. \quad (3)$$

式(3)中, $L = \frac{R - FQ\tilde{T}}{1 + q^{-d}Q\tilde{T}}$ 是一个有理正则传递函数,把 $a_t q^{-d}$ 记为 a_{t-d} , F 为反馈不变量。通常可以采用时间序列分析,对闭环系统输出序列展开成如式(3)的移动平均(MA)过程^[4]。由于 $F a_t$ 、 $L a_{t-d}$ 相互独立,对式(3)等式两边求方差得

$$\text{var}(Y_t) = \text{var}(F a_t) + \text{var}(L a_{t-d}). \quad (4)$$

由式(3)知,最小方差控制器 $Q = R/F\tilde{T}$,根据白噪声序列相互独立性,结合式(4),系统输出方差最小为

$$\sigma_{MV}^2 = (1 + f_1^2 + f_2^2 + \dots + f_{d-1}^2) \sigma_a^2. \quad (5)$$

Harris 把 σ_{MV}^2 作为控制系统性能评价的基准,并结合常规操作下系统的输出方差 σ_y^2 ,定义了如下最小方差基准

$$\eta_{\text{harris}} = 1 - \frac{\sigma_{MV}^2}{\sigma_y^2}. \quad (6)$$

η_{harris} 的取值限定在 $[0, 1]$ 范围内,若 η_{harris} 越接近 0,则控制器的性能越接近最优。容易看出,Harris 指标较为直观地反映了实际控制系统当前性能与最优性能的接近程度。

2 基于动态主元分析的最小方差评价

2.1 动态主元分析

考虑系统运行过程的 $n \times p_x$ 维数据矩阵 \mathbf{X} , n 为样本个数, p_x 为过程检测变量个数,且 $n \geq p_x$ 。根据奇异值分解定理,可求得数据矩阵 \mathbf{X} 对应的奇异值,从而可判断变量间是否存在线性相关。由于实际工业系统广泛存在着噪声和不确定性,数据矩阵 \mathbf{X} 很难得到完全的奇异特征值。此时,可采用主元分析方法来分析数据矩阵 \mathbf{X} 各变量间的线性相关性。

主元分析的基本原理是:将数据矩阵 \mathbf{X} 中各变量标准化为零均值和单位方差,定义其协方差阵

$$\mathbf{A} = \frac{1}{n-1} \mathbf{X}^T \mathbf{X}. \quad (7)$$

通过奇异值分解得

$$\mathbf{A} = \mathbf{P}^T \mathbf{\Lambda} \mathbf{P}. \quad (8)$$

式(8)中,特征值矩阵 $\mathbf{\Lambda} = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{p_x})$, $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_{p_x} \geq 0$, 对应的单位特征变量 $\mathbf{P} = [\mathbf{P}_1 \ \mathbf{P}_2 \ \dots \ \mathbf{P}_{p_x}]$ 。因此,主元矩阵可以视为数据矩阵 \mathbf{X} 通过 \mathbf{P} 的一个线性变换而得到,该线性变换过程可以表达为:

$$\mathbf{T} = \mathbf{P}^T \mathbf{X}. \quad (9)$$

式(9)中, $\mathbf{T} = [t_1, t_2, \dots, t_{p_x}]$, t_1, t_2, \dots, t_{p_x} 分别表示第 1, 2, \dots , p_x 主元。

本质上,主元分析方法是一种静态分析方法,其存在的前提是样本与时间无关,即某个时刻的样本与过去任何时刻的样本都是相互独立的。但实际工业系统的检测数据既存在静态特性又存在动态特性,采用主元分析方法将丢失系统的动态信息。为解决该问题,考虑到数据矩阵间变量的动态相关性,可以将主元分析方法与自回归模型(AR)或有源自回归模型(ARX)相结合,这种方法称为动态主元分析方法。

动态主元分析方法的基本原理是:对于一个动态系统,当前时刻值与过去时刻值存在相关性。对于 l 阶动态系统,通过扩展观测向量,将过去 l 个时刻的观测值纳入到观测向量中,构造成如式(10)所示的数据矩阵:

$$\mathbf{X}_A(l) = [\mathbf{X}(k) \ \mathbf{X}(k-1) \ \dots \ \mathbf{X}(k-l)]. \quad (10)$$

针对构成的数据矩阵 $\mathbf{X}_A(l)$,采用主元分析方法,可以有效地同时提取系统所包含的动、静态信息,从而有利于分析系统的动态特性和静态特性,便于控制系统的监控和评价。另外,动态主元分析方法在提取数据矩阵的动、静态特性时,还要涉及系统模型阶次 l 的确定和主元个数的选取。为了得到最优的主元数目,可将累积方差解释能力(CPV)作为评判准则,选取百分比大于 85% 的主元个数,也可采用交叉验证法或平行分析法。确定模型阶次 l 的方法主要有 2 种:一种是结合平行分析和得分的自相关互相关检验方法^[14];另一种是按照动态系统辨识中的辨识方法,如根据 AIC 和 BIC 准则来确定系统阶次^[15]。

2.2 改进的最小方差评价指标

2.2.1 数据矩阵的构建

对于一个线性、定常系统,系统闭环输出数据序列 $\{Y(1), Y(2), \dots, Y(N)\}$, 输入数据序列 $\{U(1), U(2), \dots, U(N)\}$, 假定系统输入阶次为 n_b 、输出阶次为 n_a , 且 $n_b \leq n_a$, 通过时间序列分析技术建立如下过程自回归(ARX)模型:

$$Y(k) = a_1 Y(k-1) + \dots + a_{n_a} Y(k-n_a) + b_1 U(k-1) + \dots + b_{n_b} U(k-n_b) + \epsilon(k). \quad (11)$$

式(11)中, $\epsilon(k)$ 为拟合误差,通常可以被近似为线性定常系统的噪声输入数据序列; a_i ($i=1, 2, \dots, n_a$), b_i ($i=1, 2, \dots, n_b$) 为模型参数。若系统为 p 入 q 出的多变量系统,则系统闭环输出数据 $Y(i)$ ($i=1, 2, \dots, N$) 为 q 维列向量、输入数据 $U(i)$ ($i=1, 2, \dots, N$) 为 p 维列向量、模型参数 a_i ($i=1, 2, \dots, n_a$) 为 $q \times q$ 维矩阵及

$b_i (i=1, 2, \dots, n_b)$ 为 $q \times p$ 维矩阵; 若系统为单变量系统 ($p=1, q=1$), 则系统闭环输出数据 $Y(i) (i=1, 2, \dots, N)$ 、输入数据 $U(i) (i=1, 2, \dots, N)$ 、模型参数 $a_i (i=1, 2, \dots, n_a)$ 及 $b_i (i=1, 2, \dots, n_b)$ 均为标量。

由式(11)可知, 当前时刻的系统闭环输出线性相关于过去 n_a 个时刻的系统闭环输出数据和过去 n_b 个时刻的输入数据。如此, 可利用闭环输入输出数据建立如下所示的 $(s+1) \times (q(n_a+1) + pn_b)$ 维线性相关数据矩阵 \mathbf{X}_1 :

$$\mathbf{X}_1 = \begin{bmatrix} Y'(k-s) & Y'(k-s-1) & \cdots & Y'(k-s-n_a) & U'(k-s-1) & \cdots & U'(k-s-n_b) \\ Y'(k-s+1) & Y'(k-s) & \cdots & Y'(k-s-n_a+1) & U'(k-s) & \cdots & U'(k-s-n_b+1) \\ Y'(k-s+2) & Y'(k-s+1) & \cdots & Y'(k-s-n_a+2) & U'(k-s+1) & \cdots & U'(k-s-n_b+2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y'(k) & Y'(k-1) & \cdots & Y'(k-n_a) & U'(k-1) & \cdots & U'(k-n_b) \end{bmatrix} \quad (12)$$

可将数据矩阵 \mathbf{X}_1 各行和各列分别看作是系统样本、系统变量, 则系统变量数为 $(s+1) \times (q(n_a+1) + pn_b)$ 和系统样本数为 $(s+1)$ 。然而, 一方面数据矩阵 \mathbf{X}_1 具有 $(s+1)$ 步, 但是每步中只更新了 p 个输入数据和 q 个输出数据, 这很大程度上造成了数据冗余、数据重叠等现象。另一方面, 本研究仅探讨噪声序列干扰下的系统闭环输出数据, 与系统输入数据无关, 通常, 假定过程输入数据为零。综合考虑上述两方面, 针对 $(s+1) \times (q(n_a+1) + pn_b)$ 维线性相关数据矩阵 \mathbf{X}_1 , 将其改进为具有如下形式的 $(s+1) \times q(n_a+1)$ 维线性相关数据矩阵 \mathbf{X}_2 :

$$\mathbf{X}_2 = \begin{bmatrix} Y'(k-s) & Y'(k-s-1) & \cdots & Y'(k-s-n_a) \\ Y'(k-s+n_a+1) & Y'(k-s+n_a) & \cdots & Y'(k-s+1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y'(k) & Y'(k-1) & \cdots & Y'(k-n_a) \end{bmatrix} \quad (13)$$

式(13)中, $Y'(\cdot)$ 是 $Y(\cdot)$ 的转置。显然, 构成的数据矩阵 \mathbf{X}_2 不仅避免了数据冗余、数据重叠等现象, 还考虑到了数据矩阵间变量的动态相关性。

2.2.2 改进最小方差基准

控制系统正常运行情况下, 选取一段闭环“黄金”输出数据 $\{Y(1), Y(2), \dots, Y(N_b)\}$ 构造成形如数据矩阵 \mathbf{X}_b 的数据矩阵 \mathbf{X}_b :

$$\mathbf{X}_b = [\mathbf{X}_b(n_a+1) \quad \mathbf{X}_b(n_a) \quad \cdots \quad \mathbf{X}_b(1)] \quad (14)$$

式(14)中, $\mathbf{X}_b(i) = \begin{bmatrix} Y'(i) \\ Y'(n_a+1+i) \\ \vdots \\ Y'(p_b(n_a+1)+i) \end{bmatrix} (i=1, 2, \dots, n_a+1)$, 且 $(p_b+1)(n_a+1) \leq N_b$ 。将数据矩阵 \mathbf{X}_b 归

一化: $\bar{\mathbf{X}}_b(i) = \frac{\mathbf{X}_b(i) - u(\mathbf{X}_b(i))}{\sqrt{\text{var}(\mathbf{X}_b(i))}} (i=1, 2, \dots, n_a+1)$ ($u(\mathbf{X}_b(i))$ 、 $\text{var}(\mathbf{X}_b(i))$ 分别为 $\mathbf{X}_b(i)$ 的均值和方差),

得到数据矩阵 $\bar{\mathbf{X}}_b = [\bar{\mathbf{X}}_b(n_a+1) \quad \bar{\mathbf{X}}_b(n_a) \quad \cdots \quad \bar{\mathbf{X}}_b(1)]$ 。

针对归一化后的数据矩阵 $\bar{\mathbf{X}}_b$ 采用 PCA, 选取主元个数 l_b , 得分主元为 $\bar{t}_1, \bar{t}_2, \dots, \bar{t}_{l_b}$, 对应的特征向量为 $\bar{p}_1, \bar{p}_2, \dots, \bar{p}_{l_b}$, 数据矩阵 $\bar{\mathbf{X}}_b$ 可分解为:

$$\bar{\mathbf{X}}_b = \bar{\mathbf{T}}_b \bar{\mathbf{P}}_b' + \bar{\mathbf{E}}_b \quad (15)$$

式(15)中, $\bar{\mathbf{T}}_b = [\bar{t}_1, \bar{t}_2, \dots, \bar{t}_{l_b}]$, $\bar{\mathbf{P}}_b = [\bar{p}_1, \bar{p}_2, \dots, \bar{p}_{l_b}]$, $\bar{\mathbf{E}}_b$ 为残差矩阵, 可求得数据残差平方和的平均值 S_e^2 , 可作为最小方差 σ_{MV}^2 的估计值。

假定数据矩阵 $\bar{\mathbf{X}}_b$ 是 $n_b \times m_b$ 维, 视 n_b, m_b 分别为样本个数、变量个数, 则定义控制器性能评价的基准性能指标 η_b :

$$\eta_b = 1 - \frac{m_b - 1}{l_b - 1} \frac{S_e^2}{S_y^2} \quad (16)$$

式(16)中: S_y^2 —构成数据矩阵 \mathbf{X}_b 的闭环输出数据的方差。

2.2.3 基于改进最小方差基准的控制系统性能评价

控制系统运行过程中的任一系列新的闭环输出数据 $\{Y_{\text{new}}(1), Y_{\text{new}}(2), \dots, Y_{\text{new}}(N_{\text{new}})\}$, 将其构建成的数据矩阵 $\mathbf{X}_{\text{new}} = [\mathbf{X}_{\text{new}}(n_a+1) \quad \mathbf{X}_{\text{new}}(n_a) \quad \dots \quad \mathbf{X}_{\text{new}}(1)]$, 与数据矩阵 \mathbf{X}_b 具有相同的变量数 m_b 。

将数据矩阵 \mathbf{X}_{new} 各列归一化: $\bar{\mathbf{X}}_{\text{new}}(i) = \frac{\mathbf{X}_{\text{new}}(i) - u(\mathbf{X}_{\text{new}}(i))}{\sqrt{\text{var}(\mathbf{X}_{\text{new}}(i))}} (i=1, 2, \dots, n_a+1)$ ($u(\mathbf{X}_{\text{new}}(i))$ 、 $\text{var}(\mathbf{X}_{\text{new}}(i))$ 分别为 $\mathbf{X}_{\text{new}}(i)$ 的均值和方差), 得到归一化后的数据矩阵 $\bar{\mathbf{X}}_{\text{new}} = [\bar{\mathbf{X}}_{\text{new}}(n_a+1) \quad \bar{\mathbf{X}}_{\text{new}}(n_a) \quad \dots \quad \bar{\mathbf{X}}_{\text{new}}(1)]$ 。对应的得分向量 $\bar{\mathbf{T}}_{\text{new}}$, 误差矩阵 $\bar{\mathbf{E}}_{\text{new}}$ 分别由下式得到:

$$\bar{\mathbf{T}}_{\text{new}} = \bar{\mathbf{X}}_{\text{new}} \bar{\mathbf{P}}_b \quad (17)$$

$$\bar{\mathbf{E}}_{\text{new}} = \bar{\mathbf{X}}_{\text{new}} - \bar{\mathbf{T}}_{\text{new}} \bar{\mathbf{P}}_b \quad (18)$$

可得求残差平方和的平均值 $S_{e \cdot \text{new}}^2$, 作为这一系列新的闭环输出数据的最小方差估计。据此, 得到该控制器性能评价的基准性能指标 η_{new} :

$$\eta_{\text{new}} = 1 - \frac{m_b - 1}{l_b - 1} \frac{S_{e \cdot \text{new}}^2}{S_{y \cdot \text{new}}^2} \quad (19)$$

式(19)中: $S_{y \cdot \text{new}}^2$ —这一系列新的闭环输出数据的方差; m_b —变量数; l_b —主元数。

η_b 、 η_{new} 分别是控制器的控制性能评价的基准指标、过程中控制器的性能评价指标。如果 $\eta_{\text{new}} > \eta_b$ 则表明控制器的控制性能优于基准指标, 否则, 劣于基准指标。

3 仿真结果

这里采用文献[5]中的仿真实例对提出的方法进行验证, 模拟一个如图1所示的过程控制系统, 其中设定值为零保持不变。采样时间 $T=0.1$, 纯滞后时间 $d=2$, 控制器采用简单的积分控制调节器 $\Delta u(k) = -k_y$,

噪声通道的传递函数为 $N = \frac{1-0.2q^{-1}}{1-q^{-1}}$, 干扰类

型为白噪声序列, $\sigma_a^2 = 0.1$, 当简单积分调节器的比例增益 K 分别取 0.1、0.2、0.3、0.4、0.5、0.6、0.7、0.8、0.9、1 时, 分别得到 500 个数据, 对运行后的时间序列逐一进行性能评估。采用基于 DPCA 的改进最小方差指标评价, 选取简单积分调节器的比例增益 $K=0.4$ 情况下为黄金数据段, 选取模型阶次为 10, 构成 50×10 维数据矩阵, 采用主元分析技术得其主元个数及 CPV 值如表1所示, 根据 CPV 原则取 7 个主元, 得到其评价指标为 0.123 0。

简单积分调节器的比例增益 K 分别取 0.1、0.2、0.3、0.4、0.5、0.6、0.7、0.8、0.9、1 时的改进最小方差评价指标, 如图2中三角形所标示, 星号所示为最小方差评价指标。

从图2中可以看出, 基于 DPCA 的改进最小方差评价指标与最小方差评价指标趋势一致, 相差不大, 在简单积分调节器中, 比例增益 K 取 0.4~0.5 附近, 性能评价最好, 验证了该方法的有效性。然而, 本例中最小方差评价指标是在模型已知、滞后确定的情况下, 利用长除法求得, 而基于 DPCA 的改进最小方差评价指标仅依赖于系统闭环输出数据, 且避免了繁杂的计算,

表1 回路的主元个数及 CPV 值

Table 1 Component numbers and CPV value of the loop

| 主元数 | 协方差值 | 贡献率/% | 累积贡献率/% |
|-----|----------|-------|---------|
| 1 | 2.28e+00 | 22.84 | 22.84 |
| 2 | 1.74e+00 | 17.36 | 40.21 |
| 3 | 1.50e+00 | 15.02 | 55.23 |
| 4 | 1.23e+00 | 12.25 | 67.48 |
| 5 | 9.83e-01 | 9.83 | 77.31 |
| 6 | 6.81e-01 | 6.81 | 84.12 |
| 7 | 5.71e-01 | 5.71 | 89.83 |
| 8 | 4.39e-01 | 4.39 | 94.22 |
| 9 | 3.52e-01 | 3.52 | 97.74 |
| 10 | 2.26e-01 | 2.26 | 100.00 |

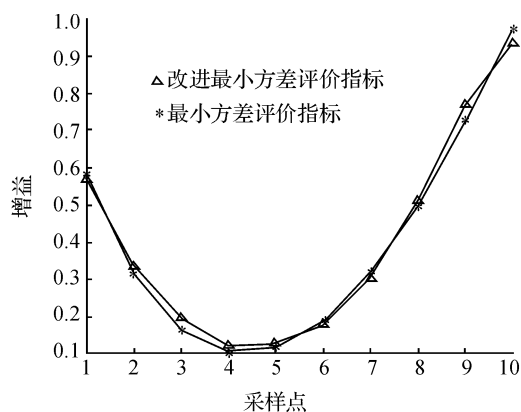


图2 回路控制器评价指标

Fig. 2 Controller assessment index of the loop

显示了其方法的优越性。

4 结 语

针对传统的最小方差评价指标存在的一些问题,如:最小方差的计算繁杂,在工业过程中的应用性差,可拓展性差,PID 控制器受自身条件的影响,难以实施理想最小方差控制等,本研究提出了一种基于动态主元分析方法的控制器控制性能评价方法。该方法将动态主元分析方法应用到最小方差控制性能评价中,能够结合最小方差评价和动态主元分析的优势。其中最小方差采用估计法计算,无需求解丢番图方程并简化了计算。仿真研究结果验证了该方法的有效性及其优越性。同时,该方法还继承了动态主元分析方法的优点,便于实时监控控制性能,可为实时控制性能提供基准性能参考,以便及时发现故障,消除故障,减少损失,这对进一步的研究提供了可行性。

参考文献:

- [1] Ender D. Process control performance: Not as good as you think[J]. Control Engineering,1993(9):180-190.
- [2] Rinehart N, Jury F. How control valves impact process optimization[J]. Hydrocarbon Processing,1997,76(6):53-61.
- [3] Huang B, Shah S L. Practical issues in multivariable feedback control performance assessment[J]. Journal of Process Control,1998,8(5):421-430.
- [4] Harris T J. Assessment of control loop performance[J]. The Canadian Journal of Chemical Engineering,1989,67(5):856-861.
- [5] Desborough L, Harris T. Performance assessment measures for univariate feedback control[J]. The Canadian Journal of Chemical Engineering,1992,70(6):1186-1197.
- [6] Ko B S, Edgar T F. PID control performance assessment: The single-loop case[J]. AIChE Journal,2004,50(6):1211-1218.
- [7] Sendjaja A Y, Kariwala V. Achievable PID performance using sums of squares programming[J]. Journal of Process Control,2009,19(6):1061-1065.
- [8] Yu W, Wilson D I, Young B R. Nonlinear control performance assessment in the presence of valve stiction[J]. Journal of Process Control,2010,20(6):754-761.
- [9] Harris T J, Boudreau F, Macgregor J F. Performance assessment of multivariable feedback controllers[J]. Automatica,1996,32(11):1505-1518.
- [10] Yuan Q, Lennox B, McEwan M. Analysis of multivariable control performance assessment techniques[J]. Journal of Process Control,2009,19(5):751-760.
- [11] Yu J, Qin S J. Statistical MIMO controller performance monitoring. Part I: Data-driven covariance benchmark[J]. Journal of Process Control,2008,18(3/4):277-296.
- [12] Huang B, Ding S X, Thornhill N. Alternative solutions to multi-variate control performance assessment problems[J]. Journal of Process Control,2006,16(5):457-471.
- [13] Harris T J, Seppala C T, Desborough L D. A review of performance monitoring and assessment techniques for univariate and multivariate control systems[J]. Journal of Process Control,1999,9(1):1-17.
- [14] Ku W, Storer R H, Georgakis C. Disturbance detection and isolation by dynamic principal component analysis[J]. Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems,1995,30(1):179-196.
- [15] Li W, Qin S J. Consistent dynamic PCA based on errors-in-variables subspace identification[J]. Journal of Process Control,2001,11(6):661-678.