

## 测量时延在线估计与批间控制器协同设计

万莉, 谭斐, 潘天红<sup>†</sup>

(江苏大学 电气信息工程学院, 江苏 镇江 212013)

**摘要:** 批间控制是半导体批次生产过程中常用算法, 其关键问题在于能够及时获取上一批次的制程输出, 受测量手段及其成本限制, 实际的生产制程很难满足这一要求. 为此, 本文提出一种基于贝叶斯统计分析的测量时延估计算法. 在分析晶圆质量与实测时延、估计时延、以及制程漂移之间的逻辑关系的基础上, 并将晶圆的质量信息按加工时间顺序划分两个相邻的滚动时间窗口. 基于贝叶斯后验概率函数, 及时捕获后一个滚动时间窗口内过程输出发生漂移的概率, 从而判断是否有测量时延发生, 并估算该时延大小. 在此基础上, 给出批间控制器的测量时延补偿策略, 及时调整制程的控制量, 提高晶圆的加工品质. 仿真结果验证所提出算法的有效性.

**关键词:** 批间控制; 双指数加权滑动平均; 时延; 贝叶斯理论

**中图分类号:** TP273      **文献标识码:** A

## Online estimation of time-varying metrology delay and run-to-run control co-design

WAN Li, TAN Fei, PAN Tian-hong<sup>†</sup>

(School of Electrical and Information Engineering, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu 212013, China)

**Abstract:** Run-to-run (R2R) control has been widely used in the semiconductor manufacturing processes. The core of the algorithm is to obtain the process output at previous runs. Restricted by the measurement tool and cost, it is impossible to obtain the quality data timely. We propose an estimation algorithm for estimating the time-varying metrology delay by using the Bayesian statistical analysis. Firstly, we analyze the logical relationship among the wafer quality, the real measurement time-delay, the estimated measurement time-delay and the drift of the process. The wafer quality data is divided into two parts and put in two adjacent moving windows according to the wafer manufacturing sequence. Then, the occurrence probability of the time-varying metrology delay is determined based on the value of Bayesian posterior probability in the second moving window. The delay value is calculated by a trial and error method. On this basis, the delay compensation value for the R2R controller is determined, the control value of the manufacturing process is adjusted accordingly, and the quality of product is improved. The simulation example validates the efficacy of the proposed algorithm.

**Key words:** run-to-run control (R2R); double exponent weighted moving average (d-EWMA); metrology delay; Bayesian theory

### 1 引言(Introduction)

批间控制(run-to-run control, R2R)融合统计过程控制和先进过程控制的优点, 根据前几批次生产数据, 动态调整生产设备中的制程参数, 以消除或减少设备参数漂移、机台老化、以及不可测噪声等干扰因数的影响, 从而提高晶圆生产的质量.

指数加权移动平均滤波(exponent weighted moving average, EWMA)是R2R控制的一种重要算法<sup>[1]</sup>, 该算法的关键是在于能及时获取前一批次的生产信息(晶圆质量数据). 然而, 受晶圆测量手段的约束, 很

难实现在线实时测量, 亦即: 批次生产过程必定存在测量延时. 在有测量时延前提下, 很多学者讨论批间控制器的性能, 例如: Good等人分析了多输入多输出系统闭环稳定问题, 并给出了批间控制器稳定性的充分条件<sup>[2]</sup>; Wu等人则讨论过程干扰为ARMA形式时, 系统的暂态行为和渐进稳定性条件<sup>[3]</sup>. 但这些方法并没有给出相应的批间控制器时延补偿策略. 而Fan等人从统计学的角度出发, 基于shewhart控制图, 提出一种基于递归最小二乘批间控制器的测量时延估计算法<sup>[4]</sup>, 提高晶圆的加工品质, 但该算法需要历史数据

收稿日期: 2015-04-26; 录用日期: 2015-06-28.

<sup>†</sup>通信作者. E-mail: thpan@ujs.edu.cn; Tel.: +86 15805298357.

本文责任编辑: 吴敏.

国家自然科学基金(61273142), 江苏省六大人才高峰(2012-DZXX-045), 江苏省高校优势学科建设工程项目(PAPD)资助.

National Natural Science Foundation of China (61273142), Foundation for Six Talents by Jiangsu Province (2012-DZXX-045) and Priority Academic Program Development of Jiangsu Higher Education Institutions (PAPD).

较多, 测量时延估计不及时, 从而导致批间控制器不能得到很好的控制。

为提高测量时延估计的实时性与准确性, 本文在分析制程输出、实测时延、估计时延与制程输出漂移逻辑关系的基础上, 给出时延发生时, 制程输出的变化趋势。并将制程输出数据分割为两个滚动时间窗口, 利用贝叶斯后验概率函数<sup>[5]</sup>, 计算两个滚动时间窗口内制程输出的联合概率分布, 判别后一个时间窗口内概率的变化趋势, 进而给出测量时延的判别准则, 利用试凑法估算出测量时延的大小, 基于该估计的测量时延, 给出一种double EWMA批间控制器的补偿策略。

## 2 问题的描述(Problem description)

考虑一带有漂移的半导体晶圆加工的批次生产制程, 其模型可表示为

$$y_t = \alpha + \beta u_{t-1} + \delta t + \xi_t, \quad (1)$$

式中:  $y_t$ 为 $t$ 批次制程输出,  $u_{t-1}$ 为 $t$ 批次制程控制量,  $\delta$ 为制程的漂移量(如: 机台老化过程),  $\xi_t \in (0, \sigma_1^2)$ 为制程的白噪声。  $\alpha, \beta$ 分别为制程的偏置(offset)和增益(gain)。

假设待加工晶圆的目标值为 $\tau$ , 则批间控制器d-EWMA(double exponentially weighted moving average)的输出为

$$u_t = \frac{\tau - a_t - D_t}{b},$$

s.t.

$$\begin{cases} a_t = \lambda_1(y_t - bu_{t-1}) + (1 - \lambda_1)(a_{t-1} + D_{t-1}), \\ D_t = \lambda_2(y_t - bu_{t-1} - a_{t-1}) + (1 - \lambda_2)D_{t-1}, \end{cases} \quad (2)$$

式中:  $0 < \lambda_1, \lambda_2 < 1$ 为d-EWMA滤波器的折扣因子, 决定了d-EWMA滤波器调整制程变异的能力;  $b$ 为模型(1)增益 $\beta$ 的估计值, 由实验设计(design of experiment)确定;  $a_t$ 为 $\alpha + \delta t + \xi_t$ 的似然估计,  $D_t$ 则是对漂移量 $\delta$ 的似然估计<sup>[6]</sup>, 即

$$\begin{cases} E(a_t) = E(\alpha + \delta t + \xi_t), \\ E(D_t) = E(\delta). \end{cases} \quad (3)$$

代入式(2), 得

$$u_t = \frac{\tau - \alpha - \delta t - \xi_t - \delta}{b}. \quad (4)$$

若批次制程存在测量时延 $t_r$ , 亦即在当前 $t$ 批次时, 测量系统只能得到 $t - t_r + 1$ 批次的制程输出值 $y_{t-t_r}$ , 为此:

$$\begin{aligned} E(u_t) &= E\left(\frac{\tau - \alpha - \delta t - \delta}{b}\right) = \\ E\left(\frac{\tau - \alpha - \delta(t - t_r) - (1 + t_r)\delta}{b}\right) &= \end{aligned}$$

$$E\left(\frac{\tau - a_{t-t_r} - (1 + t_r)D_{t-t_r}}{b}\right). \quad (5)$$

众所周知, 现有的晶圆批次制程都采用抽样测量机制<sup>[7]</sup>, 很难确定 $t_r$ 的大小, 需要实时估算出该制程的测量时延 $t_p$ , 以便实现带测量时延的批间控制, 即 $u_t$ 为

$$u_t = \frac{\tau - a_{t-t_r} - (1 + t_p)D_{t-t_r}}{b}. \quad (6)$$

设模型不匹配参数:  $\varepsilon = \frac{\beta}{b} = 1$ , 结合式(1)与式(4), 得

$$\begin{aligned} E(y_t) &= E(\alpha + \beta u_{t-1} + \delta t + \xi_t) = \\ E(\alpha + \tau - a_{t-t_r-1} - D_{t-t_r-1} - t_p D_{t-t_r-1} + \delta t) &= \\ E(\tau - t_p D_{t-t_r-1} + \alpha + \delta t - a_{t-t_r-1} - D_{t-t_r-1}) &= \\ \tau - t_p \delta + t_r \delta = \tau + (t_r - t_p)\delta. \end{aligned} \quad (7)$$

由式(7)可知, 带估计时延 $t_p$ 批间控制器具有如下性质<sup>[8]</sup>:

**性质 1** 当制程的漂移 $\delta > 0$ 时,

- 1) 若 $t_p > t_r$ , 则 $E(y_t) < \tau$ ;
- 2) 若 $t_p < t_r$ , 则 $E(y_t) > \tau$ ;
- 3) 若 $t_p = t_r$ , 则 $E(y_t) = \tau$ .

**性质 2** 当制程的漂移 $\delta < 0$ 时,

- 1) 若 $t_p > t_r$ , 则 $E(y_t) > \tau$ ;
- 2) 若 $t_p < t_r$ , 则 $E(y_t) < \tau$ ;
- 3) 若 $t_p = t_r$ , 则 $E(y_t) = \tau$ .

由性质1, 2可知, 若实际的测量时延 $t_r$ 与所估计的时延 $t_p$ 不相等, 则该批次制程的输出 $y_t$ 会发生相应的漂移。为此, 若能及时捕获这种漂移, 即可估算出时延 $t_p$ 的大小, 进而调整批间控制器的输出 $u_t$ , 使得加工的晶圆质量稳定在目标值附近。

## 3 基于贝叶斯理论的时延估计算法(Metrology delay estimation using Bayesian theory)

设 $A$ 为样本空间 $\Omega$ 的事件,  $\{B_i\}_{i=1}^n$ 为 $\Omega$ 的一个划分, 则在已知 $A$ 发生的情况下,  $B_i$ 发生的后验概率为<sup>[9]</sup>

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_{j=1}^n P(B_j)P(A|B_j)}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (8)$$

式中:  $P(B_i)$ 为 $B_i$ 发生的先验概率,  $P(B_i) > 0$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ).  $P(A|B_i)$ 是 $B_i$ 关于 $A$ 的似然函数<sup>[10]</sup>, 即 $B_i$ 发生条件下 $A$ 发生的概率。

如前所述, 若所估计的时延 $t_p$ 与实际的测量时延 $t_r$ 不相等, 则制程的输出 $y_t$ 会发生相应的漂移, 为捕获这个漂移, 可将晶圆的质量信息按加工时间顺序划分为两个相邻的滚动时间窗口 $B_1$ 和 $B_2$ , 分别包含 $\omega_1$ 和 $\omega_2$ 个晶圆。如图1所示。

假设窗口 $B_1$ 中样本均值 $m_{w_1} = 0$ , 窗口 $B_1$ 中估计的测量时延与实际测量时延相等(即 $t_r = t_p$ ),  $B_2$ 中所估计时延 $t_p$ 有误差, 由式(8)可得, 窗口 $B_2$ 中的后验概率为<sup>[7]</sup>

$$P(B_2|A) = \frac{P(B_2)p(A|B_2)}{P(B_2)p(A|B_2) + P(B_1)p(A|B_1)}, \quad (9)$$

式中 $P(B_2)$ 为先验概率(可由历史经验得到).

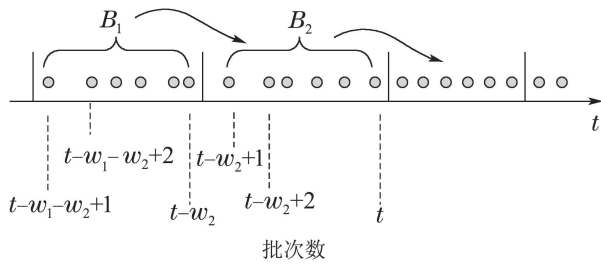


图1 滚动时间窗口数据分析

Fig. 1 Data analysis in the moving time windows

由于只有两个滚动窗口, 则 $P(B_1) = 1 - P(B_2)$ .  $A$ 为时间窗口内的样本组合,  $A = \{y_1, y_2, \dots, y_k\}$ ,  $k = 1, 2, \dots, \omega_2$ .  $p(A|B_2)$ ,  $p(A|B_1)$ 分别是 $B_2$ ,  $B_1$ 关于 $A$ 的条件密度函数.  $B_2$ 关于单个晶圆质量 $y_i$ 的条件密度函数为<sup>[11-12]</sup>

$$p(y_i|B_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{w_2}^2}} \exp\left[-\frac{(y_i - m_{w_2})^2}{2\sigma_{w_2}^2}\right], \quad (10)$$

式中

$$\begin{cases} m_{w_2} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_i, \\ \sigma_{w_2} = \sqrt{\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (y_i - m_{w_2})^2}. \end{cases} \quad (11)$$

因为集合 $A$ 中所有样本 $y_k$ 都是相互独立的, 所以 $A$ 的联合概率密度函数为

$$p(A|B_2) = \prod_{i=1}^k p(y_i|B_2). \quad (12)$$

由式(11)可得

$$p(A|B_2) = \frac{\exp\left[-\frac{1}{2\sigma_{w_2}^2} \sum_{i=1}^k (y_i - m_{w_2})^2\right]}{(\sqrt{2\pi\sigma_{w_2}^2})^k}. \quad (13)$$

同理可得

$$p(A|B_1) = \frac{1}{(\sqrt{2\pi\sigma_{w_1}^2})^k} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_{w_1}^2} \sum_{i=1}^k y_i^2\right], \quad (14)$$

式中

$$\sigma_{w_1} = \sqrt{\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_i^2}. \quad (15)$$

由于制程输出扰动主要由白噪声造成的, 所以

$$E(\sigma_{w_1}) = E(\sigma_{w_2}) = \sigma. \quad (16)$$

将式(13)–(14)代入式(9)得

$$P(B_2|A) = \frac{P(B_2)}{P(B_2) + (1 - P(B_2)) \exp\left[-\frac{\sum_{i=1}^k (2y_i m_{w_2} - m_{w_2}^2)}{2\sigma^2}\right]}.$$

又因为

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^k (2y_i m_{w_2} - m_{w_2}^2) &= m_{w_2} (2 \sum_{i=1}^k y_i - k m_{w_2}) = \\ \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_i (2 \sum_{i=1}^k y_i - \sum_{i=1}^k y_i) &= \frac{1}{k} \left(\sum_{i=1}^k y_i\right)^2. \end{aligned} \quad (17)$$

将式(17)代入上式得后验概率为

$$P(B_2|A) = \frac{P(B_2)}{P(B_2) + (1 - P(B_2)) \exp\left[-\frac{1}{2k\sigma^2} \left(\sum_{i=1}^k y_i\right)^2\right]}.$$

若系统估计测量时延不准确, 则制程输出 $y_k$ 会发生漂移, 后验概率 $P(B_2|A)$ 则会变大. 为此, 给出以下判别准则:

R1) 若 $E(y_t) > \tau$ 且 $P(B_2|A) \geq C$ , 则 $t_p = t_p + 1$ ;

R2) 若 $E(y_t) < \tau$ 且 $P(B_2|A) \geq C$ , 则 $t_p = t_p - 1$ ;

R3) 若联合概率不满足R1)与R2), 则 $t_p = t_p$ .

式中 $C$ 称为置信水平<sup>[13-14]</sup>.

R1)表示如果制程输出均值大于目标值, 且后验概率大于等于给定的置信水平 $C$ , 说明估计测量时延 $t_p$ 小于实际测量时延 $t_r$ , 需及时调整 $t_p$ ( $t_p = t_p + 1$ )直到 $t_p = t_r$ .

R2)表示如果制程输出均值小于目标值且后验概率大于等于给定的置信水平 $C$ , 说明估计测量时延 $t_p$ 大于实际测量时延 $t_r$ , 需及时调整 $t_p$ ( $t_p = t_p - 1$ )直到 $t_p = t_r$ .

**引理 1** 若给定置信水平 $C$ , 判别准则R1), R2), R3)可检测时延 $t_r$ 范围为

$$t_r | m_{w_2} \geq \gamma \sigma, \quad (18)$$

$$\text{式中 } \gamma = \sqrt{-\frac{2}{k} \ln\left(\frac{P(B_2) - CP(B_2)}{C(1 - P(B_2))}\right)}.$$

证

$$\frac{P(B_2)}{P(B_2) + (1 - P(B_2)) \exp\left(-\frac{\sum_{i=1}^k y_i^2}{2k\sigma^2}\right)} \geq C, \quad (19)$$

$$\frac{P(B_2)}{P(B_2) + (1 - P(B_2)) \exp\left[\left(\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k y_i\right)^2 \frac{k}{2\sigma^2}\right]} \geq C, \quad (20)$$

$$\frac{P(B_2)}{P(B_2) + (1 - P(B_2)) \exp(-\frac{k}{2\sigma^2} m_{w_2}^2)} \geq C, \quad (21)$$

$$\exp(-\frac{k m_{w_2}^2}{2\sigma^2}) \leq \frac{P(B_2) - CP(B_2)}{C(1 - P(B_2))}, \quad (22)$$

$$m_{w_2} \geq \sqrt{-\frac{2}{k} \ln(\frac{P(B_2) - CP(B_2)}{C(1 - P(B_2))})} \sigma. \quad (23)$$

证毕.

基于上述判别准则, 图2给出一种基于估计测量时延的批间控制器算法流程图.

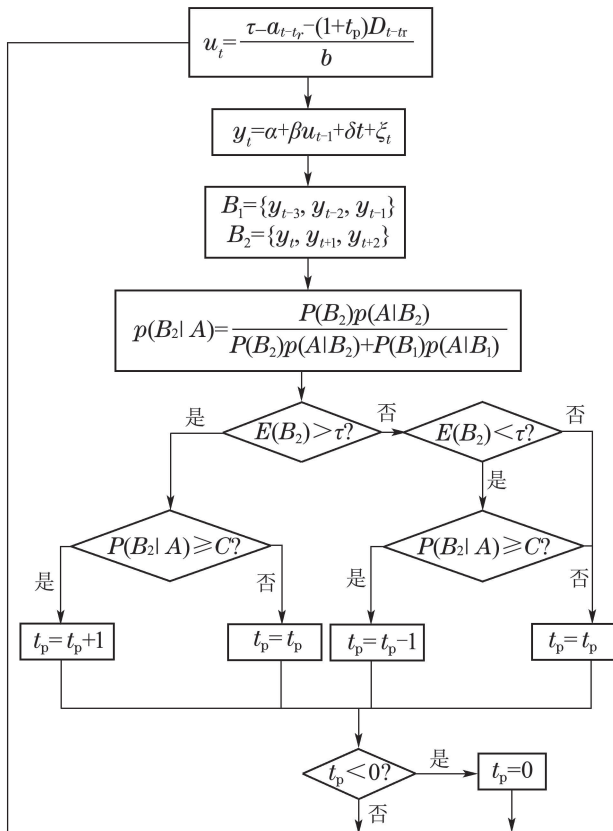


图 2 基于估计测量时延的批间控制器算法流程图  
Fig. 2 Flow chart of R2R controller using the estimated metrology delay

在每一生产批次 $t$ , 需估算测量时延 $t_p$ 的大小, 代入d-EWMA控制器(4), 实时调整批次制程参数, 从而改善晶圆的加工品质, 提高生产良率.

#### 4 仿真与分析(Simulation and analysis)

设一待加工晶圆的参数为 $\alpha = 5, \beta = 5$ , 机台的漂移为 $\delta = 5$ , 生产制程的噪声为 $\xi_t \in (0, 1^2)$ , 产品的目标值 $\tau = 0$ . 取模型不匹配参数为

$$\varepsilon = \frac{\beta}{b} = 1,$$

偏置的初始值为 $a_0 = 3$ , 总批次数为500, 实际测量时延 $t_r$ 如图3所示.

基于本文所述算法, 设置两个滚动时间窗口 $B_1$

与 $B_2$ , 其长度设置为3(如图4所示), 即

$$B_1 = \{y_{t-3}, y_{t-2}, y_{t-1}\},$$

$$B_2 = \{y_t, y_{t+1}, y_{t+2}\}, t > 3.$$

由于时延具有延续性, 因此, 测量时延 $t_r$ 有可能多次被估计. 为避免此情况, 令

$$h = \frac{1}{3} \sum_{i=t}^{t+2} y_i - \frac{1}{3} \sum_{i=t-3}^{t-1} y_i, \quad (24)$$

式中 $h$ 为两个相邻滚动时间窗口数据平均值的差值.

若在时刻 $t$ , 有等值的测量时延发生, 并持续几个批次, 亦即: 在 $t, t+1, t+2, \dots$ 时刻, 发生了等值测量时延(如图3所示). 本文算法在 $t$ 时刻, 捕获了该时延 $t_p$ , 但在 $t+1$ 时刻, 该值又有可能被重复估计, 因为此时窗口变换成

$$B_1 = \{y_{t-2}, y_{t-1}, y_t\},$$

$$B_2 = \{y_{t+1}, y_{t+2}, y_{t+3}\},$$

则

$$h = \frac{1}{3} \sum_{i=t+1}^{t+3} y_i - \frac{1}{3} \sum_{i=t-2}^t y_i. \quad (25)$$

亦即 $h$ 仍有漂移. 为了避免这种重复估计, 可令

$$B_1 = \{y_t, y_t, y_t\}.$$

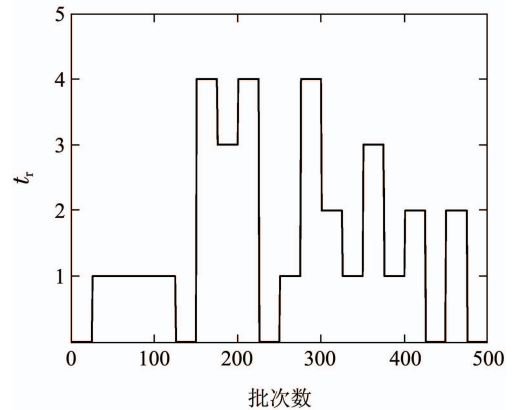


图 3 实际测量时延 $t_r$   
Fig. 3 Actual measurement delay  $t_r$

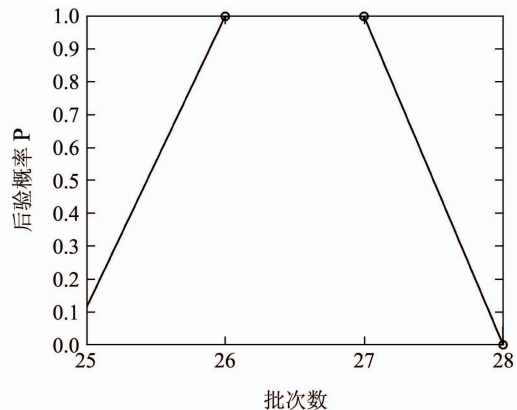


图 4 滚动时间窗口的后验概率

Fig. 4 The posterior probability of the moving time window

在26批次时,窗口 $B_2$ 的联合后验概率 $P(B_2|A)$ 发生明显变化,依据本文准则:后验概率 $P(B_2|A) \geq C$ (比如在 $C = 80\%$ 的情况下,可检测到由时延引起的扰动范围 $m_{w_2} \geq 2.677\sigma$ ),说明估计测量时延 $t_p$ 小于实际测量时延 $t_r$ ,需及时调整 $t_p$ (此时 $t_p + 1$ ),直到 $t_p = t_r$ .结果如图5所示.

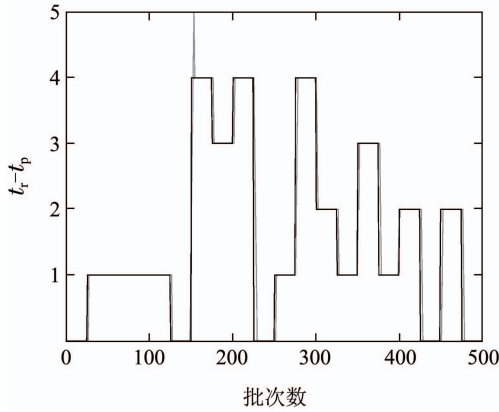


图5 Bayesian算法的时延估计效果

Fig. 5 The results of Bayesian algorithm

由图5可知,本文算法能够及时捕获测量时延 $t_r$ 的变化.基于所估计的测量时延 $t_p$ ,补偿批间控制器d-EWMA的输出 $u_t$ ,使制程输出 $y_t$ 稳定在目标值附近,结果如图6所示,晶圆的品质只在测量时延发生变化时有跳动,较好的改善了批间控制器的效果.

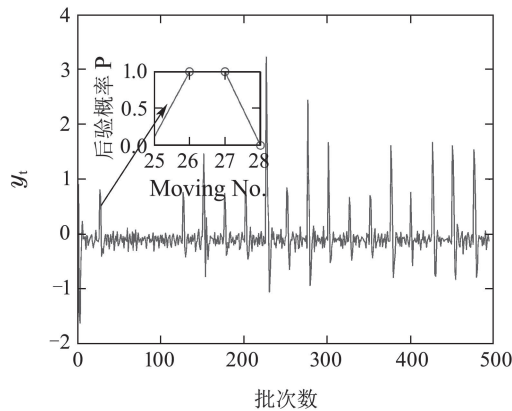


图6 基于估计测量时延批间控制器的控制效果

Fig. 6 The results of run-to-run controller using the estimated metrology delay

为了进一步验证本文算法的性能,与文献[3]中所提算法作对比,该算法采用3周期的滑动平均(3-period moving average),即

$$M_t = \frac{y_t + y_{t-1} + y_{t-2}}{3},$$

结合Z1准则来估计测量时延(其中,Z1准则的上/下限设为 $\pm 3\sigma$ ),其时延估计的结果如图7所示.

由图7可知,该算法需要较长的调整周期,因而控制效果较差,其均值与均方差如表1所示,本文算法的控制效果明显优于文献[4].

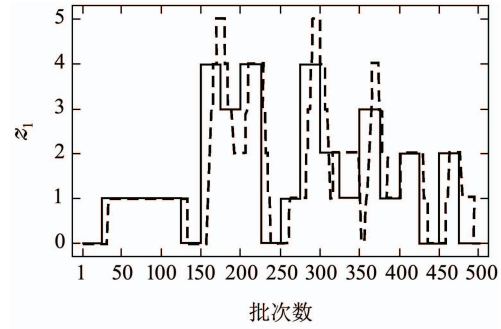


图7 Z1算法的时延估计效果

Fig. 7 Results of Z1 algorithm

表1 均值及均方差

Table 1 Mean and mean square error

方法	均值	均方差
本文算法	-0.0500	0.1632
Z1算法	0.0724	2.0076

## 5 结论(Conclusions)

测量时延普遍存在于半导体晶圆加工过程中,它不仅会影响批间控制器的稳定性,且易使待加工晶圆的品质发生漂移,导致不良品的出现.本文基于贝叶斯统计分析方法,提出一种测量时延估计策略,并基于所估计的时延,设计了d-EWMA控制器,仿真实验结果表明,该算法能够有效的跟踪到测量时延变化,并及时补偿d-EWMA控制器的输出,提高晶圆的良率.

## 参考文献(References):

- [1] HOU Mingyang, ZHENG Ying, AI Bin, et al. EWMA for run-to-run control with time-varying discount factor in high-mix process [J]. *Control Theory & Applications*, 2009, 26(10): 1137 - 1142. (侯明阳, 郑英, 艾兵, 等. 基于变折扣因子EWMA的混合产品批间控制方法 [J]. *控制理论与应用*, 2009, 26(10): 1137 - 1142.)
- [2] GOOD R P, QIN S J. On the stability of MIMO EWMA run-to-run controllers with metrology delay [J]. *IEEE Transactions on Semiconductor Manufacturing*, 2006, 19(1): 78 - 86.
- [3] WU M F, LIN C H, WONG D S H. Performance analysis of EWMA controllers subject to metrology delay [J]. *IEEE Transactions on Semiconductor Manufacturing*, 2008, 21 (3): 413 - 425.
- [4] FAN S K, LO L C, CHANG Y J, et al. Prediction of time-varying metrology delay for dEWMA and RLS-LT controllers [J]. *Journal of Process Control*, 2012, 22(4): 823 - 828.
- [5] LI Cuiyun, WANG Rong, JI Hongbing. Multiple extended-target tracking based on variational bayesian cardinality-balanced multi-target multi-Bernoulli [J]. *Control Theory & Applications*, 2015, 32(2): 187 - 195. (李翠芸, 王荣, 姬红兵. 基于变分贝叶斯势均衡多目标多伯努利滤波的多扩展目标跟踪算法 [J]. *控制理论与应用*, 2015, 32(2): 187 - 195.)
- [6] CHEN J H, MUNOZ J, CHEN N. Deterministic and stochastic model based run-to-run control for batch processes with measurement delays of uncertain duration [J]. *Journal of Process Control*, 2012, 22(2): 508 - 517.

- [7] ZHAO Y X, LI H X, HAN D, et al. Run to run control of time-pressure dispensing system [J]. *Chinese Journal of Mechanical Engineering*, 2004, 17(2): 173 – 176.
- [8] CHEN A, GUO R. Age-based double EWMA controller and its application to CMP process [J]. *IEEE Transactions on Semiconductor Manufacturing*, 2001, 14(1): 11 – 19.
- [9] FIORILLO C D, TOBLER P N, SCHULTZ W. Discrete coding of reward probability and uncertainty by dopamine neurons [J]. *Science*, 2003, 299(5614): 1898 – 1902.
- [10] WANG J, HE Q P. A bayesian approach for disturbance detection and classification and its application to state estimation in run-to-run control [J]. *IEEE Transactions on Semiconductor Manufacturing*, 2007, 20(2): 126 – 136.
- [11] LI Wei, HAN Chongzhao, YAN Xiaoxi. Sequential monte carlo implementation of PHD filter based in Kullback Leibler divergence [J]. *Control and Decision*, 2013, 13(5): 997 – 1002.  
(李威, 韩崇昭, 闫小喜. 基于相对熵的概率假设密度滤波器序贯蒙特卡罗实现方式 [J]. *控制与决策*, 2013, 13(5): 997 – 1002.)
- [12] RUAN Yubin, YANG Fuwen, WANG Wu. Robust fault detection for networked systems with uncertain missing measurements probabilities [J]. *Control and Decision*, 2008, 23(8): 894 – 904.  
(阮玉斌, 杨富文, 王武. 测量丢失概率不确定的网络化系统的鲁棒故障检测 [J]. *控制与决策*, 2008, 23(8): 894 – 904.)
- [13] NOUNOU M N, BAKSHI B R, GOEL P K, et al . Process modeling by bayesian latent variable regression [J]. *AIChE Journal*, 2002, 48(8): 1775 – 1793.
- [14] HUELSENBECK J P, RONQUIST F. MRBAYES: Bayesian inference of phylogenetic trees [J]. *Bioinformatics*, 2001, 17(8): 754 – 755.

#### 作者简介:

**万莉** (1989–), 女, 硕士研究生, 从事批间控制器设计与性能评估方面的研究, E-mail: 995703088@qq.com;

**谭斐** (1983–), 女, 博士研究生, 从事批间控制器设计与性能评估方面的研究, E-mail: 61214665@qq.com;

**潘天红** (1974–), 男, 教授, 博士生导师, 长期从事非线性系统建模、预测控制与批间控制等方面的研究, E-mail: thpan@ujs.edu.cn.