

## 応用研究論文 APPLIED RESEARCH

# 半導体製造工程における $T^2-Q$ 管理 図の実践<sup>†</sup>

—変動の大きさの管理から変動パターンの管理へ—

東出政信\*/仁科 健\*\*/川村大伸\*\*\*

A Practice of  $T^2-Q$  Control Charts in Semiconductor Manufacturing Process  
—A paradigm shift from monitoring the amount of variation to monitoring the pattern of variation—

\*Masanobu HIGASHIDE/\*\*Ken NISHINA/\*\*Hironobu KAWAMURA

In semiconductor manufacturing processes, pattern of variation with-in wafer could reflect more serious problems than its amount of variation. This pattern of variation caused by several sources, such as adhesion to processing equipment of by-product, main parts deterioration, equipment maintenance of by-product removal and parts replacement, etc., has a peculiar repetition. In order to monitor this pattern of variation, a conventional  $R$  chart, which is used for monitoring the amount of variation, is not a suitable method because  $R$  chart does not provide any information of the variation pattern. In this case, we can apply a multivariate control chart which considers measurement positions as variables.

In this paper,  $T^2-Q$  control chart proposed by Jackson and Mudholkar (1979) is applied to monitor the pattern of variation. A proposal and discussion are given as follows,

- 1) How to divide principal components consisting of  $T^2$  and  $Q$  statistics.
- 2) Application of contribution plot
- 3) Significance of variation pattern monitoring

This proposal is a method that can convert a viewpoint from monitoring an amount of variation by the conventional control charts into monitoring a pattern of variation.

*Key words* : Dry Etching Process, Mahalanobis Distance, Multivariate Control Chart, Pattern of Variation, Principal Component Analysis

## 1. はじめに

半導体製造工程では、薄く切り出した単結晶シリコン、ガリウムヒ素化合物等の材料に微細加工を施すこ

とにより素子や回路を作りこみ(ウエーハプロセス)、それを個々のチップに切り分け端子を取り付けて樹脂で封止し(アッセンブリープロセス)、デバイスを作り上げる。通常ウエーハプロセスにおいては、数百工程にもおよぶ加工工程を経て、ウエーハに数百~数千個の半導体素子を形成するが、素子の大規模化・大容量化と生産性を両立させるため、材料であるウエーハの大口径化と微細化が進んでいる。半導体製造が本格化した70年代には直径30~50mm程度のウエーハを用いていたが、現在の量産工場では直径300mmのウエーハを用いるようになっている。

材料ウエーハの大口径化が進むウエーハプロセスにおいては、ウエーハ内の品質特性の分布に特徴的な傾向を持つことが報告されている<sup>[1]</sup>。例えば、ウエー

<sup>†</sup>平成25年6月26日 受付

平成26年1月8日 改訂

平成26年5月29日 採択(論文誌編集委員会)

\*ルネサスエレクトロニクス(株)

\*\*名古屋工業大学大学院 おもひ領域

\*\*\*筑波大学 システム情報系

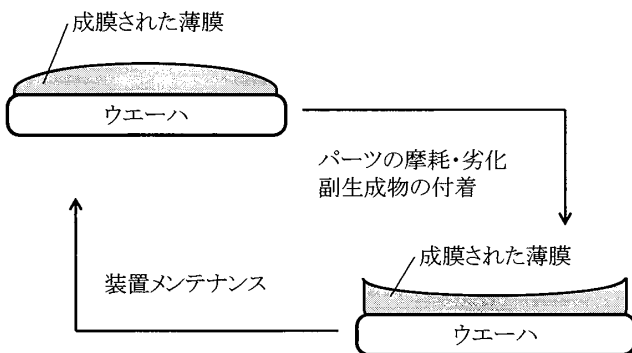
連絡先: \*〒211-8668 神奈川県川崎市中原区下沼部1753

(勤務先)

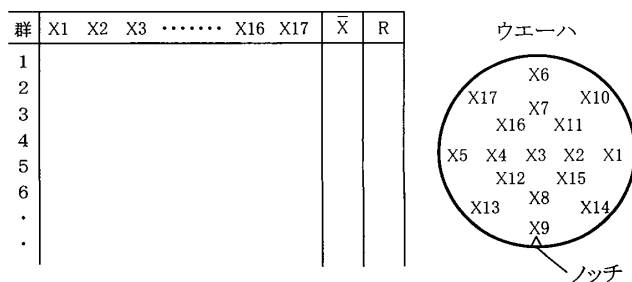
ハ中央部分の特性値は大きめ、外周部分は小さめ、と言った傾向である。そして、この分布傾向は工程の累積加工時間とともに変化し、何らかの変動パターンが現れる場合が多い。この様子を図・1に模式図で示す。この変動パターンが現れる原因は、主として生産装置におけるパーツの磨耗・劣化や副生成物の付着であることが多く、磨耗・劣化したパーツの交換や付着した副生成物の除去等を行う装置メンテナンスにより、変動パターンには繰り返しが生じる。

このようなシステムチックな変動を有するウエーハプロセスにおいても SPC の代表的手法である  $\bar{X}-R$  管理図が多く利用されてきた。微細加工の出来栄である品質特性を管理特性とし、 $\bar{X}$  管理図の統計量にウエーハ内の平均値を、 $R$  管理図の統計量にウエーハ内のレンジをとる。しかし、図・1で問題となるのは“変動の大きさ”ではなく“変動パターン”であること、また、ウエーハ内の特性値がシステムチックに変動することから、 $\bar{X}-R$  管理図によって図・1に示す変動のモニタリングには対応できない。

図・2は、ウエーハプロセスにおける代表的な測定例である。このデータは、群×測定位置のデータ行列であり、測定位置を変数名とした多変量データと同じ形態である。ウエーハ内変動に図・1のようなパターンがあることから、測定位置ごとの変数間には強い相関がある。このような状況下では多変量管理図の利用を考えることができる。



図・1 品質特性の分布と変動パターンの例



図・2 ウエーハプロセスにおける測定例とデータ形式

しかし、多変量管理図の適用にあたっては次の問題点がある。

- 1) 変数の数  $p$  に対してサンプル数  $n$  が大きくないと管理用データに対する第 1 種の過誤が名義的な値より大きくなる
- 2) 異常が検出されても異常診断が難しい

本研究では、1) に対して Jackson and Mudholkar [2] が提案した  $T^2-Q$  管理図に着目し、2) に対しては Kourthi and Macgregor [3] の寄与プロットに着目する。どちらの方法も主成分分析をベースとする。

$T^2-Q$  管理図に用いる  $T^2$  統計量と  $Q$  統計量は主成分分析から得られる統計量である。 $T^2$  統計量は固有値の大きい主成分(上位の主成分とよぶ)から、 $Q$  統計量は固有値の小さい主成分(下位の主成分とよぶ)から構成される。しかし、その分割については明確な規準はない。

本研究では、従来型管理図の主流であった“変動の大きさ”ではなく、“変動パターン”にモニタリングの観点を転換し、その“変動パターン”の管理手段として  $T^2-Q$  管理図の活用を提案する。そして、 $T^2-Q$  管理図活用の際に、 $T^2$  管理図と  $Q$  管理図の役割分担が明確になるように  $T^2$  管理図に取り込む主成分数  $m$  を決定する手順、および異常診断に役立つ寄与プロットについて、実践的な方法を提案する。

本論文の構成は次の通りである。2章では  $T^2-Q$  管理図の概要について述べる。3章では  $T^2-Q$  管理図活用における提案として、 $T^2$  管理図と  $Q$  管理図の役割の明確化と Kourthi ら [3] の寄与プロットについて述べる。4章では半導体製造工程における活用例として、ドライエッチ工程での実践結果、異常診断結果を述べる。5章では、 $T^2-Q$  管理図の活用提案に対する妥当性の検証結果について述べる。6章では、変動の大きさの管理から変動パターンの管理への転換について述べる。

## 2. $T^2-Q$ 管理図の概要

### 2.1 マハラノビス距離と $T^2$ 統計量および $Q$ 統計量

多変量管理図においては、まず正常状態のデータから母集団を推定する標本集団をつくり、主成分分析により平均ベクトルや分散共分散行列を求め、主成分スコアを得る。この母集団の推定に用いられる標本集団を基準空間とよぶ。

多変量管理図で用いる統計量マハラノビス距離の 2 乗  $D^2$  は、主成分分析から得られる主成分スコアを用い

$$D_i^2 = (1/\lambda_1)z_{i1}^2 + (1/\lambda_2)z_{i2}^2 + \dots + (1/\lambda_m)z_{im}^2 + \dots + (1/\lambda_p)z_{ip}^2 \quad (i=1, 2, \dots) \quad (1)$$

と表される。ここで、 $z_{ik}$  はサンプル  $i$  の第  $k$  主成分スコアであり、 $\lambda_k (k=1, 2, \dots, p)$  は  $p$  変量データの相関係数行列、あるいは分散共分散行列の固有値であり、大きさの順に並べている。Jackson ら<sup>[2]</sup>の  $T^2-Q$  管理図の発想のルーツは、Rao<sup>[4]</sup>による上位の主成分で構成されるモデルの適合の尺度として下位の主成分スコアの和の提案にある。ただし、 $Q$  管理図の  $Q$  統計量はマハラノビス距離ではなく、ユークリッド距離であることに注意すべきである。 $T^2$  統計量と  $Q$  統計量をそれぞれ(2)式と(3)式に示す。

$$T_i^2 = \sum_{k=1}^m (1/\lambda_k)z_{ik}^2 \quad (i=1, 2, \dots) \quad (2)$$

$$Q_i = \sum_{k=m+1}^p z_{ik}^2 \quad (i=1, 2, \dots) \quad (3)$$

ここで、 $m$  は  $T^2$  統計量に採用する主成分数である。

宮川、永田<sup>[5]</sup>は MT 法における多重共線性への対応として第 2 種の平方距離を提案している。宮川らは、この距離を変数間の線形従属からのずれを検出するものとしている。従って、 $Q$  統計量は宮川らの第 2 種の平方距離と基本的には同様の発想であると言える。

## 2.2 $T^2$ 統計量と $Q$ 統計量に対する管理限界線

一般的な多変量管理図で用いるマハラノビス距離の 2 乗  $D^2$  は、変数の数を  $p$ 、サンプリングにおける標本の数を  $n$  とすると、

$$\frac{n(n-p)}{p(n+1)(n-1)}D^2 \sim F(p, n-p) \quad (4)$$

の  $F$  分布に従う(例えば Tracy and Young<sup>[6]</sup>)。よって、 $D^2$  統計量の管理限界線は(5)式で定められる。

$$UCL_\alpha = \frac{p(n+1)(n-1)}{n(n-p)}F_\alpha(p, n-p) \quad (5)$$

ここで、 $\alpha$  は有意水準である。

$T^2$  統計量の管理限界線は  $D^2$  管理図の管理限界線と同様の考えで定めることができる。すなわち、基準空間のサンプル数を  $n$ 、有意水準を  $\alpha$  とすると、(6)式で定められる。

$$UCL_{T,\alpha} = \frac{m(n+1)(n-1)}{n(n-m)}F_\alpha(m, n-m) \quad (6)$$

中心線(CL)は、

$$CL_T = \frac{m(n+1)(n-1)}{n(n-m-2)} \quad (7)$$

となる。

次に、(3)式で得られる  $Q$  統計量に従う分布は簡単な分布ではないため、扱いやすい他の分布に変換する

必要がある。その一つとして、Jackson ら<sup>[2]</sup>は(8)式により標準正規分布への近似を提案している。

$$c = \frac{\theta_1[(Q/\theta_1)^{h_0} - 1 - \{\theta_2 h_0(h_0 - 1)/\theta_1^2\}]}{\sqrt{2\theta_2 h_0^2}} \quad (8)$$

ここで、

$$\theta_i = \sum_{j=m+1}^p \lambda_j^i \quad (i=1, 2, 3)$$

$$h_0 = 1 - (2\theta_1\theta_3/3\theta_2^2)$$

である。(8)式は近似であるため、本研究においては  $c$  統計量の管理限界線を以下のように求める。まず、(9)式、(10)式より、 $c$  統計量の平均値と標準偏差を求める。

$$\bar{c} = \sum_{i=1}^n \frac{c_i}{n} \quad (9)$$

$$s_c = \sqrt{\frac{(c_i - \bar{c})^2}{n-1}} \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (10)$$

そして、(11)式より中心線を、(12)式、(13)式より管理限界線を求める。

$$CL_c = \bar{c} \quad (11)$$

$$UCL_c = \bar{c} + 3s_c \quad (12)$$

$$LCL_c = \bar{c} - 3s_c \quad (13)$$

## 3. $T^2-Q$ 管理図の活用における提案

### 3.1 $T^2$ 統計量と $Q$ 統計量の役割

$T^2$  統計量と  $Q$  統計量は主成分分析から得られる統計量であるが、実践では主成分の分割、すなわち(2)式、(3)式における  $m$  の決定に関し、明確な規準がないことを 1 章で述べた。 $m$  の決定に関して加納<sup>[7]</sup>は、“明確な指針があるわけではない”として、二つの統計量の役割について、“プロセスの本質的な変動を  $T^2$  統計量で、測定ノイズのような本質的ではない変動を  $Q$  統計量でモニタリングする”と述べている。また、 $T^2$  統計量だけで検出される異常では変数間の相関構造は崩れておらず、これまでになく運転条件を大きく変化させた結果が考えられ、さらに、 $Q$  統計量が異常を示したときは相関構造が崩れ機器故障など深刻な異常が発生したと判断できる、と指摘している。

加納<sup>[7]</sup>の指摘のように、管理対象とする工程によって  $T^2$  統計量と  $Q$  統計量のそれぞれの役割を明確にする必要があり、そのためには  $m$  をどのように決定するかを考えるべきである。

ウェーハプロセスのようにシステムチックな変動がある工程の場合、 $T^2$  統計量にはパーツ劣化や副生成物の付着に伴って現れる不可避原因によるいつもの変動(ウェーハ内のパターン変動)の大きさを、 $Q$  統計量にはいつもの変動からの逸脱をモニタリングする役

割をもたせることとする。

### 3.2 $T^2$ 統計量と $Q$ 統計量の分割

$T^2$  統計量と  $Q$  統計量の分割 ( $m$  の決定) は、主成分分析で多く用いられる固有値の大きさによる判断が一般的であろう。例えば、Nishina ら<sup>[8]</sup> はウエーハプロセスの CMP 工程の事例にスクリープロットを用いている。

本研究では、パーツ劣化や副生成物の付着に伴って現れる不可避原因によるいつもの変動が、時間と共にシステムチックに変動することに着目する。各パーツの劣化度合いや副生成物の付着量は装置メンテナンスからの累積加工時間に依存することから、各主成分スコアが有する時間依存性をラグ 1 の自己相関係数によって把握し、 $m$  を決定する。すなわち、ラグ 1 の自己相関を有する上位の主成分スコアによって  $T^2$  統計量を、自己相関を有しない下位の主成分スコアによって  $Q$  統計量を構成する。ここで、ラグのタイムスケールは管理特性のサンプリング間隔である。

### 3.3 異常診断のための寄与プロット

管理図によって工程をモニターし異常を検出した際、異常診断として行うべきことは異常個所の特定と異常現象の把握である。しかし、 $T^2-Q$  管理図を含む多変量管理図においては、次元縮約しているため元のどの変数で異常な変動があったのか直接知ることが出来ず、異常原因の調査に支障を来す場合がある。つまり、多変量管理図を製造現場で実践する場合、異常を示す変数 (以後、異常変数とよぶ) の可視化は不可欠である。異常変数の可視化に用いられる指標の一つとして寄与プロットが挙げられる。この方法では、寄与プロットが大きい変数において異常変動の可能性があるかとみなされるが、寄与プロットの値がある値以上になると異常変動である、という明確な規準はない。しかし、調査の優先順位を知ることができることから製造現場では役立つ指標である。本研究では Kourthi ら<sup>[3]</sup> による寄与プロットに若干の修正を加えた方法を用いる。

Kourthi ら<sup>[3]</sup> の寄与プロットに対する若干の修正について述べる。(3)式より、第  $i$  サンプルの  $Q$  統計量を構成する  $z_{ik}$  は、

$$z_{ik} = \sum_{j=1}^p w_{jk} x_{ij} \quad (k=m+1, \dots, p) \quad (14)$$

と表される。ここで、 $x_{ij}$  は変数  $j$  の第  $i$  サンプルの値を、 $w_{jk}$  は第  $k$  主成分の変数  $j$  への重み係数を表

す。第  $I$  サンプルで異常が検出された場合の寄与プロット  $O(Q)_{I,j}$  に対し、 $(w_{jk} x_{Ij})$  の符号が揃っていない場合を考慮し、第  $k$  主成分スコア  $z_{ik}$  と符号が一致しない項  $(w_{jk} x_{Ij})$  を 0 とすることにより、第  $k$  主成分スコア  $z_{ik}$  の絶対値を大きくする変数  $j$  の寄与を際立たせる修正を行う。つまり、

$$O(Q)_{I,j} = \sum_{k=m+1}^p [I(u) w_{jk} x_{Ij}]^2 \quad (15)$$

$$I(u) \begin{cases} 1 & (\text{sgn}(z_{ik}) = \text{sgn}(w_{jk} x_{Ij})) \\ 0 & (\text{sgn}(z_{ik}) \neq \text{sgn}(w_{jk} x_{Ij})) \end{cases}$$

を寄与プロットとする。

さらに、 $T^2$  統計量のオリジナルな寄与プロット  $O(T)_{I,j}$  は、

$$O(T)_{I,j} = \sum_{k=1}^m (w_{jk} x_{Ij})^2 / \lambda_k \quad (16)$$

であるが、 $O(Q)_{I,j}$  と同様の修正を加える。

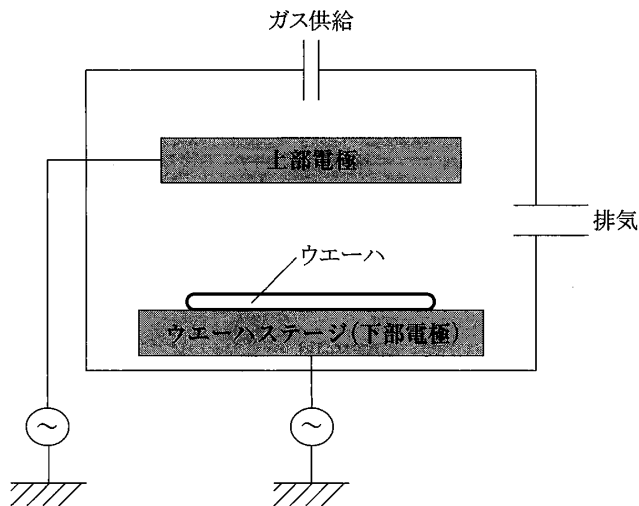
## 4. 半導体製造工程における活用例

### 4.1 ドライエッチ工程の概要

ウエーハプロセスの工程概要を説明する。ウエーハプロセスでは、原材料であるウエーハに対し、薄膜形成工程において導電性または絶縁性の薄膜を形成する。この工程には、薄膜の原材料となるガスの化学反応を利用した CVD (Chemical Vapor Deposition: 化学的気相成長) 工程、高真空下で薄膜の材料となる材料金属にイオン化した高速のガスを衝突させ、弾き飛ばされた金属粒子をウエーハに堆積させる PVD (Physical Vapor Deposition: 物理的気相成長) 工程などがある。続いて、リソグラフィ工程において、写真の原理を応用し、ウエーハ全体に薄く塗布した感光性樹脂に微細パターンを焼き付ける。現像処理によって不要箇所を除去し、感光性樹脂による微細パターンを残す。

続くドライエッチ工程において、感光性樹脂からなる微細パターン通りに、その下部にある薄膜を腐食加工する。腐食加工時は、真空下で腐食ガスを導入し、高周波をかけて腐食ガスをプラズマ状態にし、薄膜の腐食処理を行う。図・3 に概略図を示す。本研究で採り上げるドライエッチ工程は、前述の通り微細加工を行う工程であり、ウエーハプロセスの主要工程の一つである。管理特性はエッチレート、即ち単位時間当たりのエッチング量である。

これらの工程を何度も繰り返すことにより、シリコンウエーハ上にトランジスタやコンデンサ、抵抗等の



図・3 ドライエッチ工程の概略図

素子や、金属配線を形成する。

#### 4.2 実施手順

本研究における  $T^2-Q$  管理図の実施手順は以下の通りである。

- 1) 基準空間とするデータを二重中心化する(4.3節に記述)。
- 2) 1)のデータに対して積和行列を出発行列とした主成分分析を行う(4.4節に記述)。
- 3) 主成分スコアに対して時系列分析を行い、上位の主成分から順にラグ1の自己相関の有無を検定し、有意となった上位の主成分を  $T^2$  統計量に採用する。 $T^2$  統計量に採用した主成分より下位の主成分を  $Q$  統計量に採用する(4.5節に記述)。
- 4)  $Q$  統計量を  $c$  統計量に正規近似する(以降、特に断らない限り  $c$  統計量を用いた管理図を  $Q$  管理図とよぶ)。
- 5) 基準空間のデータから  $T^2$  管理図と  $Q$  管理図を作成し、管理状態であることを確認する。
- 6) 基準空間で求めた主成分の固有値、固有ベクトルを用い、管理用データの  $T^2$  統計量と  $Q$  統計量を計算し、 $T^2-Q$  管理図により工程をモニターする。ここで、管理用データの二重中心化は、基準空間の行中心化後の列平均を用いて列中心化した後、行中心化を行う(4.3節に記述)。
- 7) 管理外れ時に寄与プロットを用い異常診断を行う。

#### 4.3 ロット間変動の除去

ウエーハプロセスにおいてはウエーハ25枚を生産管理上の単位(ロット)として製造を行い、ロット内では製造条件を変更しないことが多い。一般的に、この

ような工程ではロット内変動は小さい。一方、ロット間変動の大きさは工程に依存するが、半導体のような装置産業ではフィードバックやフィードフォワード等の制御を用いて変動を低減する場合が多い(例えば、川村ら<sup>[9]</sup>)。また、ウエーハ内変動の大きさも工程に依存し、変動が比較的大きい工程と小さい工程がある。完成したデバイスの電気的特性のばらつきを抑えるには、これらの変動の制御が必要である。特に、ウエーハ内の管理特性が特徴的な変動パターンを持ち、そのパターンをフィードバックやフィードフォワード等の制御によって低減することが困難なウエーハ内変動は、重要な管理特性となる。

前述の通り、ロット間変動の制御にフィードバックやフィードフォワード等の工程調整を用いる場合、ロット間変動には調整因子の効果が含まれる。そこで、調整因子による制御の影響を除去し、ロット内変動の変動パターンを抽出するため、主成分分析の前に(17式)による二重中心化を行う<sup>[1]</sup>。

$$y_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.j} + \bar{x}_{..} \quad (17)$$

$\bar{x}_{i.}$  : ウエーハの平均(行平均)

$\bar{x}_{.j}$  : 測定位置の平均(列平均)

$\bar{x}_{..}$  : 総平均

主成分分析によって基準空間を張る際に用いるデータに対しては、図・2のデータ行列から  $\bar{x}_{i.}$ 、 $\bar{x}_{.j}$ 、 $\bar{x}_{..}$  をそれぞれ求め、(17式)による二重中心化を行う。一方、管理用管理図を作成する管理用データについては、(18式)より基準空間の行中心化後の列平均  $\bar{x}_{.j}$  を用いて列中心化し、さらに、 $y_{ij}$  を行中心化する。

$$y'_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{.j} \quad (18)$$

なお、二重中心化によりランク落ちが発生するため、 $Q$  統計量を構成する主成分  $k$  は、 $m+1$  から  $p-1$  までとなる。

#### 4.4 エッチレートのウエーハ内変動パターン

ウエーハプロセスでは図・2で示した測定とデータ形式を用いることが多い。測定点数はウエーハ径や工程によって異なるが、本研究のエッチレート測定においては、図・2で示す17点測定を用いている。なお、ウエーハには回転方向の位置合わせのために、ノッチと呼ばれる切込みが入れられており、ノッチを下にして測定座標が決められている。

次に  $T^2-Q$  管理図の管理限界線を求めるため、サンプル数88の標本から成る基準空間に対して、積和行列を出発行列とした主成分分析を行う。表・1に第5主成分までの固有値、寄与率、固有ベクトルを示す。

表・1 第5主成分までの固有値, 固有ベクトル

	固有値	1683.929	428.211	175.800	26.279	17.697
寄与率	71.357	18.146	7.450	1.114	0.750	
固有ベクトル	測定点 1	-0.2759	-0.4438	-0.0926	0.1030	0.4506
	測定点 2	0.2098	-0.0206	0.0366	-0.1378	-0.0058
	測定点 3	0.2770	0.0087	0.1566	0.8924	-0.0994
	測定点 4	0.2157	-0.0042	0.0109	-0.1866	-0.0282
	測定点 5	-0.2562	0.5591	0.0476	0.1035	0.5328
	測定点 6	-0.3204	-0.0509	0.3961	-0.0733	-0.4724
	測定点 7	0.2008	-0.0201	0.0562	-0.0454	-0.0077
	測定点 8	0.2358	-0.0056	-0.0019	-0.1700	0.0704
	測定点 9	-0.1468	0.0227	-0.5607	0.0538	-0.4525
	測定点 10	-0.3265	-0.3232	0.2792	0.0089	-0.0802
	測定点 11	0.1951	-0.0298	0.0694	-0.0532	-0.0192
	測定点 12	0.2348	-0.0027	-0.0059	-0.2116	0.0658
	測定点 13	-0.1510	0.4409	-0.3709	0.0203	-0.1656
	測定点 14	-0.2076	-0.3505	-0.4021	0.0404	0.1543
	測定点 15	0.2309	-0.0172	0.0216	-0.1171	0.0756
	測定点 16	0.2116	-0.0143	0.0358	-0.1158	0.0155
	測定点 17	-0.3272	0.2515	0.3240	-0.1116	-0.0339

表・2 主成分スコアの自己相関係数

主成分スコア	自己相関係数(ラグ=1)
第1	0.7435
第2	0.2868
第3	0.6189
第4	0.3177
第5	0.1957
第6	0.0773
第7	0.1819
第8	0.2599
第9	-0.1308
第10	0.0856
第11	0.0393
第12	-0.0207
第13	0.0519
第14	0.2760
第15	-0.1106
第16	-0.2039

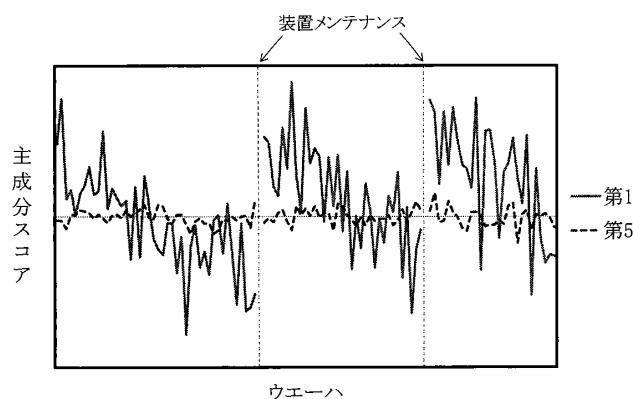
ス前後の主成分スコアのジャンプは、磨耗・劣化したパーツの交換, および副生成物除去の効果と考えられる。なお、他の主成分スコアについても同様であり、上位の主成分スコアには変動パターンが現れ、下位のスコアではこの変動パターンは現れなくなる。

#### 4.5 $T^2-Q$ 管理図の設計とその利用

図・4で示したシステムチックな変動パターンを有する主成分スコアを選択する方法として、本研究では自己相関に着目する。4.4節の主成分分析により得られた主成分スコアに対し、主成分毎に時系列分析を行い、ラグ1の自己相関係数を得る。結果を表・2に示す。なお、第1主成分スコアに対するラグ2の偏自己相関係数は0.046と小さく、第2主成分より下位のスコアのラグ2の偏自己相関係数も小さいことから、ラグ1に着目する。

表・2より、第1～第4主成分スコアについては、第1, 3において強い自己相関がみられ、第2, 4においてやや弱い自己相関がみられる。一方、第5～第16主成分については、第8, 14を除く主成分スコアに自己相関はみられないが、第8, 14において弱い自己相関がみられる。

表・1, 2より、固有値が大きく、かつ自己相関を有する第1～第4主成分は、パーツの磨耗・劣化や副生成物の付着に起因する時系列のシステムチックな変動を捉えていると考えられることから  $T^2$  統計量に採用する。次に、自己相関が見られない第5主成分より下位の主成分は、固有値が小さいことに加え自己相関



図・4 エッチレートにおける変動パターンの例

主成分分析により本研究の対象工程のエッチレートの変動パターンが抽出され、装置メンテナンスに同期したパターンが現れる。その様子を図・4に示す。

図・4は、本研究におけるドライエッチ工程のエッチレートに対する第1主成分スコアと第5主成分スコアである。第1主成分スコアには、破線で示す装置メンテナンスに同期した変動パターンが観測されるが、第5主成分スコアではそのようなパターンは観測されない。

この工程ではウェーハの加工に伴い、腐食加工時のプラズマダメージによる主要パーツの磨耗・劣化, および反応室内への副生成物付着が進行する。これらの影響が第1主成分スコアの低下として現れ、主要パーツの交換と副生成物の除去を行う装置メンテナンスにより値が大きくジャンプし元に戻る、という繰り返しパターンが現れる。この繰り返しパターンが、この工程における“いつもの変動”である。装置メンテナン

がないか弱いことから、システムチックな変動をほとんど捉えていないと考えられる。ここで、第8主成分スコアでは弱い自己相関がみられるが、より上位である第5~7主成分スコアに自己相関が見られないこと、第5~7主成分スコアより固有値が小さく変動パターンへの寄与はより小さいと考えられることから、システムチックな変動を捉える効果は小さいと考えられる。第14主成分スコアも同様である。以上の理由から、第5主成分以下の全主成分を  $Q$  統計量に採用する。

以上のように、固有値の大きさと主成分スコアが有する自己相関に着目することにより、 $T^2$  統計量はシステムチックな変動パターンをモニターし、 $Q$  統計量はシステムチックな変動からの逸脱をモニターするという、それぞれの役割に沿った主成分スコアの分割が可能と考えられる。

次に、4.4節の主成分で張られた基準空間より、 $T^2$  管理図は(6)式から、 $Q$  管理図は(12), (13)式から管理限界線を求める。図・5に、管理用データに対する  $T^2-Q$  管理図を示す。図・5は基準空間外の管理用データに対する管理図である。管理用データに対する各統計量は基準空間用データの主成分分析結果から算出する。

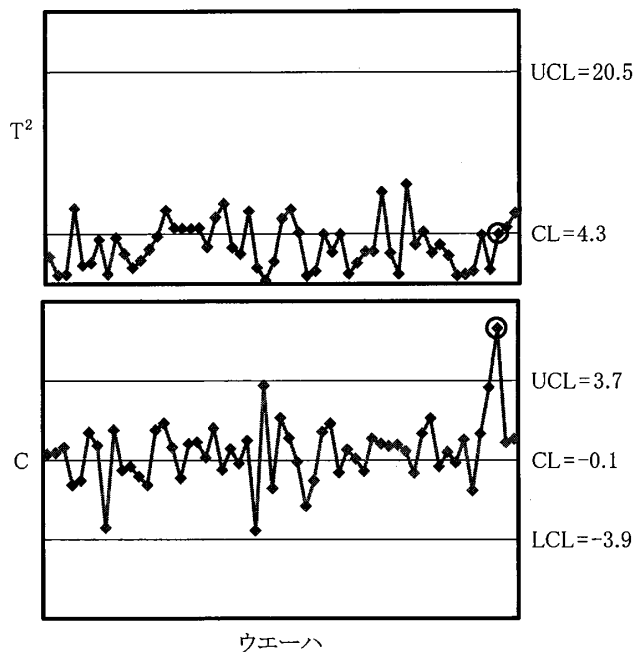
図・5では  $c$  統計量において管理外れが1点見られる(○印)。しかし、 $\bar{X}-R$  管理図ではこの異常を検出することはできない。

#### 4.6 寄与プロットによる異常診断

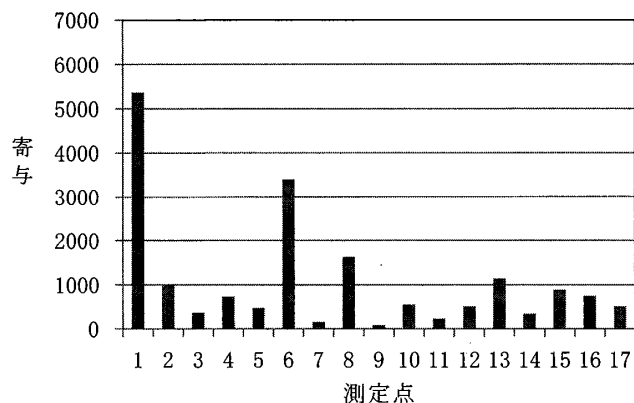
図・5の管理外れデータに対し、異常診断のために  $Q$  統計量の寄与プロットを(15)式より作成する。結果を図・6に示す。図・6より、測定点1, 6の順に寄与が大きいことがわかる。管理外れは  $Q$  統計量を正規近似した  $c$  統計量で発生していることから、本質的な相関関係からの逸脱が発生している可能性が考えられる。

寄与プロットをもとに工程を調査すると、ウエーハの測定点1付近に対応する反応室内のウエーハステージ上に小異物が付着し、その影響から測定点1付近の管理特性が変動した可能性が疑われた。そこで、工程の停止時間が短く生産計画の見直しの必要のない簡易なクリーニング処置を行った。その結果  $T^2-Q$  管理図の推移は元に戻り、生産を再開させることができた。ドライエッチ工程においては、以前から  $\bar{X}-R$  管理図を用いてエッチレートをモニターしているが、過去に本結果と同様のウエーハ内分布パターン異常を検出することが出来ず、歩留り低下不具合が発生した

July 2014



図・5 エッチレートに対する  $T^2-Q$  管理図



図・6 エッチレートに対する寄与プロット

経緯がある。

以上のように、寄与プロットによる異常診断は、ウエーハ内の異常個所の特定、異常現象の把握と異常原因の探索に有用であり、素早い判断が求められる製造現場で  $T^2-Q$  管理図を実践する際に不可欠である。

#### 4.7 実施例のまとめ

本実施例は、

- 1) “変動の大きさ”ではなく“変動パターン”のモニタリング
- 2) いつものシステムチックな変動とその変動からの逸脱
- 3) 多変量特性における異常診断

に対して、1)は特性を多変量として扱うことによって、2)は  $T^2-Q$  管理図の分割方法を提案することによって、3)は改良した寄与プロットを活用することに

347/ 83

よって実現した。このツールはSPCシステムに搭載され、実用化されている。ウェーハ内の品質特性に変動パターンがあり、その変動パターンが装置メンテナンスに同期していることには工場のエンジニアの多くが気づいているが、変動パターンに対する簡便な管理方法が見当たらなかった。本システムの実用化によって工程管理の効率化が期待できる。

## 5. 提案する $T^2-Q$ 管理図の妥当性の検証

### 5.1 $T^2$ 統計量と $Q$ 統計量の分割方法の妥当性

本研究では、 $T^2$  統計量に採用する主成分数である  $m$  の決定に、主成分スコアの自己相関の有無を用いた。例えば、4章で採り上げたドライエッチ工程においては  $m=4$  であり、第1～第4主成分を  $T^2$  統計量に採用し、第5主成分以降を  $Q$  統計量に採用した。本節では4章の事例における  $m=4$  と  $m=3$ 、 $m=5$  との差異について考察する。

まず、 $m=3$  および  $m=5$  の管理用管理図を作成する。管理限界線を求める基準空間は  $m=4$  と同一のものを用いる。管理用データとして4章の事例と同じデータを用い、 $m=4$  において検出した異常点(図・5)に対する異常検出について考察する。

図・7に  $m=3$  および  $m=5$  の管理用管理図を示す。なお、○印が図・5で検出した異常点である。

$m=3$  の場合は、 $m=4$  の管理図と同様、 $Q$  統計量を正規近似した  $c$  統計量において異常を検出して

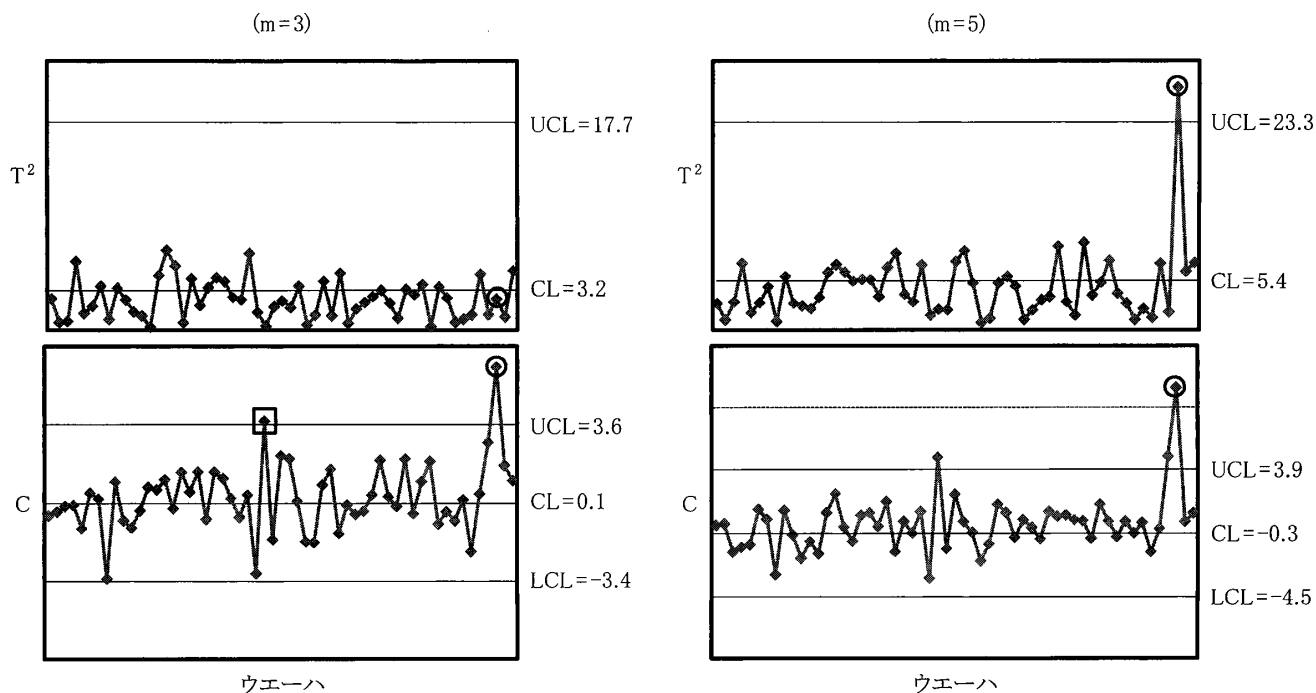
る。一方、 $m=5$  の管理図においては、 $c$  統計量に加え  $T^2$  統計量においても異常を検出している。 $m=5$  の管理図では第5主成分を  $T^2$  統計量に採用しているが、表・2より第5主成分スコアは自己相関を有しないことから、パーツの摩耗・劣化や副生成物の付着に起因するシステムチックな変動パターンを有しておらず、本論文における  $T^2$  統計量の役割に合致しない。以上のことから、 $m=5$  は妥当と考えられない。

次に、図・5 ( $m=4$ ) と図・7 ( $m=3$ ) を比較すると、図・5では第1種の過誤は見られないが、図・7 ( $m=3$ ) では1点見られる(□印)。これは、固有値が比較的大きく、システムチックな変動を有し自己相関係数が有意である第4主成分スコアを  $Q$  統計量に算入したためと考えられる。

以上のことから  $T^2$  統計量と  $Q$  統計量の役割を考慮した  $m=4$  が妥当と考えられる。

### 5.2 マハラノビス距離の第1種の過誤との比較

マハラノビス距離を用いた一般的な多変量管理図において弱点とされる問題に管理用データに対する第1種の過誤の増大がある。多変量管理図では変数間の相関関係を考慮するため単変量管理より検出力は高くなるが、統計量が分散共分散行列から構成されるため、変数が多い場合、分散共分散行列の推定精度が問題となる。さらに、強い相関構造の場合、下位の固有値の推定精度の悪化が、その固有値を用いて規準化するマハラノビス距離のばらつきを大きくする危険性がある。



図・7  $T^2$ 、 $Q$  の分割の違いによる  $T^2-Q$  管理図



これを回避するためには、変数の数に対して極めて大きいサンプルサイズを必要とする。しかし、現実の製造ラインにおいては、大きいサイズのサンプルを得るまでの長期間の待ち時間は好ましくなく、大きいサイズのサンプルから基準空間を構成することは難しい。

これに対して  $T^2-Q$  管理図では、 $T^2$  統計量は一般的な多変量管理図と同様にマハラノビス距離であるが、 $Q$  統計量はユークリッド距離である(3式参照)。つまり、比較的值が小さく、かつ、その大きさに大きな差異がない固有値は  $Q$  統計量の算出に用いない。 $T^2-Q$  管理図では二つの統計量による検定を行うことになるものの、一般的な多変量管理図よりも第1種の過誤を小さくすることが期待できる。

$T^2-Q$  管理図が第1種の過誤の観点で実運用に耐え得るか見極めるため、4章の事例を含む複数の工程で  $T^2-Q$  管理図を実践する。工程は、薄膜形成工程より2工程、ドライエッチ工程より3工程である。薄膜形成工程からは薄膜形成原理と薄膜種類が異なる2工程を選ぶ。管理特性は膜厚である。ドライエッチ工程からは4章の事例の他に、被エッチング膜の種類が異なる別の工程から2工程を選ぶ。管理特性はエッチレートである。なお、前述の通り  $Q$  統計量の代わりに標準正規化変換を施した  $c$  統計量を用いる。そして一般的な多変量管理図で用いられるマハラノビス距離の2乗  $D^2$  統計量を比較対象とする。

比較方法を以下に記す。まず、基準空間を張るために、工程が正常とみなされる期間の管理特性を収集する。二重中心化後に主成分分析を行い、固有ベクトルと固有値を得る。(6)、(12)、(13)式より管理限界線を求め、それを延長し、基準空間外の管理用データの判定を行い第1種の過誤を算出する。ここで、 $T^2$  統計量と  $Q$  統計量の分割方法は、4章で示した方法と同じである。結果を表・3に示す。

表・3より、変数の数、即ちウエーハ内の測定点数が9である薄膜形成工程1では、 $D^2$  統計量の第1種の過誤と  $T^2$  統計量、 $c$  統計量の第1種の過誤に大差なく1%前後であるが、変数の数が17、49と多くなるに従い、 $D^2$  統計量の第1種の過誤は15~30%程度と増大する。しかし、 $T^2$  統計量、 $c$  統計量ともに第1種の過誤が増大することは無く、概ね1%以下であ

表・3  $D^2$  統計量の第1種の過誤との比較

	工程	薄膜形成 工程1	薄膜形成 工程2	ドライエッチ 工程1	ドライエッチ 工程2	ドライエッチ 工程3
	管理特性	膜厚	膜厚	エッチレート	エッチレート	エッチレート
	測定点数	9	9	17	17	49
	基準空間 サンプル数	116	153	88	99	535
	m	4	4	4	3	7
	管理用 サンプル数	174	135	113	154	292
第1種 の過誤 (%)	$D^2$	1.72	6.67	27.43	15.58	20.55
	$T^2$	0.57	0.00	0.88	0.00	1.03
	$c$	1.15	0.74	0.88	0.00	0.00

る。つまり、 $T^2-Q$  管理図により管理用データに対する第1種の過誤増大の問題が回避可能であることが例証できた。

## 6. 変動の大きさの管理から変動パターンの管理へ

群の大きさが4の  $\bar{X}-R$  管理図のデータを想定しよう。これまでは、 $x_1, x_2, x_3, x_4$  を一つの母集団からのサンプルとみなし、4つの変数として捉えることはなかった。すなわち、“変動の大きさ”のモニタリングが主であった。ここでは、まず、本研究の事例のように  $x_1, x_2, x_3, x_4$  を4つの変数として捉え、“変動パターン”をモニタリングすることの意義を考えたい。

半導体製造工程(ウエーハプロセス)に代表される装置集約型プロセスではパーツの摩耗・劣化などによる避けることができないばらつきが存在することが多い。目標値からのばらつきをバイアスと平均値からのばらつきに分けるならば、バイアスはフィードバック制御によって対応できるが、平均値からのばらつきはフィードバック制御では対応できない。しかも、そのばらつきはパターンをもつことが少なくない。

本事例が示すように、ウエーハ内の“位置”という母数的な意味をもつデータの場合、そのばらつきをパターンとして捉えることができる。“時間ラグ”を母数的な意味をもつデータとするケースもある。例えば、スポット溶接では溶接1打点中の抵抗値が時間に伴って変化することが知られている。1打点中の抵抗値は時系列のパターンをもつ。また、“形状”によるパターンの例もある。切削工程における円形形体の加工の真円度や、 $R$  形状をもつ部品の加工などである。これらのばらつきは“変動の大きさ”よりも“変動パターン”に着目しなければならない。

さらに、そのパターンがパーツの摩耗・劣化などによってもたらされるということは、パターンが時系列的に変動することになる。この変動がいつものシステムチックな変動であるか、それともいつもの変動から逸脱しているかを効率的に判断することは、統計的工程管理において意義あることである。

これまでの統計的工程管理の対象は“変動の大きさ”のモニタリングが主であった。“変動パターン”をモニタリングするには、サンプリングの位置や時点を変数とした多変量の特性が必要である。さらに、“変動パターン”をいつものシステムチックな変動とその変動からの逸脱とに分解してモニタリングすることによって、効率的な管理が可能となる。前者の役割を  $T^2$  管理図に、後者の役割を  $Q$  管理図にもたせる。

本研究における“変動パターン”の管理は、結果系特性間の相関構造を対象とした管理である。 $T^2-Q$  管理図は相関構造だけでなく、因果構造の管理への適用も期待できる。半導体ウエーハ製造工程では、微細加工時における温度、圧力、ガス流量などの実行値を示す装置パラメータのデータが多く存在する。そして、それらは自動で取得されデータベースに格納されることから、品質特性と比較し、その取得にはコストや手間がかかりにくい。当該装置の本質的な加工メカニズムを装置パラメータ間の因果モデルによって表現できたならば、その因果モデルから導出される相関構造を、結果系の相関構造と同様に  $T^2-Q$  管理図によってモニタリングすることができる<sup>[10]</sup>。また、この方法は異常原因により近い管理特性を選定することになるので、異常原因の探索が効率的になることが期待できる。

以上のように  $T^2-Q$  管理図の用途は広く、その応用が期待できる。

## 7. まとめ

本研究では、ウエーハプロセスにおける  $T^2-Q$  管理図の実践として、ウエーハ内の品質特性の“変動パターン”に着目した。ウエーハプロセスの多くの工程では、主要パーツの劣化や副生成物付着の影響と装置メンテナンスの効果を受け、品質特性のウエーハ内変動に特有の繰り返しパターンが現れる。この変動パターンをシステムチックな変動として  $T^2$  統計量により管理するとともに、そのパターンからの逸脱を  $Q$  統計量により管理する、という本研究の考え方は、従来型管理図の主流であった“変動の大きさの管理”から

“変動パターンの管理”に視点を転換する方法の一つであり、半導体産業のみならず装置集約型の産業では重要な発想と考える。そのツールとして  $T^2-Q$  管理図の活用を提案した。

## 謝辞

本研究は科研費(25750120)の助成を受けたものである。

## 参考文献

- [1] Higashide, M., Nishina, K., Kawamura, H. and Ishii, N.(2010) : “Statistical process control for semiconductor manufacturing process,” *Frontiers in Statistical Quality Control*, **9**, 71-84.
- [2] Jackson, J. E. and Mudholkar, G. S.(1979) “Control procedures for residuals associated with principal component analysis,” *Technometrics*, **21**, [3], 341-349.
- [3] Kourthi, T. and Macgregor, J. F.(1996) : “Multivariate SPC Methods for Process and Product Monitoring,” *Journal of Quality Technology*, **28**, 409-428.
- [4] Rao, C. R.(1964) : “The use and interpretation of principal component analysis in applied research,” *Sankhya*, **A26**, 329-358.
- [5] 宮川雅巳, 永田靖(2003) : “マハラノビス・タグチ・システムにおける多重共線性対策について”, 「品質」, **33**, [4], 77-85.
- [6] Tracy N. D, Young J. C.(1992) : “Multivariate Control Charts for Individual Observations,” *Journal of Quality Technology*, **24**, [2], 88-95.
- [7] 加納学(2004) : “プロセスケモメトリクスによる統計的プロセス管理”, 「システム制御情報学会誌」, **48**, [5], 165-170.
- [8] Nishina, K., Higashide, M., Hasegawa, Y., Kawamura, H. and Ishii, N.(2011) : “A paradigm shift from monitoring the amount of variation into monitoring the pattern of variation in SPC,” *Proceedings of ANQ Congress Ho Chi Minh City 2011, VIETNAM*.
- [9] 川村大伸, 仁科健, 東出政信, 嶋津康治(2008) : “半導体ウエーハ処理工程における SPC と APC の融合”, 「品質」, **38**, [3], 99-107.
- [10] 高橋達也, 仁科健, 川村大伸, 松村浩, 東出政信(2012) : “設備パラメータ間の因果関係のモニタリング”, 「第98回日本品質管理学会研究発表会発表要旨集」, 201-204.