光散乱式粒子計数器の計数誤差の評価*

榎 原 研 正** 矢 野 宏**

Evaluation of Count Variance of Optical Particle Counters

Kensei EHARA and Hiroshi YANO

The count variance of light scattering single particle counters is investigated experimentally. Since in the present state of the art it is impossible to feed a fixed number of sample particles repeatedly to a counter, an alternative way of evaluating count variance is proposed. In this method, count data are collected by two counters operated simultaneously in parallel and then analyzed statistically. It is shown that for actual airborne particles count variance can be notably larger than that for mono-disperse polystyrene latex particles the size of which is well above the threshold level of the counters. Therefore, if sampling error is assumed to be the only cause of count variance, there is possibility of underestimation of the count variance. The origin of this phenomenon is also discussed.

Key words: particle counter, count variance, statistical analysis, airborne particles, polystyrene latex, sampling error

1. は じ め に

光散乱式粒子計数器 (Optical Particle Counter ; 以下では OPC と略称する) は, 空気中に浮遊する微小粒子の個数濃度及び粒度分布を求める測定器である。試料空気を吸引しつつ, それに含まれる個々の粒子による散乱光を電圧パルスに変換し, パルス数より粒子数を, パルス波高値より粒径を求める仕組みとなっている。測定値が容易に, しかも実時間で得られることから, クリーンルームの評価や管理, 大気汚染監視, エアロゾル研究等の分野で広範囲に利用されるようになっており, 数多くの機種が市販されている。しかし, これらの機種間で, またときによると同一機種内でも, 比較的大きな器差が存在すると言われており, OPC の器差に関して数多くの研究がなされている^{1)~6)}。

一方, 一般に測定器の精度評価では, 1 台の測定器で同一の測定対象を複数回測定したときのばらつきを精度のひとつの指標とすることが多く, また異なる測定対象の識別能力に重点を置くものとして考え出された SN 比による精度評価手法⁷⁾⁸⁾でも, 同一対象の複数回測定が可能であることが前提となる。器差は校正し得るものという前提に立てば, むしろこのような意

味での精度が最終的な測定精度に関連するものといえる[†]。ところが OPC の場合, 定められた個数の粒子を繰り返し供給することが現在の技術では不可能であり, 計数を単に複数回繰り返したときのばらつきには吸引粒子数の時間的変動が含まれることが避けられない。このような事情から, OPC については同一対象に対する計数値のばらつき (以下では計数誤差と呼ぶ) を研究した例は見当たらず, OPC 使用時に生じる誤差として, 単にサンプリング誤差のみを考慮した議論がなされることが多い^{9)~11)}。本研究では, 2 台 (一般には複数台) の OPC による並列同時測定と, それに対する統計的なデータ処理方法により, 計数誤差と吸引粒子数の変動を独立に評価できること, 従ってこの方法が複数回測定と等価な方法となり得ることを示し, この方法を用いた計数誤差評価の結果を述べる。なお, 以下の章で述べる評価手順の概略をあらかじめ図 1 に示す。

2. データの採取

図 2 に示すように, PSL (polystyrene latex) 粒子の懸濁液を噴霧, 乾燥させて作成した試料空気, もしくは作業室内の自然空気をチャンバ内で清浄空気により希釈して試料空気としたものを Y 字管で 2 分し, 2 台の OPC に導いた。用いた OPC は, 最小可測粒径

* 原稿受付 昭和 61 年 4 月 2 日, 昭和 60 年度精機学会春季大会学術講演会 (昭和 60 年 3 月 29 日) にて発表

** 正 会 員 計量研究所 (茨城県新治郡桜村梅園 1-1-4)

† ただし OPC については, その器差を校正するための粒子数標準はまだ確立されていない。

Fig. 1 Flowchart of analysis of count variance
Main flow is in the left part and actual procedures are shown in the right

Fig. 2 Schematic diagram of experimental setup

Table 1 An example of data

$K(I \times Y)$	Repetition		R_1	R_2	R_3	R_4
	OPC	Y-Tube				
K_1	I_1	Y_1	(2 256)	(2 230)	(2 214)	(2 169)
	I_2	Y_2	(2 366)	(2 321)	(2 224)	(2 217)
K_2	I_1	Y_2	(2 144)	(2 132)	(2 172)	(2 176)
	I_2	Y_1	(2 030)	(2 074)	(2 111)	(2 124)

A pair of data in parentheses are obtained simultaneously

0.3 μm , 試料空気流量 0.5 l/min の計数器 (Rion KC-01) である。試料空気は常時吸引しつつ、2 台の OPC で同時に、一定時間計数を行い、データを記録した。計数は 2 min 前後の間隔を置いて 2 回繰り返す、次に Y 字管の 2 本の脚と 2 台の OPC の接続を交換したうえで同様の繰返し計数を行った後、さらにこれらの操作を反復した。ただし以下では繰返しと反復を区別せず、単にあわせて 4 回の繰返しとして解析する。OPC を I 、Y 字管の脚を Y 、繰返しを R と表記して、得られたデータの例を表 1 に示す。なお、データはしきい値粒径を 0.3 μm として、それより大きな粒

径をもつ粒子の個数を表している。

計数誤差は各種の測定条件に依存すると考えられるが、ここでは最適化手法の一つであるパラメータ設計法¹²⁾の用語にならない、誤差のふるまいを調べるための測定条件の各々を内側因子、また内側因子の各組合せのもとで誤差を評価するために必要な上述の I , Y , R を外側因子と呼んで区別することにする。表 2 に実験で取りあげた内側因子の種類とその水準を示す。 C (濃度) は PSL に対しては懸濁液の濃度を変えることにより、また実大気では清浄空気による希釈率を変えることで調節した。いずれの場合も実際には濃度は時間的に変動しており、表 2 に示す水準は概略値である。ただし同時通過損失¹³⁾が無視できる程度に十分に希薄な濃度レベルである。

なお表 1 のデータ例は内側因子の ($S_2 C_2 T_2$) の組合せのもとで得られたものである。

3. 解 析

3.1 計数誤差評価の考え方

用いた OPC では、清浄空気吸引時のカウント数がほぼ 0 とみなしてよいことから、吸引される粒子数の真値を M 、そのときのカウント数を y とすると、 y と M との関係は次の式で表されると考えてよい。

$$y = \beta M + e \quad (1)$$

ここで、 e は計数誤差、 β は計数効率であり、その 1 からのずれが器差を表している。この表式を表 1 のデータに適用する。表 1 で括弧でくくったデータは同時測定で得られるデータ対を示しているが、異なる対間を区別するために、2 台の OPC (I_1, I_2) と Y 字管の 2 本の脚 (Y_1, Y_2) の組み合わせ方をあらたに因子 K と名付ける。すなわち、 $K_1 = (I_1 - Y_1, I_2 - Y_2)$, $K_2 = (I_1 - Y_2, I_2 - Y_1)$ で、 K は交互作用 $I \times Y$ に相当する (表 1 参照)。すると表 1 での ($I_j Y_k R_r$) の組合せでのデータ y_{ijkR} は式 (1) の考え方を適用して、

$$y_{ijkR} = \beta_i p_j M_{kR} + e_{ijkR} \quad (2)$$

Table 2 Factors and levels in evaluation of count variance

Factor	Levels			
S (Particle size)	0.45 μm PSL	1.09 μm PSL	2.02 μm PSL	airborne particles
C^* (Concentration)	low		medium	high
T (Count time)	50 s		100 s	150 s

* About 500, 2 000, 9 000 particles/l for PSL, and 2 500, 4 000, 5 000 particles/l for airborne particles

Fig. 3 Data structure in parallel counting

と表せる。ここで、図3に示したように、 M_{kr} はY字管の吸引口より入る粒子数の真値、 p_j はその1/2からのずれがY字管の脚の非対称性を表す。ただし $p_1 + p_2 = 1$ である。 M_{kr} 個の粒子がY字管で分岐されるときは、一種のサンプリング誤差と言ってよいが、これは今のところ $e_{ijk r}$ に含めて考えていることになる。この点については後に検討する。いま、 β_i, M_{kr} の平均値を β_0, M_0 として、 $\beta_i = \beta_0 + \beta'_i$, $p_j = 1/2 + p'_j$, $M_{kr} = M_0 + M_{kr}'$ とおくと、表1のデータ例からわかるように、 β'_i , p'_j , M_{kr}' がそれぞれ β_0 , $1/2$, M_0 に対して高次の微量と考えてよい。これより式(2)に対する次の近似式が得られる。

$$y_{ijk r} \approx \beta_0 M_0 / 2 + \beta'_i M_0 / 2 + \beta_0 M_0 p'_j + \beta_0 M_{kr}' / 2 + e_{ijk r} \\ = n + a_i + b_j + \delta_{kr} + e_{ijk r} \quad (3)$$

ただし、 $n = \beta_0 M_0 / 2$, $a_i = \beta'_i M_0 / 2$, $b_j = \beta_0 M_0 p'_j$, $\delta_{kr} = \beta_0 M_{kr}' / 2$ とした。

$y_{ijk r}$ を分散分析し、式(3)に基づいて、各要因の分散の期待値を求めると表3が得られる。この中で、 σ_e^2 は吸引粒子数の時間的変動の分散を、 σ_e^2 は計数誤差の分散を表す。通常の分散分析では、繰返し R 、および R と他の因子との交互作用は一括して誤差と

Table 4 Analysis of variance rearranged from Table 3

Source	Sum of squares	Deg. of freedom	Mean square	Expectation of mean square
I	S_I	1	S_I	$\sigma_e^2 + 8\sigma_I^2$
Y	S_Y	1	S_Y	$\sigma_e^2 + 8\sigma_Y^2$
e_1	$S_{e_1} = S_K + S_R + S_{K \cdot R}$	7	$S_{e_1}/7$	$\sigma_e^2 + 2\sigma_\delta^2$
e_2	$S_{e_2} = S_{I \cdot R} + S_{Y \cdot R}$	6	$S_{e_2}/6$	σ_e^2
Total	S_T	15		

みなされるが、今の場合、これらには、 σ_δ^2 を含むものと含まないものとが存在することがわかる。従って、 $K, R, K \times R$ を e_1 , $I \times R, Y \times R$ を e_2 として、表4のように整理することにより、吸引粒子数の変動と計数誤差が分離される。すなわち、2台のOPCの同時測定値の時系列において、2台が同期して変化する部分が吸引粒子数の変動、そうでない部分が計数誤差として評価されることになる。

3.2 計数誤差のふるまい

内側因子の各組合せにおいて、上述の方法で計数誤差の分散 σ_e^2 を求め、それを平均カウント数 n に対してプロットしたものが図4である。この図より、 $\log(\sigma_e^2)$ は $\log(n)$ に対してほぼ直線的にふるまうと考えてよいと思われるが、各組合せでの n がまちまちであるため、このままでは計数誤差の各内側因子に対する依存性を知ることが困難である。そこで、計数誤差から n 依存性を除いた後の内側因子の効果の大きさを求めるために、次の2通りの解析を試み、比較・検討する。

[A] 共分散分析法による解析

$\log(\sigma_e^2)$ に対して $\log(n)$ を補助変数とする共分散分析法¹⁴⁾を適用する。 σ_e^2 自身でなくその対数値を解析するのは、一般に負の値を取り得ない量については、その対数をとって $[-\infty, \infty]$ に射影することにより、要因効果の加法性が成立しやすと考えられるからで

Table 3 Analysis of variance of sixteen data such as shown in Table 1

Source	Sum of squares	Deg. of freedom	Mean square	Expectation of mean square	Notes
I (OPC)	$S_I = \sum_{i,j,r} (y_{i...} - y_{....})^2$	1	S_I	$\sigma_e^2 + 8\sigma_I^2$	$\sigma_I^2 = \sum_i a_i^2$
Y (Y-tube)	$S_Y = \sum_{i,j,r} (y_{.j..} - y_{....})^2$	1	S_Y	$\sigma_e^2 + 8\sigma_Y^2$	$\sigma_Y^2 = \sum_j b_j^2$
K ($I \times Y$)	$S_K = \sum_{i,k,r} (y_{..k..} - y_{....})^2$	1	S_K	$\sigma_e^2 + 2\sigma_\delta^2$	$\sigma_\delta^2 = \sum_{k,r} \delta_{kr}^2 / 7$
R (Repetition)	$S_R = \sum_{i,j,r} (y_{...r} - y_{....})^2$	3	$S_R/3$	$\sigma_e^2 + 2\sigma_\delta^2$	$\sigma_e^2 = E[e_{ijk r}^2]$ ("E" means expectation value)
$I \times R$	$S_{I \times R} = \sum_{i,j,r} (y_{i...r} - y_{....})^2 - S_I - S_R$	3	$S_{I \times R}/3$	σ_e^2	
$Y \times R$	$S_{Y \times R} = \sum_{i,j,r} (y_{.i..r} - y_{....})^2 - S_Y - S_R$	3	$S_{Y \times R}/3$	σ_e^2	
$K \times R$	$S_{K \times R} = \sum_{i,k,r} (y_{..k.r} - y_{....})^2 - S_K - S_R$	3	$S_{K \times R}/3$	$\sigma_e^2 + 2\sigma_\delta^2$	
Total	$S_T = \sum_{i,j,r} (y_{ijk r} - y_{....})^2$	15			

Dots for y means average over corresponding subscripts

Fig. 4 Dependence of mean squared count-variance on average count
The lines indicate statistical fitting to the experimental result shown by the dots

Table 5 Analysis of covariance of $\log(\sigma_e^2)$ with $\log(n)$ as the auxiliary variable

Source	Sum of squares	Deg. of freedom	Mean square
$S^{(1)}$ (Between PSL's and airborne particles)	1.309	1	1.309
$S^{(2)}$ (Within PSL's)	0.021	2	$\circ 0.010$
C (Concentration)	0.011	2	$\circ 0.005$
$S^{(1)} \times C$	0.031	2	$\circ 0.015$
$S^{(2)} \times C$	0.224	4	$\circ 0.056$
Regression	16.468	1	16.468
e (Error) (e') [*]	2.452 (2.775)	23 (33)	0.107 (0.084)
Total	20.516	35	

^{*} Error after pooling $\circ$

ある⁷⁾。粒子数濃度が、同時通過損失が無視できる程度に十分希薄な場合、OPCによる粒子1つ1つの検出は互いに独立であると考えられるから、内側因子の内、 T (計数時間)の効果は、 $\log(n)$ を通じてのみ現れることになる。従って、共分散分析の際に T は繰返しとして扱ってよい。すなわち、 S (粒子種類)、 C (粒子濃度)を因子とし、 $\log(n)$ を補助変数とする繰返しのある2元配置の共分散分析を行うことになる。また S はさらに、 $S^{(1)}$: PSLと実大気塵の違い (自由度1)、 $S^{(2)}$: PSL内での粒径の違い (自由度2)に分離して評価した。共分散分析の結果を表5に示すが、これより次の結論が得られる。

- (i) 計数誤差分散 σ_e^2 は、 n を経由する部分を除いて、粒子数濃度 (C) によらない。
- (ii) $S^{(1)}$ (実大気か PSL か) には依存するが、 $S^{(2)}$ (PSL の場合の粒径の違い) には依存しない。

Table 6 Analysis of variance of $\log(\sigma_e^2/n)$ under the assumption that (σ_e^2) is proportional to n

Source	Sum of squares	Deg. of freedom	Mean square
$S^{(1)}$	2.029	1	2.029
$S^{(2)}$	0.021	2	$\circ 0.011$
C	0.481	2	0.241
$S^{(1)} \times C$	0.016	2	$\circ 0.008$
$S^{(2)} \times C$	0.229	4	$\circ 0.057$
e (Error) (e') [*]	2.499 (2.765)	24 (32)	0.104 (0.086)
Total	5.275	35	

^{*} Error after pooling $\circ$

そこで $S^{(1)}$ の各水準において、 $\log(\sigma_e^2)$ の $\log(n)$ に対する回帰式を求めると次式が得られる。

$$\log(\sigma_e^2) = a + b(\log(n) - \log(\bar{n})) \quad (4)$$

ただし、

$$b = 1.23 \pm 0.20$$

$$\{a = 3.17 \pm 0.11, \log(\bar{n}) = 3.28 \text{ (PSL)}\}$$

$$\{a = 3.97 \pm 0.20, \log(\bar{n}) = 3.53 \text{ (実大気)}\}$$

上式で $\log(\bar{n})$ は $\log(n)$ の平均値で、信頼限界は信頼度 95% のものである。

[B] 分散の加法性を利用した解析

上述のように粒子1つ1つの検出が互いに独立な現象であるとする、 n 個の粒子に対する計数誤差の分散は、 n に比例することが予想される (分散の加法性¹⁴⁾)。従って、 c を n によらない定数として、 $\sigma_e^2 = c \times n$ と書け、内側因子依存性は $c (= \sigma_e^2/n)$ を解析することにより求めることができる。実際の解析では、再びその対数 $\log(\sigma_e^2/n)$ をとって分散分析した。その結果を表6に示す。[A]の場合と比べて、 C の効果が多少大きいとみられるものの、定性的には[A]の結論(i),(ii)がこの場合も成り立つと考えてよい。そこで、やはり $S^{(1)}$ の効果のみを考慮して、 σ_e^2 の推定式が次のように得られる。

$$\log(\sigma_e^2) = a' + \log(n) \quad (5)$$

ただし

$$a' = \begin{cases} -0.103 \pm 0.12 & \text{(PSL)} \\ 0.446 \pm 0.21 & \text{(実大気)} \end{cases}$$

以上の[A],[B]各々の推定式(4),(5)とそれらの信頼限界を図5に比較する。[B]の方法は[A]の推定式(4)において $b=1$ の制限を課したものとみることができ、この制限から自由なだけ[A]の方が実験値への当てはまりがよいのは当然であるが、[A]で求めた b の値が1に近く、図5にみるように実験での n の範囲 $2 \times 10^2 < n < 10^4$ ではどちらの推定式を用いても大きな差が生じないことから、以下の議論では

Fig. 5 Comparison between two methods of fitting
Hatches indicating 95% confidence level are drawn only for PSL to avoid complexity

n 依存性が簡明な式 (5) を用いる。図 4 には推定式 (5) もあわせて描いた。

3.3 計数誤差とサンプリング誤差

すでに 3.1 項で述べたように、推定した計数誤差分散 σ_e^2 には、Y 字管の口より吸引された粒子が 2 本の脚に分配される際のばらつきを含んでいる。この分配誤差の分散を σ_Y^2 とすると

$$\sigma_e^2 = \sigma_H^2 + \sigma_Y^2 \quad (6)$$

と書け、 σ_H^2 は OPC の測定原理や装置構成等、ハードウェアに起因する誤差、すなわち純粹の計数誤差を表す。Y 字管のどちらの脚に導かれるかは各粒子ごとに互いに独立であるとしてよいならば、片側の脚を通過する粒子数は二項分布に従い、これより次が得られる¹⁴⁾。

$$\sigma_Y^2 = n/2 \quad (7)$$

従って、式 (6) および (7) より

$$\sigma_H^2 = \sigma_e^2 - n/2 \quad (8)$$

となる。

今、1 台の OPC を用いた通常のモニタリング作業を考える。この場合、上の分配誤差 σ_Y^2 に替わるものは試料空気のスランピング誤差 σ_S^2 となる。従って、モニタリング時における総計数誤差を σ_M^2 とすると、これは次で与えられる。

$$\sigma_M^2 = \sigma_H^2 + \sigma_S^2 \quad (9)$$

分配誤差が二項分布で規定されるのに対し、サンプリング誤差は、やはり各粒子の独立性の仮定のもとでは、ポアソン分布で規定されると考えてよい。その分散はよく知られているように¹⁴⁾

$$\sigma_S^2 = n \quad (10)$$

Fig. 6 Decomposition of σ_M^2 (overall count variance in monitoring) into σ_S^2 (sampling error) and σ_H^2 (count variance of hardware origin)

Table 7 Estimation of σ_M (overall count variance in monitoring) and σ_S (sampling error) for representative values of n (average count)

n	σ_M/n %		σ_S/n %
	PSL	airborne	
100	11.4	18.1	10.0
1 000	3.6	5.7	3.2
10 000	1.1	1.8	1.0

である。

式 (8), (10) および実験式 (5) を用いて、式 (9) の各項の大きさを評価することができる。この結果を図示したものが図 6 である。 σ_M^2 の中で、PSL に対しては σ_S^2 が、実大気塵ではむしろハードウェア起源の誤差 σ_H^2 が支配的であることがわかる。

幾つかの代表的な平均カウント数 n について、総計数誤差の標準偏差を相対誤差 (σ_M/n) として表したものと、サンプリング誤差のみ考慮した場合の値 (σ_S/n) との比較を表 7 に示す。 σ_S , σ_H がともに $\sqrt{n}$ に比例するから、相対誤差は n が小さくなるとともに $1/\sqrt{n}$ のように大きくなる。また、PSL での相対誤差の大きさはそれをサンプリング誤差によるものとしてもほぼ誤りがないが、実大気塵の場合はほぼその 2 倍近くの値となっている。

4. 考 察

PSL と実大気塵にみられる上の相違を検討するために、1 台の OPC に多チャンネル波高分析器を接続し、それぞれのパルス波高値分布を記録した例を図 7 に示す。横軸上に示したしきい値電圧 ($0.3 \mu\text{m}$ に相当) 以上のパルスの個数が OPC の計数値となる。PSL の場合、計数されるほとんどのパルスがしきい値電圧より十分高電圧側に分布しているのに対し、実大気塵ではしきい値上に連続的に分布していることが特徴的である。このことから、しきい値近傍に分布する粒子については、OPC の粒径分解能が有限であるために、しきい値粒径をはさんで上下いずれに弁別されるかの不確実性が存在し、その結果 σ_H が增大するものと考えられる。すなわち従来から器差の一因であ

Fig. 7 Pulse height distribution obtained with a multi-channel analyser connected to an OPC

ると考えられているいわゆるクロスセンシティブティ¹³⁾¹⁴⁾が、計数のばらつきにも関与しているといえる。さらに実大気塵のような不定形粒子は、それがOPC内部の光照射域中でとる空間的姿勢によって出力パルスの波高値が変わり得るため、この不確定性がさらに増大する可能性も予想される。以上から、一般に σ_H の大きさは、対象とする粒子の形状と粒度分布、および使用するOPCの粒径分解能の高低に依存すると考えられる。

クリーンルームを中心とする空気清浄化技術の最近の進歩に伴って、逆に十分の吸引粒子数が得られないことからくる計数データの信頼性低下の問題が議論されるようになってきている^{9)~11)}。従来の議論では、OPCの計数誤差としてサンプリング誤差しか考慮されないことが多いが、 σ_H が無視し得ない場合にはこれは計数誤差の過小評価になるといえる。

5. ま と め

光散乱式粒子計数器(OPC)の計数誤差評価において、一定粒子数の繰返し計数が不可能であるため、それに代わる方法として2台のOPCによる並列同時測定とその解析方法を提案した。実験と解析の結果、以下のことを明らかにした。

- (1) OPCで得られる計数値のばらつきとして、不可避免的に生じるサンプリング誤差以外に、測定原理や装置構成等のハードウェア起源の計数誤差が存在する。
- (2) この計数誤差の大きさは対象粒子に依存し、OPCのしきい値粒径より十分大きなPolystyrene

Latex粒子の場合無視し得る大きさであるのに対し、しきい値前後に連続分布する実大気塵では、サンプリング誤差に比べて無視し得ない大きさとなり得る。

- (3) OPCの粒径分解能が有限であること、および現実の大気塵の形状が球形ではないことから生じる粒径弁別の不確定性が、この計数誤差の一因と考えられる。

謝 辞

貴重な御助言を頂いた田口玄一博士、また実験に御協力頂いたリオン(株)に深く感謝致します。

参 考 文 献

- 1) D. Rimberg: Counting Efficiencies of Three Single Particle Aerosol Counters, in *Aerosol Measurements*, ed. Lundgren et al., University Press of Florida, Gainesville, (1979) 321.
- 2) 呂 俊民: クリーンルームにおけるサブミクロン粒子の計測, 空気清浄, 21, 4 (1984) 36.
- 3) 三浦和彦, 関川俊男: レーザー光源パーティクルカウンターの同時測定, 第25回大気汚染学会講演要旨集(1984) 385.
- 4) 横地 明: パーティクルカウンターの器差, 第3回エアロゾル科学技術研究討論会予稿集(1985) 180.
- 5) J. Gebhart: Counting Efficiency and Sizing Characteristics of Optical Particle Counters, Proc. 31st Ann. Tech. Meeting, Inst. Envir. Sci., (1985) 102.
- 6) B. Y. H. Liu, W. W. Szymanski and K-H. Ahn: On Aerosol Size Distribution Measurement by Laser and White Light Optical Particle Counters, Proc. 31st Ann. Tech. Meeting, Inst. Envir. Sci., (1985) 1.
- 7) 田口玄一: 第3版実験計画法, 下, 丸善(1977).
- 8) 矢野 宏: 計測管理工学入門, 工業調査会(1984).
- 9) L. Xianzhe and W. Qi: Interval Estimation of the Mean in the Particle Concentration Measurement, Proc. 7th ISCC, Paris, (1984) G 1.1.
- 10) 呂 俊民: クリーンルームにおける清浄度の統計的性格について, 第3回空気清浄とコンタミネーションコントロールに関する技術研究大会予稿集(1984) 47.
- 11) 泉本利章, 松橋秀明, 中山隆一, 山路幸郎: スーパークリーンルームの確率論的清浄度評価, 第4回空気清浄とコンタミネーションコントロールに関する技術研究大会予稿集(1985) 99.
- 12) 田口玄一: オンライン品質管理, 日本規格協会(1982) 95.
- 13) R. Jaenicke: The Optical Particle Counters: Cross Sensitivity and Coincidence, Aerosol Sci., 3, (1972) 95.
- 14) 例えば, 近藤良夫, 舟阪 渡編: 技術者のための統計的方法, 共立出版(1967).
- 15) 三浦和彦, 関川俊男, 近藤 郁: 応答電圧とクロスセンシティブティの変動による光散乱式粒子計数器の計数誤差, Res. Lett. Atmos. Elect., 2 (1982) 75.