

第3章 測定システムのパフォーマンスの評価：マンマシンシステムの事例

第3章では、計測の核となる測定を行う測定システムのパフォーマンスの評価の事例を検討する。特に、人間が直接に関わった測定システムの問題として事例を取り上げ、マンマシン・システムとしての測定システムのパフォーマンスについて考察する。マンシステムの問題として、測定の過程に生じる測定者の過ちの発生状況を調べ、測定結果に対する影響を検討した。さらに、測定者の判断が重要な要素となる接触式変位測定について、測定モデルを提案し、実験的に確認した。さらに、測定操作の過程を記録し、その特徴と測定誤差との対応関係について検討を行った。

3.1 計測における過ちとデータの変動

測定のマシ・システムの問題として、実物測定における誤差成分のうち、測定者の判断の過ちによる誤差とその影響の大きさについての検討を行う。過ちについては、測定の非定常的な状態であるから、本来の意味での誤差とはいえないという考え方がある。しかし、現実にはデータが過ちを含んでいるかどうかを判定することは難しい作業である。多くの測定の中でデータとしてこのような過ちが含まれることがあり、定常状態における誤差との区別をつけるのは難しい。従って、過ちがデータに含まれたときの問題の検討は測定におけるマン・システムを考える上で不可欠である。

測定・検査の過程において、測定者による過ちが多くみられることは経験的に知られている。例えば、傷等の目視検査の場合、不良品の10%以上を見逃していると言われている。測定の場合、極端な過ちではない限り、被測定物が変動しているのか、測定している状態が変動しているのか、の判定は測定結果からは難しい。

一方、測定にある程度の過ちが見られたとしても、結果的に大きな問題に発展することは比較的少ないようにみえる。それは測定中になんらかのフィードバックがかかり測定のやり直しが行われたり、何回かの測定を行い平均化することにより、過ちの及ぼす影響を減ずるような計測プロセスがとられていることによると思われる。しかし、このようなシステムの冗長性をなくしつつ、信頼性を上げていくためには、測定における過ちの発生状況とその及ぼす影響を正しく把握しておくことが重要である。

本節では、測定における過ちがどのような形で発生し、測定の結果にどのようなひずみを生じるかについて検討を行った。

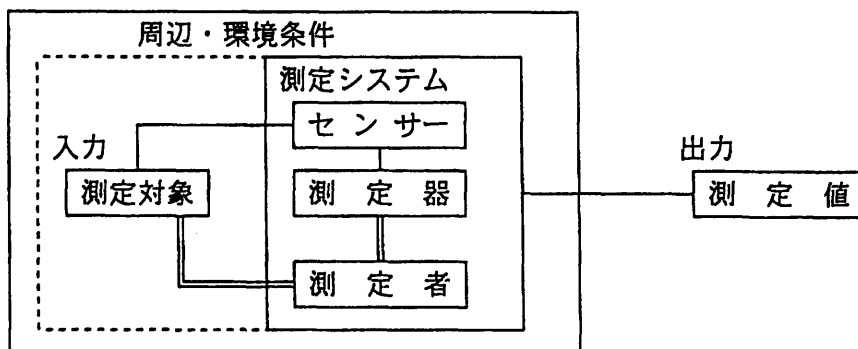







図 3.1.1 測定システムの構成

3. 1. 1 測定における過ちの考え方

測定システム（図 3.1.1）は、センサーを含む測定器、測定者により構成された一つのシステムであり、測定対象とともに全体としてある周辺・環境条件の下にある。測定対象を操作し、センサーにより測定量を関知する、測定システムの構成要素のそれぞれが何らかの変動をし、システムの出力すなわち測定値の変化となって現れて来る。

このようなシステムにおいて、個々の構成要素や周辺・環境条件の変動の状態を概念的に大きく分類したものが表 3.1.1 である。

表 3. 1. 1 測定系の変動状態

状態	縦軸=読み 縦軸=時間	現象の 表れ方	状態の区別	予測可能性	修正可能性
1)		かたより 一定	定常状態	値の予測 可能	校正により 可能
2)		ばらつき 一定	定常状態	範囲の予測 は可能	不可能
3)		かたより 変化	非定常状態	可能な場合 もある	可能な場合 もある
4)		ばらつき 変化	非定常状態	不可能	不可能
5)		突発型	非定常状態	不可能	不可能

変動をかたよりとばらつきに分けたとき、かたよりの大きさあるいはばらつきの大きさが一定で、ある範囲内に収まる場合には、定常状態であり、予測可能な状態にあるといえることができる。それに対して、かたよりのばらつきが変化していく状態では、何らかの状態変化が生じており、非定常状態、すなわち、”異常”が生じていると考える。測定中に何らかの異常が生じた状態を”誤り”と呼ぶ。

現実には、測定系の構成要素の変動状態の区別は明確であるわけではなく、測定者の対応の仕方により出力であるデータが変化する。例えば、3)のかたよりが時間的に変動している状態を考えると、測定系の校正をしない場合にはばらつきの大きい状態の一つであると考えられるし、校正をしつつ測定する場合には、かたよりのある状態を校正により修正し、小さなばらつきが残る状態にすることができる。また、3)～5)の非定常状態、すなわち、”異常”と考えた状態がしばしば生じ、全体として”普通”のばらつきと区別がつかない場合には、局所的に異常と思えても、全体としてはそれが普通の定常状態であると判断せざるを得ない。

測定系及びその構成要素がどの状態にあるかを判断し、対応することは非常に難しい。

一般に、測定者は測定系から測定状態のフィードバック情報を得て、判断を行いながら測定を進めることを要求される。従って、測定結果に誤りが残るか、取り除くことができるかの要は、測定者の判断にあるといえる。

伝統的な統計的方法において、このような定常状態を統計的管理状態と呼び、予測が可能で、統計的検討が可能な状態であるとしてきた。しかし、ばらつきを検討対象とした品質工学の方法において、SN比を用いることによって非定常状態を含めて統計的に検討することができる。

本節では、測定系の構成要素や周辺・環境条件が表 3.1.1 の3)～5)の誤りの状態にあることを測定者が測定プロセスの中で正しく判断できず、誤った判断を下し、誤った測定データが残るといふ部分を"過ち"と呼ぶことにする。

図 3.1.2 に、測定者による一連の測定プロセスと、その中で測定者による誤りが起こり得る事項を示した。測定者による条件設定や操作などの作業の中で、あるいは、測定者による判断の中に、測定者による誤りの見逃しが生じる可能性がある。

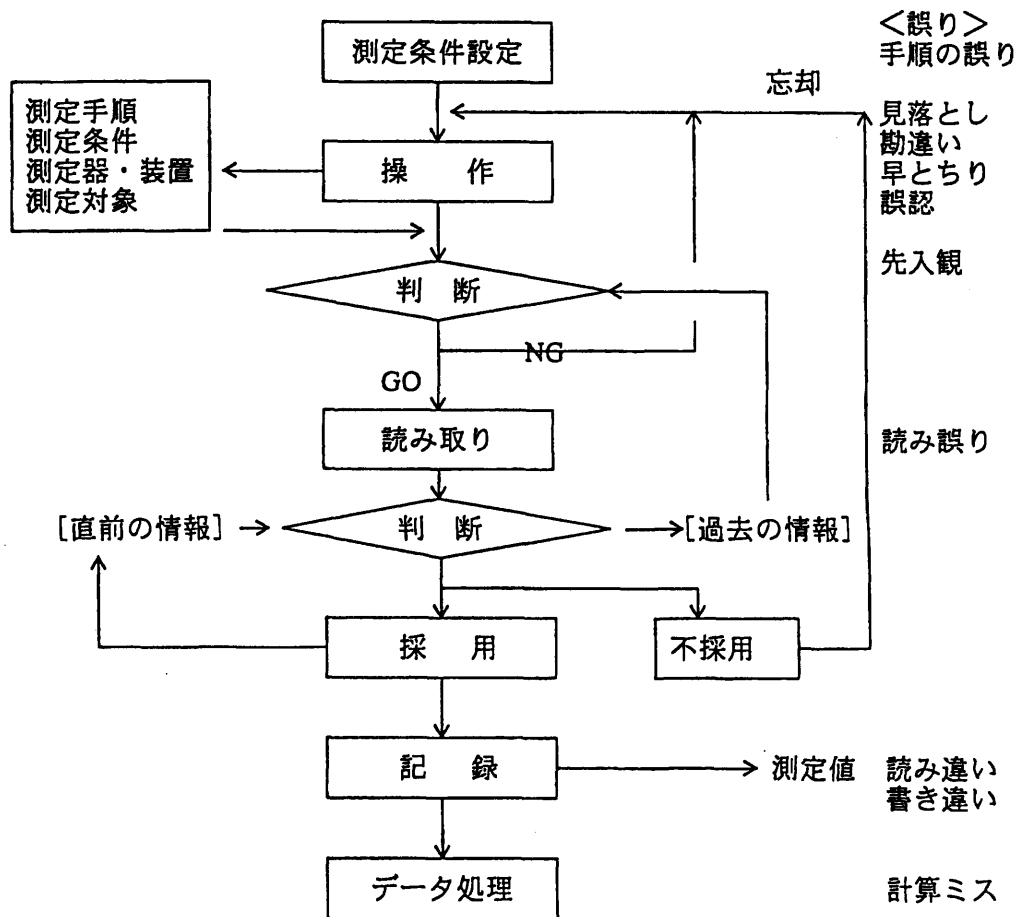


図 3.1.2 測定者の測定プロセスと誤りの可能性

一方、測定の自動化が進み測定者の必要がなくなり、過ちもなくなるとの考えもあるが、測定器の校正及び調整は最終的には人間がやらざるを得ず、人間による過ちの問題は最後

まで残る。また、本節では検討対象とはしないが、測定の作業的部分だけでなく、計測を計画する段階での過ちも広義の意味での計測の過ちといえることができるが、この場合にはデータ全体の信頼性が問題となる。

3. 1. 2 測定誤差と過ちの例

測定という行為では、その結果が測定値として表現される。測定に過ちがあったか否かの判断は、測定誤差の大小による判定に頼るほかはない。測定誤差は「測定値と真の値の差」と定義されるが、真の値が不明の場合、個々の測定値の誤差を正しく知ることは出来ない。普通の測定では、真の値を推定するために測定を行うわけであり、真の値不明の場合がほとんどである。標準による測定器の校正は、相対的に小さな誤差範囲で真の値に相当する値（標準値）の分かったものを測定しており、誤差の分かる例の一つである。

ここでは、真値に相当する値が幹事所の測定により分かる持ち回り測定のデータをもとに、測定の過ちがどの程度生じているかの調査を行った。表 3.1.2 は、過去に行われたマイクロメータによる寸法測定及び硬さ測定のデータから調べられた過ちとみられる例をまとめたものである。いずれも、読み誤り、書き誤り、計算ミスと思われる過ちがほぼ 1% 程度あることが分かる。読み誤りに分類されたものは、マイクロメータに特有な読み誤りである、標準値から 0.5、1 mm だけ測定値がずれているもののみで、小さな桁で読み誤りのあった場合には、測定値からは推定できない。また、マイクロメータの場合、JISZ8042 許容差通則³⁻¹⁾に基づいて測定者別に範囲 R の検討を行ったところ、7% 程度の測定が異常と判定された。

表 3.1.2 過去のデータにみられる過ちの例

1. マイクロメータによる金属試料の測定			
(19 事業所 * 2 測定者 * 2 反復 * 32 測定箇所 * 2 繰返し)			
①	データ記入箇所誤り	2/19 (事業所)	
②	測定物間違い	1/19 (事業所)	
③	読み誤り、書き誤り	16/2432 (測定箇所)	0.8 %
④	許容差通則、範囲 R の異常		
		22/304 (延べ測定者)	7 %
2. 硬さの持ち回り測定			
①	データシート書き誤り (訂正済み)	10/1194 (記入箇所)	1 %
②	データシート計算ミス	15/1194 (記入箇所)	1.4 %
③	20 硬度以上の誤差	1/6156 (測定箇所)	

また、リングゲージ等の持ち回り測定の報告³⁻²⁾の中でも、誤差の大きいデータが 5% 前後みられる。誤差の大きい原因について、測定担当者は、目盛、寸法の読み誤り、書き写しの過ち、ブロックゲージの密着不良、標準尺の狂い、端子面不良、計算ミス、原因不明等をあげている。これらのデータは、測定精度の現状調査のためのものであり、参加事業所や測定者はかなり注意して測定している場合であると思われる。このことから、一般の測定においても数%の過ちが存在し、見逃されていることが十分予想される。

3. 1. 3 過ちによるデータの変動の影響

図 3.1.3 は、上記リングゲージの持ち回り測定における寸法偏差の分布の例である³⁻²⁾。このような例を見て分かるように、測定値の分布において、正常データと異常データの境界を明確に示すことは難しい。許容差通則では、データ間の距離によって測定値が異常であるか否かの検定を行う方法、例えば Grubbs の方法、Dixon の方法などが採用されている。この方法は多数決原理によって測定の結果を判定することに相当している。更に、異常値を検出した後であってもその値を含む場合の計算結果が技術的に満足なものであれば、それを採用するとしている。

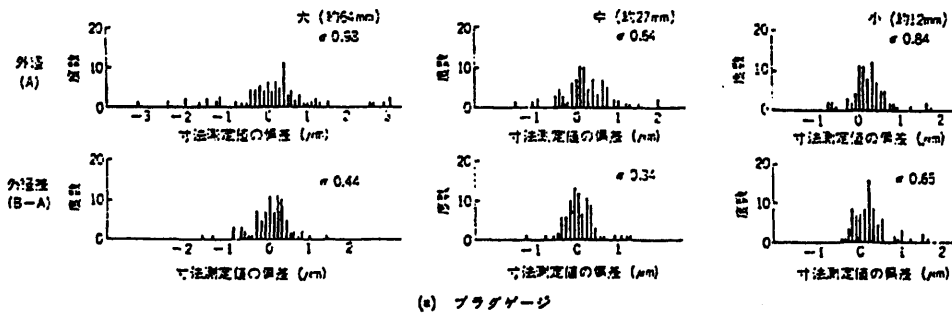


図 3.1.3 寸法偏差の分布 (文献 3-2) による

このような考え方から、過ちが許容される程度を知るためには、現実に過ちのある測定値を含む可能性があるデータにおいて、過ちによりその計算結果がどのように変化するかを検討しておくことが必要である。

過ちを含む測定値のモデルとして、図 3.1.4 の分布を仮定する。

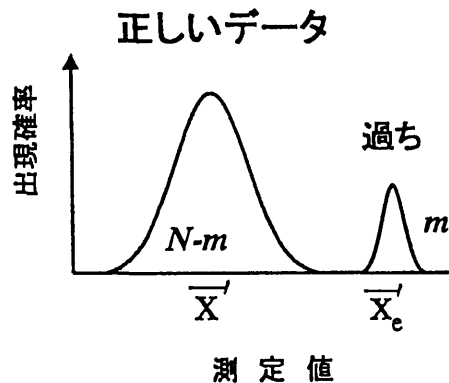


図 3.1.4 過ちを含んだ測定値のモデル

全体の測定値の分布(分散 V 、総平均値 \bar{x})は、

過ちを含まない測定値 x' の分布(分散 σ'^2 、平均値 \bar{x}')と

過ちの測定値 x'' の分布(分散 σ''^2 、平均値 \bar{x}'')

とにより成り立っている。測定値総数 N 個のうち、過ちの個数は m 個とする。また、特に断らない限り、分布の形は仮定していない。さらに、平均値、分散によっては必ずしも、

図 3.1.4 で示したように、ふたつの分布は、必ずしも分離しているとは限らず、重なりが大きい場合もある。

一般に、測定結果として平均値、分散を求め利用することが多いことから、それらの変動を求める。過ちが含まれることによる総平均値の変化分 $(\bar{x}-\bar{x}_0)$ 及び分散 V を標準偏差 σ^2 で基準化して求めると次のようになる。

$$\frac{\bar{x}-\bar{x}_0}{\sigma'} = \frac{1}{\sigma'} \left\{ \frac{(N-m)\bar{x}'_0+m\bar{x}''}{N} - \bar{x}'_0 \right\} = \frac{m}{N} d \quad (3.1.1)$$

$$\frac{V}{\sigma'^2} = \frac{1}{\sigma'^2} \frac{\Sigma(x-\bar{x})^2}{N-1} = 1 - \frac{m}{N-1} + \frac{m-1}{N-1} r + \frac{m(N-m)}{N(N-1)} d^2 \quad (3.1.2)$$

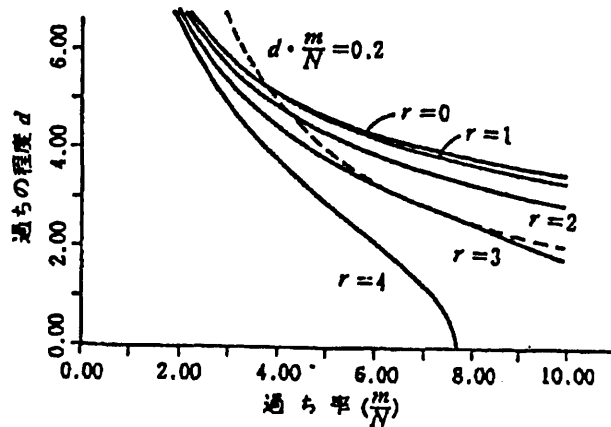
但し、

$$\begin{aligned} r &\equiv \sigma''^2/\sigma'^2, \\ d &\equiv (x''-\bar{x}_0)/\sigma' \end{aligned} \quad (3.1.3)$$

であり、これらを、それぞれ、分散比及び過ちの程度と呼ぶことにする。また、過ちを含まない測定値の偏差二乗和 $\Sigma'(x'-\bar{x}_0)^2$ 、及び過ちの測定値の偏差二乗和 $\Sigma''(x''-\bar{x}'')^2$ の期待値が、それぞれ、 $(N-m-1)\sigma'^2$ 、 $(m-1)\sigma''^2$ と近似できることを利用した。

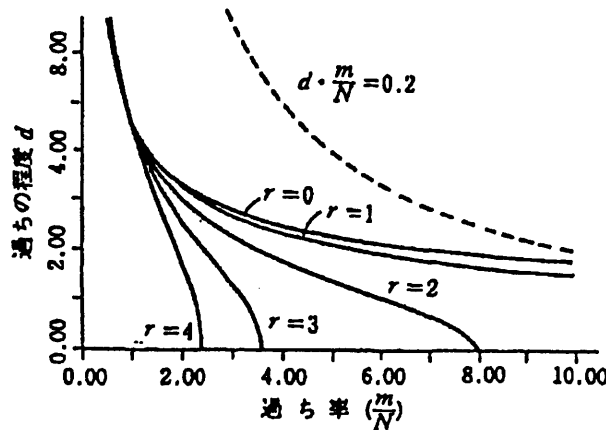
前式より、基準化された総平均値の変動分と分散は測定値総数 N 、過ちの個数 m 、分散比 r 、過ちの程度 d の 4 つのパラメータにより表現できることが分かる。これらに予想される値を代入し、総平均値及び分散の変化の様子を調べることができる。

分散比 r をパラメータとし、過ち率 m/N ($N=100$) と過ちの程度 d の軸でできる平面上での、全体の分散 V が正しい分散 σ'^2 の 2 倍となる境界線を図 3.1.5(a) に示す。同様に、図 3.1.5(b) に V が σ'^2 の 1.4 倍となる境界線を示した。総数 N が小さいと V の値の信頼性は低くなることから、 $N=100$ の場合を例とした。その付近では、 N による境界線の変化は小さい。



(a) $V=2.0\sigma^2$ の境界

(a) $V=2.0\sigma^2$ の境界



(b) $V=1.4\sigma^2$ の境界

(a) $V=1.4\sigma^2$ の境界

図 3.1.5 過ちの許容される境界線 ($N=100$ の場合)

各曲線(実線)の下方の領域では、全体の分散が過ちのない場合の分散の2倍又は1.4倍より小さくなり、分散が大きくは変化はしないという立場から、過ちが許容されると考えられる。全体の分散 V が σ^2 の2倍を1つの限界(図 3.1.5(a))と考えたのは、計測誤差による損失関数の考え方に基づいて、損失が2倍以下であれば過ちが許容されるという仮定によっている³⁻³⁾。また、分散の差の検定において、2つの分散の自由度が100の場合、 F 分布の5%点は1.4であり、 V/σ^2 が1.4以下であれば過ちが許容されるという仮定から図 3.1.5(b)を求めている。

一方、図中の点線は、総平均値 x が x_0 の95%信頼区間 $\pm 2\sigma/\sqrt{N}$ ($N=100$)の間に入る条件の限界 $d \cdot (m/N)=0.2$ を示している。点線の下方が平均値の立場から許容される領域である。

図 3.1.5 から明らかなように、許容条件が厳しくなると、当然許容域は狭くなる。

d が小さい場合、(a)では $r > 3$ で、また(b)ではすべての場合、点線が上になり、平均

値 x の変化が大きくなるという制限より、分布 V の変化が大きくなるという制限の方が厳しい。また、分散比 r が小さい場合 ($r < 2$) には、かなりの過ち率 (8% 付近) まで許容されることが分かる。

一方、過ちの程度 d が大きい場合には、 r に対する存在性は小さく、(a) の場合 ($d=6$ で) 2%、(b) の場合 ($d=4$ で) 1% 程度の過ちが許容される。また、 $d=2$ 、 $r=2$ 程度の過ちでは、4% 程度の過ち率まで許される。

以上のように、過ちによる平均値と分散の変化の面からは、種々の条件の下で、かなりの過ちが許容されることが明らかとなった。しかし、個々のデータが重みを持つ場合や ppm 管理が要求される場合には、1つの過ちが重大な影響を持つことから、損失関数を考慮しつつ、過ちをなくす対策、過ち検出可能なシステム構成等により、測定系の信頼性向上を行うことが必要である。

3. 1. 4 まとめ

測定における測定者による過ちについて、現状及びその影響について検討した結果、以下のことが明らかとなった。

- 1) 測定系の非定常な状態で測定者がそれを見逃した場合を測定の過ちと考える。
- 2) 現実の測定の中に数%の過ちがみられる。
- 3) 測定数が大きい場合、極端でない過ち ($d < 2$ 、 $r < 2$) があっても 4% 以内の過ち率であれば、平均値、分散に大きな変動を生じないことがある。
- 4) 個々のデータが重要な意味を持つ場合には、過ちをなくすための対策が必要である。

3. 2 寸法測定におけるパフォーマンスと誤差のモデル：マンマシンシステム

実物測定の誤差のうち、マンマシンシステムの問題として、測定者が測定の過程で判断を行うという計測システムの中での誤差の評価の問題について検討を行う。ここでは、接触式変位測定器における測定モデルを提示するとともに、接触式変位測定器及び測定過程解析装置を用いた実験により、測定の個人差の発生の状況を明らかにする。評価技術の面では、個人差を検出するための実験計画及びデータの解析・評価手法が中心的な問題である。

3. 2. 1 実験の目的

一般に、測定における誤差は、それを使用した計測器に固有の誤差と理解されがちであるが、測定誤差の研究が進む中で、それだけでは不十分であることが明らかにされている³⁻⁴⁾。計測器及び計測器を扱う測定者を一つのマン・マシンシステムとしてとらえ、測定過程を分析し、その系からの測定誤差の発生原因を追求する。経験的にも、測定結果は測定者のパフォーマンスにより、また測定者への測定中の情報のフィードバックの仕方により変化することが言われている。ここで、量的、質的な成果を生み出す測定の過程を人間工学的にパフォーマンスと呼ぶ。

本節では、計量研型低測定力プラスチック測長器（以下、接触式変位測定器という。図 3.2.1）をブロックゲージで校正するという測定を例にとり、そこで得られる測定データの構造のモデルを考え、寸法測定操作における測定のパフォーマンスについて検討した。

第一に、測定過程を考慮した測定データの構造のモデルを作った。第二に、そのモデルに従って、数値実験を行い、データの分布形を求め、その特徴について検討した。第三に、測定者への測定データのフィードバックの有無による変化をモデルから検討した。最後に、それらを確認するための実験を行った。

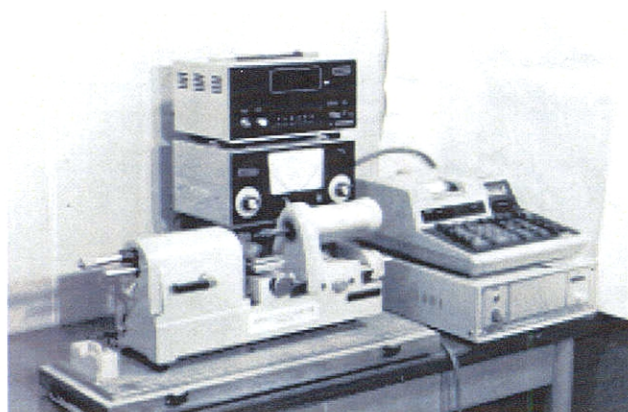


図 3.2.1 接触式変位測定器の外観

3. 2. 2 接触式変位測定器の構造と測定のプロセス

対象とした接触式変位測定器の構造は図 3.2.2 の通りである。基本的には、マイクロメ

ータと同様に、スピンドルとアンビルによって被測定物をはさみ込み、寸法測定を行うようになっている。アンビルは板ばねに直結されており、その変位を表す接触位置表示部の指針がゼロになった時、測定力設定用マイクロメータヘッドによって予めセットした測定力が与えられる。測定力は、板バネにより 10gf から 200gf まで可変である。

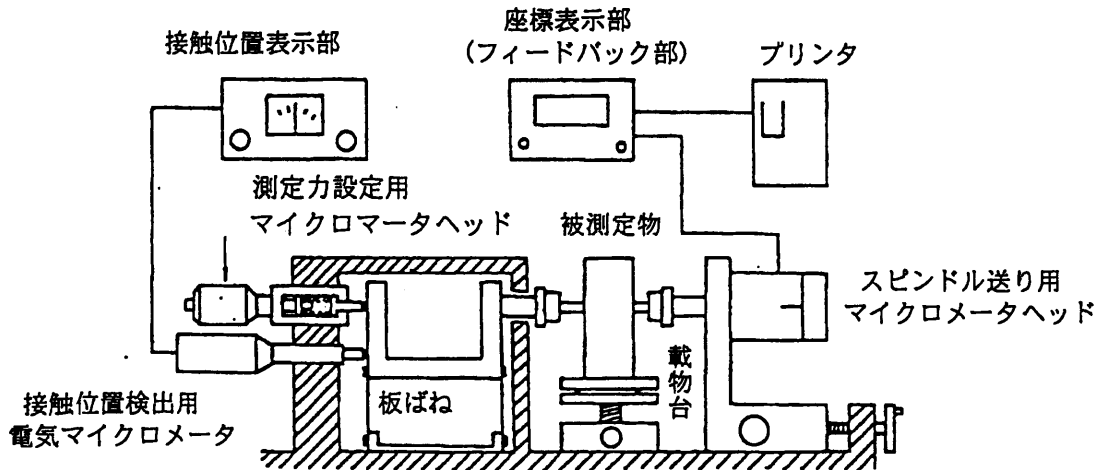


図 3.2.2 接触式変位測定器の構成

この測定器を使用した測定過程は図 3.2.3 の通りである。

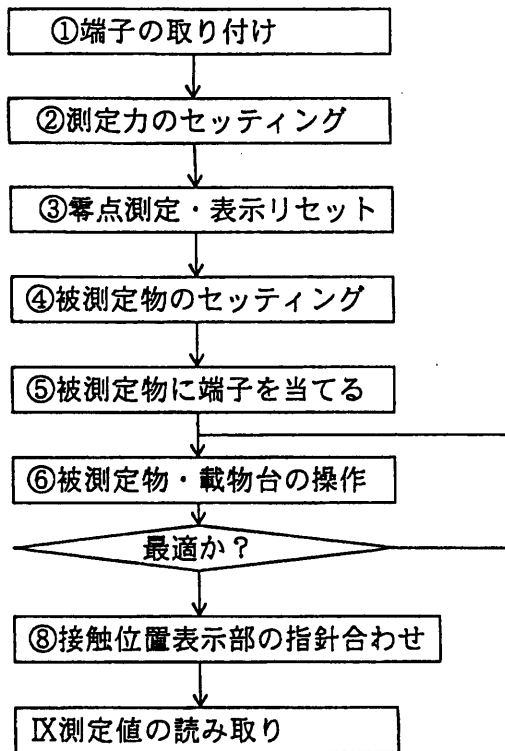


図 3.2.3 測定者の操作と測定過程

操作③の零点測定は、スピンドル送り用マイクロメータヘッドに組み込まれたエンコーダに直結された座標表示をリセットし、寸法値を表示させるために行われる。座標表示の最小単位は1 μmである。被測定物をのせる載物台は、ベアリングボールにより水平面上で可動である。ブロックゲージを測定する場合には、最適値は寸法値が最小となった値である。最小値か否かは、接触位置表示部を見ながらアンピルの変位ができるだけ小さくなるように被測定物あるいは載物台を操作することによって測定者によって判断される。測定時間の制限を設けない場合は、最適であると判断されるまで操作が繰返される。最適値の読取りは、座標表示部によって行われる。また座標表示部はプリンタに直結されており、測定者にその内容を知らせずに読取りを行うことができる。

3. 2. 3 測定データの構造のモデル

(1) 寸法測定値のモデル

前に述べた接触式変位測定器による寸法測定の基本は被測定物の両端の位置を検出し、二つの位置の差によって寸法値を得ることにある。位置の検出はスピンドル側の端子をアンピル側の端子及び被測定物に当てることによって実現する。この一連の測定操作過程は前に述べた通りであるが、そこで得られる測定値には表 3.2.1 にあげた誤差が含まれる。それらを考慮した上で、座標の読み値 y_i は次のように表される。

$$y_i = f(M_j) = (\beta_0 + \theta_j)(M_j + t + e_i) + \alpha + \varepsilon_i \quad (3.2.1)$$

ここで、 M_j は被測定物の寸法、 β_0 は寸法に対する目盛の倍率（感度係数）、 θ_j は倍率の誤差である。添字 j は寸法 M_j により変化するという意味で付けた。 t と e_i は端子を被測定物に当て最適値を捜すという操作に関連し、寸法値をとりだす時の誤差のかたよりとばらつきをそれぞれ表している。また、 α は、表示リセット（操作③）によりゼロにセットされる意味のないかたよりを除いたかたよりで、測定圧セット（操作②）、接触位置表示部の指針合せ（操作⑧）の偏りを表している。 α は一連の寸法測定では一定の微小量である。 ε_i はそれらの誤差のばらつきを表している。添字 i は1回の測定において、ばらつきの分布のうちある一つの値をとるという意味で付けられている。

表 3.2.1 測定値に含まれる誤差

-
- a) 測定端子の取付けによる誤差
 - b) 測定力の設定による誤差
 - c) 被測定物のセッティングによる誤差
 - d) 接触位置表示部の指針の合わせによる誤差
 - e) 測定者の判断による誤差
 - f) その他測定器の機構的な問題による誤差
-

式(3.2.1)を展開すると、座標の読み y_i に対応する実寸法上の寸法 M_j は、

$$M_j = \frac{y_i(M_j)}{\beta_0 + \theta_j} - \frac{\alpha + \varepsilon_i}{\beta_0 + \theta_j} - t - e_i$$

$$\approx \frac{y_i(M_j)}{\beta_0} - \frac{\theta_j \cdot y_i(M_j)}{\beta_0^2} - \frac{\alpha + \varepsilon_i}{\beta_0} - t - e_i \quad (3.2.2)$$

となる。ここで、 $\theta_j/\beta_0 \ll 1$ として近似式を利用した。また、微小量の2次項は省略した。ここで、基準寸法 M_0 (添字 k) との差をとれば、寸法値が求められる。

$$M_j - M_0 = \frac{y_i(M_j) - y_k(M_0)}{\beta_0}$$

$$- \left(\frac{\theta_j y_i(M_j) - \theta_0 y_k(M_0)}{\beta_0^2} \right) - \frac{\varepsilon_i - \varepsilon_k}{\beta_0}$$

$$- (e_i - e_k) \quad (3.2.3)$$

右辺第一項によって、寸法値 $M_j - M_0$ の値が推定され、第二項以降は寸法の次元での誤差項である。

さらに、 $\theta_j = \theta_0 = \theta'$ として平均的な感度係数の誤差で代用し、寸法推定値の偏差 δ を求めると次のようになる。

$$\delta \equiv \frac{y_i(M_j) - y_k(M_0)}{\beta_0} - (M_j - M_0)$$

$$= \frac{\theta' \{y_i(M_j) - y_k(M_0)\}}{\beta_0^2} + \frac{\varepsilon_i - \varepsilon_k}{\beta_0} + (e_i - e_k) \quad (3.2.4)$$

したがって、測定誤差は、目盛り付けの誤差、最適値を捜す操作により生ずる誤差、その他測定機構により生ずる誤差に分けられる。更に、偏差 δ の分散 $V[\delta]$ は、ばらつきもつ各項の分散の和であり、基本的には、基準値 M_0 測定の分散と寸法 M_j の測定の分散の和である。

$$V[\delta] = \left\{ V\left(\frac{\varepsilon_i}{\beta_0}\right) + V(e_i) + V\left(\frac{\theta' y_i(M_j)}{\beta_0^2}\right) \right\}$$

$$+ \left\{ V\left(\frac{\varepsilon_k}{\beta_0}\right) + V(e_k) + V\left(\frac{\theta' y_k(M_0)}{\beta_0^2}\right) \right\} \quad (3.2.5)$$

(2) 測定値の分布

一般に、測定誤差は正規分布し、寸法測定値の分布も正規分布になると考えられている。しかし、ある原因によって、座標読み値がある値以上あるいは以下の値はとらないとするならば、寸法値の分布は必ずしも正規分布にならず、ある種のゆがみをもった分布になると考えられる。被測定物を端子によってはさみ込む接触式測定において、端子が被測定物に食い込まない限り、端子はある所以上は進まない。また外側に関して言えば、例えば被

測定物が傾いた場合などのように、容易に大きな測定誤差を持ち得る。その大きさは、Hertzの接近量等マイナス側に表れる誤差と比較すればかなり大きな値となる。したがって、誤差の発生がランダムであり、正規分布するとしても、座標読み値はある値以下にはならず、打ち切りのある正規分布をしていると考えてよい。

一般に分布をする特性値の差の分布はもとの分布のたたみ込み積分によって表される。そこで、数値実験として、打ち切り点を持った正規分布のたたみ込み積分を計算し、打ち切り点や分散の違いによって分布がいかに変化するかについて考察した。

打ち切りのある正規分布は次のように表すことができる。

$$g_i(x) = \frac{1}{Q(u_i)} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma_i^2}\right) \quad (3.2.6)$$

(3.2.6)

ここで、 u_i は打ち切り点の規格化された座標、 $Q(u)$ は正規分布の u の上側確率で規格化のための定数である。

$$u_i = x_i / \sigma_i$$

$$Q(u) = \int_u^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt \quad (3.2.7)$$

また、打ち切りのないとしたもとの正規分布の中心を x の原点とした。原点が座標読み値の分布において何に相当するか今のところ明らかではないが図3.2.4のように基準値 M_0 の座標分布 $g_0(x)$ と M_j をはさんだ時の座標分布 $g_j(x)$ の原点が $M_j - M_0$ だけ離れていると仮定した。二つの分布の距離が $M_j - M_0$ でない場合には、その差だけ寸法値の分布を平行移動すればよい。

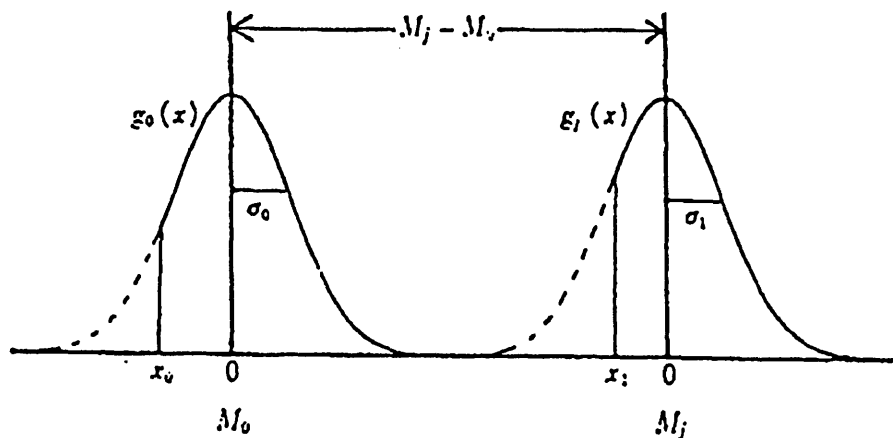


図 3.2.4 座標値の分布 $g_i(x)$

寸法偏差 δ の分布 $S(\delta)$ は次のようになる。

$$S(\delta) = \int_{-\infty}^{\infty} g_0(x) g_1(x+\delta) dx$$

$$= \frac{Q(b)}{Q(u_0) Q(u_1)} \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_0^2 + \sigma_1^2)}} \exp\left(-\frac{\delta^2}{2(\sigma_0^2 + \sigma_1^2)}\right) \quad (3.2.8)$$

ここで

$$b = \frac{a + \frac{\sigma_0^2}{\sigma_0^2 + \sigma_1^2} \delta}{\sqrt{\frac{\sigma_0^2 \sigma_1^2}{\sigma_0^2 + \sigma_1^2}}}, \quad a = \text{Max}(x_0, x_1 - \delta) \quad (3.2.9)$$

である。

式(3.2.8)より明らかなように、 $S(\delta)$ は $\sigma_0^2 + \sigma_1^2$ の分散をもつ正規分布がその係数 $Q(b)/Q(u_0) \cdot Q(u_1)$ だけひずみを持っている分布となる³⁻⁵⁾。当然、打切りのない場合には、この係数は1となり、正規分布となる。

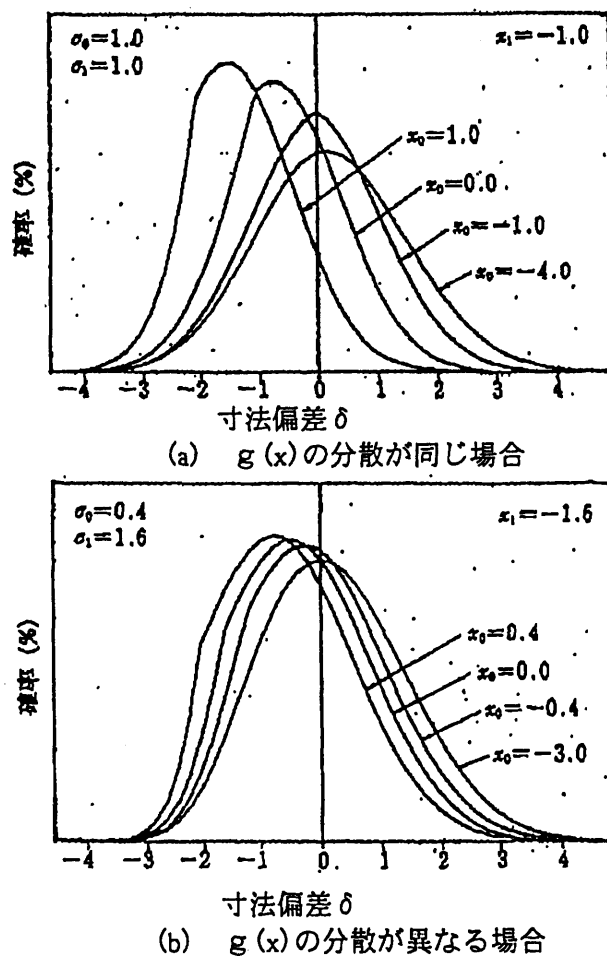


図 3.2.5 計算によって求められた寸法偏差の分布 $S(\delta)$: a, b

実際に計算機によって、いくつかの場合について分布 $S(\delta)$ を求めた。いくつかの例について図 3.2.5 に示すが、次のような特徴がみられる。

- a) 二つの分布の打切りがないとした時の分散が同じ場合、図 3.2.5(a) のように、
- (1) 規格化された変数 u で表した打切り点と同じならば、 $S(\delta)$ はほぼ左右対象となる。対称の中心は $\delta = 0$ ではない。
 - (2) M_1 の座標読み値の分布 g_1 を固定し、基準点の座標読み値の分布 g_0 の打切り点 u_0 を大きくすると、最大値をとる偏差 δ の値 δ_{max} 、平均値 $\bar{\delta}$ は小さくなる。また、 $\delta_{max} > \delta$ であり、分布 $S(\delta)$ は右にすそをひく。
 - (3) g_1 と g_0 の形を入れかえると、 $S(\delta)$ はもとの分布を $\delta = 0$ の直線に関し対称移動したものと同一となる。
- b) 二つの分布の分散が異なる場合、図 3.2.5(b) のように、
- (1) 打切り点 u が同じでも、 $S(\delta)$ は対称にならない。
 - (2) u_0 を大きくしたときのひずみの傾向は a) の場合とほぼ同じであるが、被対称性はより強く現れる。

実際の寸法測定においては、零点測定の分散は、被測定物をはさんだ測定の分散より小さいと考えられる。これは、式(5)における $V[\theta' y_1 / \beta_0^2]$ と、端子の当りに起因した $V[e_k]$ が最小値を捜す操作がないため小さいことによる。したがって、基準点 M_0 を零点にとった場合には分散に差があり、 $M_0 \neq 0$ とした場合には分散の差は小さく $S(\delta)$ のひずみは小さくなると考えられる。

打切り点があるという仮定については、構造的な制約から考えられた。もし、顕微鏡のように非接触式測定の場合には、打切りの原因となる制約はない。したがって、標線合せの個人差による誤差を除けば、座標読み値は左右対称に分布し、寸法値の分布はひずみをもたないであろう。

以上の考察より、接触式変位測定器による寸法測定値の分布は、 $\delta > 0$ の方にすそをひいた分布になると予想される。

(3) 測定値のフィードバック

測定者への測定値のフィードバックの有無による、測定結果への影響の差異について検討する。

今、問題としている測定の場合、座標表示部を測定者に提示するか否かによって、測定者のフィードバックの有無をコントロールできる。測定者は、接触位置表示部の指針を見ながら、被測定物又は載物台を操作し、最適値の判断を行う。その時点において、測定値を提示することは、以前に読みとった値と同じか否かの情報が測定者に与えられることに相当する。従って、最初の測定に対しては影響を及ぼさないが、続けて行われる測定には大きく影響する。例えば、最小値を捜す場合、2回目以後の測定において、以前の読み値より大きければ、その読み値に近づくように操作が繰返される。また読み値が同じならば、安心してそれを読取る。一方、フィードバックがない場合、何回か操作を繰返し、適当な時に中断して測定値を読取る以外になく、そこに測定者の恣意の入る可能性は少ない。このような測定者の判断の差を前に述べた誤差のモデルに対応させる。式(1)に現れる e

は端子の取付け、被測定物のセッティング状態、測定者の判断に基因する誤差と考えた。これらは本来証明すべきではあるが、従来の実験データや経験により、このような仮定は正しいと考えている。今、誤差 e_1 を長時間ばらつき T_1 と短時間ばらつき τ_1 に分けて考える。短時間ばらつきは、測定者への測定値のフィードバックにより、測定者が制御し小さくすることができる。長時間ばらつきについては、測定者は関知することができない。接触位置表示部の指針合わせを含む誤差 ε_1 についても同様に考え、有効繰返し操作回数 N_1 を概念的に導入して、座標読み値の分散は、

$$V(T_1/\beta) + \frac{V(\tau_1/\beta)}{N_1} + \frac{V(\varepsilon_1)}{N_1} + V\left(\frac{\theta' M}{\beta^2}\right) \quad (3.2.10)$$

と表現できる。 N_1 は現実の操作回数だけでなく、頭の中での平均化の操作、以前の測定結果の記憶との比較等を含めた抽象的なものである。また、長時間と短時間の区切りは、測定者が測定値を記憶している時間によって区切られると考えられる。

測定値のフィードバックの有無による差は、 N_1 に現れる。フィードバックのある場合、制御可能なばらつき τ_1 の分散は小さくなり、 N_1 は大きくなる。フィードバックのない場合には、何ら意図的な制御はできず、 τ_1 の分散は大きく、 N_1 は小さいと考えられる。また、分散の違いから、フィードバックが時間的にどの程度まで有効かを知ることができる。

3. 2. 4 接触式変位測定器による確認実験

(1) 実験条件

寸法測定モデルについて、以上のことを確認するために、図 3.2.6 のような配置で実験を行った。工学部学生（4年生）6名に測定させ、測定値をフィードバックしないグループ (A_1) とフィードバックするグループ (A_2) に各々3名ずつに分けた。測定者のフィードバックの有無は、座標表示部を見せるか隠すかによって分けた。反復は日をかえて行い、繰返しは一度端子を被測定物から完全に離した後測定させた。また、ブロックゲージはインチ系列のものを用い、測定値との対比が容易につかないようにした。位置座標値については、リセットごとに、式(1)の α の値が異なるため、位置の絶対値をとることはできなかった。

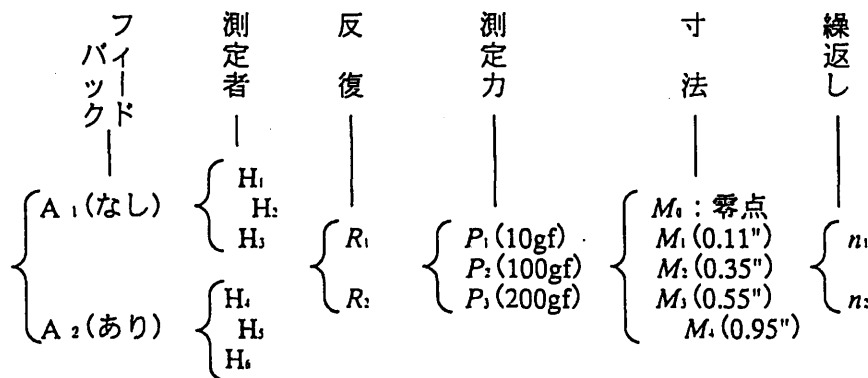


図 3.2.6 確認のための実験の配置

表 3.2.2 確認実験の偏差データ

				M ₀ 基準値	M ₁ (2794)	M ₂ (8890)	M ₃ (13970)	M ₄ (24130)
H ₁ (A ₁)	R ₁	P ₁	n ₁	-2498	8.0	3.0	5.0	3.0
			n ₂	-2498	3.0	2.0	5.0	8.0
		P ₂	n ₁	-2496	-1.0	0.0	-2.0	2.0
			n ₂	-2496	-1.0	-1.0	-2.0	2.0
		P ₃	n ₁	-2498	0.5	0.5	1.5	5.5
			n ₂	-2499	1.5	-0.5	2.5	2.5
	R ₂	P ₁	n ₁	-6140	6.0	7.0	7.0	8.0
			n ₂	-6140	6.0	6.0	7.0	7.0
		P ₂	n ₁	-6141	3.0	0.0	2.0	4.0
			n ₂	-6141	2.0	0.0	0.0	4.0
		P ₃	n ₁	-6142	0.0	1.0	1.0	1.0
			n ₂	-6142	0.0	0.0	0.0	1.0
H ₂ (A ₁)	R ₁	P ₁	n ₁	-5333	1.0	5.0	-2.0	-1.0
			n ₂	-5333	-1.0	5.0	4.0	0.0
		P ₂	n ₁	-5337	0.0	1.0	2.0	2.0
			n ₂	-5337	0.0	1.0	2.0	2.0
		P ₃	n ₁	-5338	0.0	0.0	2.0	2.0
			n ₂	-5338	0.0	0.0	1.0	2.0
	R ₂	P ₁	n ₁	-1026	8.0	9.0	4.0	-1.0
			n ₂	-1026	8.0	2.0	0.0	0.0
		P ₂	n ₁	-1020	6.0	1.0	2.0	3.0
			n ₂	-1020	5.0	1.0	2.0	3.0
		P ₃	n ₁	-1019	1.0	1.0	1.0	4.0
			n ₂	-1019	0.0	1.0	1.0	4.0
H ₃ (A ₁)	R ₁	P ₁	n ₁	9	2.0	2.0	0.0	3.0
			n ₂	9	2.0	2.0	16.0	-1.0
		P ₂	n ₁	3	1.0	1.0	1.0	4.0
			n ₂	3	1.0	1.0	1.0	4.0
		P ₃	n ₁	2	1.0	1.0	1.0	4.0
			n ₂	2	1.0	1.0	1.0	5.0
	R ₂	P ₁	n ₁	1327	8.0	5.0	0.0	1.0
			n ₂	1327	2.0	5.0	0.0	2.0
		P ₂	n ₁	1323	1.0	6.0	2.0	3.0
			n ₂	1323	1.0	4.0	2.0	3.0
		P ₃	n ₁	1322	2.0	2.0	3.0	10.0
			n ₂	1322	1.0	2.0	2.0	7.0
H ₄ (A ₂)	R ₁	P ₁	n ₁	-3	-1.0	-1.0	-1.0	4.0
			n ₂	-3	4.0	-3.0	-2.0	0.0
		P ₂	n ₁	-8	5.0	2.0	2.0	4.0
			n ₂	-8	2.0	6.0	2.0	4.0
		P ₃	n ₁	-7	0.0	-1.0	0.0	5.0
			n ₂	-7	-1.0	-1.0	0.0	3.0
	R ₂	P ₁	n ₁	-1	3.0	4.0	9.0	12.0
			n ₂	-1	3.0	3.0	9.0	12.0
		P ₂	n ₁	-2	2.0	2.0	3.0	5.0
			n ₂	-2	2.0	2.0	4.0	4.0
		P ₃	n ₁	-2	4.0	1.0	2.0	3.0
			n ₂	-2	3.0	1.0	1.0	3.0
H ₅ (A ₂)	R ₁	P ₁	n ₁	1	1.0	1.0	-1.0	2.0
			n ₂	1	1.0	-3.0	0.0	2.0
		P ₂	n ₁	0	1.5	-1.5	1.5	-1.5
			n ₂	-1	2.5	-1.5	1.5	-0.5
		P ₃	n ₁	-3	0.0	2.0	2.0	3.0
			n ₂	-3	2.0	1.0	1.0	2.0
	R ₂	P ₁	n ₁	-1	0.5	2.5	2.5	4.5
			n ₂	-2	0.5	1.5	1.5	4.5
		P ₂	n ₁	-3	1.0	1.0	2.0	4.0
			n ₂	-3	1.0	1.0	2.0	4.0
		P ₃	n ₁	-3	0.0	3.0	2.0	4.0
			n ₂	-3	1.0	2.0	2.0	4.0
H ₆ (A ₂)	R ₁	P ₁	n ₁	-1	-0.5	0.5	0.5	2.5
			n ₂	-2	0.5	0.5	0.5	1.5
		P ₂	n ₁	-2	0.0	-1.0	-1.0	0.0
			n ₂	-2	-1.0	-1.0	-1.0	0.0
		P ₃	n ₁	-4	5.0	0.0	5.0	2.0
			n ₂	-4	5.0	0.0	5.0	2.0
	R ₂	P ₁	n ₁	-3	4.0	-1.0	3.0	1.0
			n ₂	-3	3.0	2.0	2.0	1.0
		P ₂	n ₁	-5	1.0	0.0	1.0	2.0
			n ₂	-5	0.0	0.0	1.0	2.0
		P ₃	n ₁	-5	0.0	0.0	0.0	2.0
			n ₂	-5	0.0	0.0	0.0	1.0

(2) 実験結果(1)：測定データの検討

以上のような配置により実験を行ったところ、表 3.2.2 のような結果を得た。測定は、反復 R ごとに測定力 $P_1 \sim P_3$ について、また測定力 P ごとに寸法 $M_0 \sim M_4$ について測定順序をランダム化した。表 2 の M_0 の欄に零点測定の場合の座標表示の値が示されている。これは、同一反復 R 内での任意の点での零点セットが行われており、(1) 式の α を含んでいるため絶対値には意味がない。しかし、同一反復 R 内での測定力の違いによる接触位置のずれを反映している。 $M_1 \sim M_4$ の欄には、各寸法のブロックゲージをはさんだ時の座標値から零点の座標値の平均値を引き寸法値に直した上でブロックゲージの表示値を基準値とした時の偏差が示されている。

これらのデータの中で、フィードバックのない測定者 H_3 の $R_1 P_1 M_{3n2}$ の偏差の値は他に比べてかなり大きくなっている。フィードバックのない場合、座標値の微小な変化しか分からないことから、被測定物が傾くなどしたままの状態最適であると判断して異常な値を出す可能性が非常に大きい。実際の測定の場合には、本来これも誤差に含めて考えるべきである。しかし、測定者のパフォーマンスを考える立場から、誤差に含めると、パフォーマンスの傾向が判断できなくなる可能性があるため、ここでは以上値の検定を行い、異常値は棄却することにした。Dixon の方法により検定を行ったところ、危険率 1% で $H_3 R_1 P_1 M_{3n2}$ のデータは異常値であるとみなすことができる。異常値を棄てることによってデータのバランスが崩れることを防ぐため、ここでは繰返し 1 回目の値で代用したがデータの自由度を減らし、欠測値としての処理をしており、以後の判断を誤ることはないと考えられる。

(3) 実験結果(2)：フィードバックの有無

表 3.2.3(a) は測定者別の分散分析表で、不偏分散の値を示している。 E_1 は反復誤差、 E_2 は操作誤差、 E_3 は繰返し誤差に相当している。 A_1 のグループは、 E_3 に対し E_2 が有意となったのは 1 名だけであるが、 A_2 のグループでは 3 名とも有意となった。不偏分散 V_{E_2} の値を比較すると、いずれのグループも同程度であることから、 V_{E_3} の大きさの差によってこの違いがでてきている。

表3-2-3 フィードバックの有無による測定結果の違い (μm^2)

a) 分散分析表(不偏分散の値)

要因	自由度	A1(フィードバックなし)			A2(フィードバックあり)			期待値	
		H ₁	H ₂	H ₃	H ₄	H ₅	H ₆		
CF	1	305.02	184.08	266.02	346.69	102.08	52.08	$\sigma_{E_1}^2 + 2\sigma_{E_2}^2 + 8\sigma_{E_3}^2$	
P	2	120.90	7.02	2.02	19.00	2.90	10.65		
$E_1(R(P))$	3	14.85 **	11.79	8.94 **	66.73 **	9.29	13.87		
β	1	24.41 **	3.66	14.99	62.77 *	21.63 *	1.18		
Mres.	3	5.22	0.59	10.41	8.60	1.49	5.41		
$P * \beta$	2	0.96	37.24 *	35.58 *	9.66	2.60	0.90		
$P * Mres.$	6	1.58	4.16	1.88	1.86	1.97	0.98		
E_2	9	1.97	7.40 *	3.22	8.28 **	3.35 **	3.99 **		$\sigma_{E_2}^2 + 2\sigma_{E_3}^2$
E_3	24	1.52	2.29	1.44	1.69	0.62	0.33		

**...1%有意差あり、*...5%有意差あり

b) 誤差分散成分の推定値

	H ₁	H ₂	H ₃	H ₄	H ₅	H ₆	
$\sigma_{E_1}^2$	1.66	—	0.89	7.30	—	—	反復誤差
$\sigma_{E_2}^2$	—	2.95	—	3.30	1.35	1.85	操作誤差
$\sigma_{E_3}^2$	1.64	2.29	1.92	1.62	0.62	0.33	繰返し誤差

そこで、有意にならなかった要因について、誤差にプールした上で不偏分散の期待値より、 E_1 、 E_2 、 E_3 の分散の推定値を求めると表 3.2.3(b)になる。 A_1 の繰返し、操作誤差の分散と A_2 の操作誤差の分散はほぼ同じであるが、 A_2 の繰返し誤差の分散はそれらに比べ小さくなっている。これは、 A_2 グループの繰返し測定では、1回目の測定値が記憶され、2回目の測定においては、その値に近づけようとするので、繰返し誤差は小さくなっている。操作誤差に対してはフィードバックの効果はみられない。この実験の場合、操作誤差は異なったブロックゲージをもってきたときの誤差で、測定値をすべて覚えなければこれを小さくすることはできない。フィードバックの有無は操作誤差にとってほとんど無意味であると考えられる。フィードバックのない A_1 の場合、意図的に操作することはできず、繰返し誤差と操作誤差はほぼ同じになる。

表 3.2.4 フィードバックによる測定時間の平均と分散の違い

		平均(s)		分散(s ²)	
		R ₁	R ₂	R ₁	R ₂
A ₁ フィードバック なし	H ₁	26.7	30.7	10.7	14.2
	H ₂	28.2	20.1	10.6	3.0
	H ₃	28.4	26.2	12.8	8.7
A ₂ フィードバック あり	H ₄	22.9	20.0	5.1	6.5
	H ₅	26.0	17.6	7.3	4.4
	H ₆	26.0	23.7	8.9	8.7

表 3.2.5 測定者別の測定値の分布のゆがみの検定

	A ₁ (フィードバックなし)			A ₂ (フィードバックあり)		
	H ₁	H ₂	H ₃	H ₄	H ₅	H ₆
ひずみ度 g_3		** (左)	** (左)	** (左)		** (左)
とがり度 g_4	* (平)	* (尖)	** (尖)	* (尖)		

繰返し測定の問題をはっきりさせるために、判断時間をとった。表 3.2.4 は端子が測定物に当たってから測定値を讀取るまでの時間について、平均と分散をとったものである。平均についてはほとんど差はないが、分散についてみると、A₁の方がA₂より大きく、最適値を捜す操作において、A₁の測定者はかなり迷いながら判断を下していることが分かる。それに対し、A₂の場合、判断は選択的であり、前の測定値にひきずられていることから、判断時間のばらつきが小さいのは当然であると考えられる。

これらのことを、前に定式化したデータの構造モデルと対応させると、有効操作回数 N_1 の違いとみることができる。端子の接触によるばらつきを長時間でのばらつき T_1 と短時間でのばらつき τ_1 に分けたが、フィードバックがかかる繰返し誤差が τ_1 に相当している。フィードバックがあることによって、頭の中での平均操作が加わり、有効操作回数 N_1 は実質的には大きくなり、 $V[\tau_1/\beta]N_1$ を小さくしている。これを、測定のパフォーマンスの点からみれば、フィードバックによって繰返し誤差は小さくなるが、操作、反復誤差は小さくならず、見掛け上精度は上がるが実質的には何の効果もないことが分かる。更言うならば、測定値のフィードバックは繰返し測定を行う意味をなくしている。

また、表 3 (a) の分散分析表の中で有意となった要因は寸法の一次効果 β 及び測定力 P と β の交互作用である。これらは被測定物の状態に関連したもので、被測定物が同じように傾いていたとすれば、偏差 δ は当然寸法 M に比例することになり、一次効果 β の分散は大きくなる。また、 $P * \beta$ の交互作用が大きくなるのは、測定力の大きい場合と小さい場合では、最適値の判断の難易度が違っているためであると考えられる。

(4) 実験結果(3)：寸法値の分布

図 3.2.7 は、実験より得られた寸法偏差 δ の M の回帰直線からのずれの分布である、 $\delta = 0$ を平均としている。全体的な特徴として、右の方向 (δ 大) にすそをひいた分布となり、頂点はいく分とがりをもっている。これを定量的にみるために、3次、4次の標本モーメントであるひずみ度 (g_3)、とがり度 (g_4) について計算し³⁻⁶⁾、表 3.2.5 の結果を示す。 g_3 については、A₁ と A₂ でほとんど差はない。6人中4人は頂点が左に寄り右にすそをひいている点で有意になり、有意にならなかった2人も形の上では共通している。とがり度 (g_4) については、H₁ は平坦で有意になり、3人はとがり度で有意になった。ここで、分布が平坦になったり、とがりをもち正規分布からはずれるのは、標準偏差の小さい繰返しの分布が別の原因で偏りをもつため、測定値の分布が広がったり、とがりをもつことによ

ていると思われる。また、フィードバックの有無により差がないのは当然で、今回のようなフィードバックのやり方では、繰返しに影響するだけで、測定全体の分布に対しては大きな影響はない。

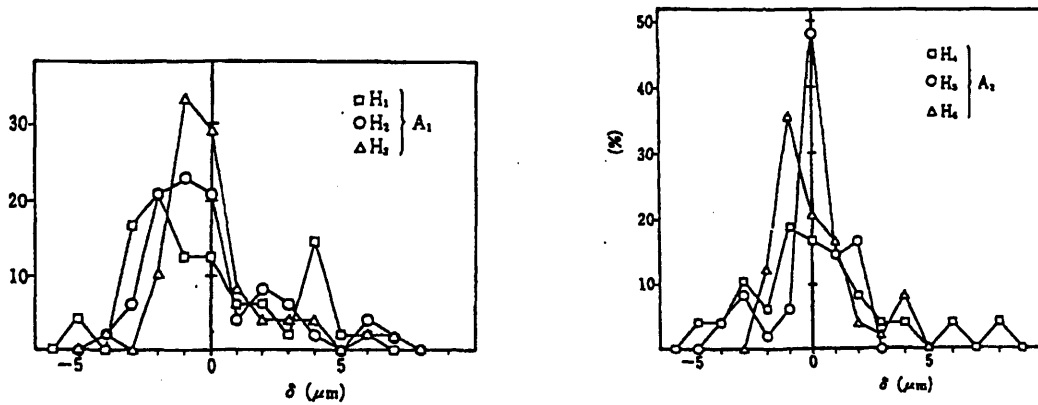


図 3.2.7 実験によって得られた寸法偏差 δ の分布 (零点基準の場合)

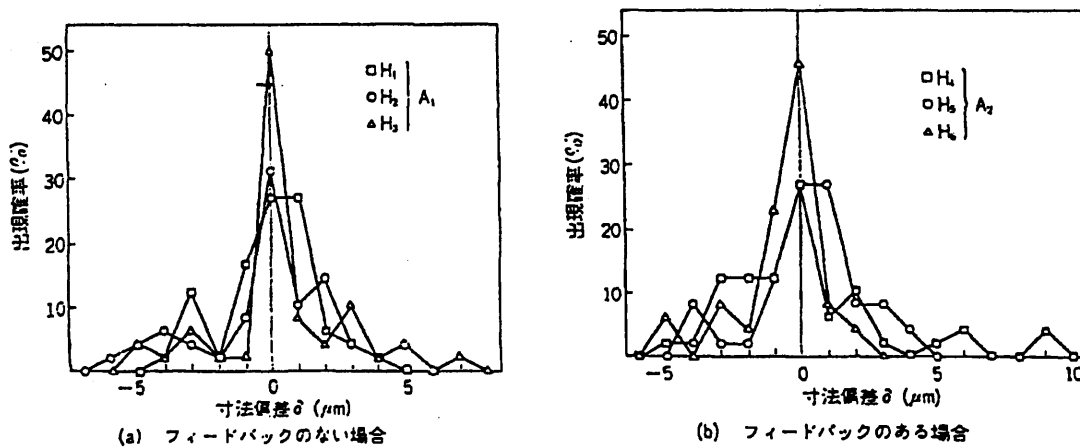


図 3.2.8 実験によって得られた寸法偏差 δ の分布 (M1 基準の場合)

また、図 3.2.7 では、平均値を原点としているが、実際に寸法値として表した場合が δ が負になることがあった。これは、寸法値が座標値の差で表されるといモデルから考えて当然起こり得ることである。

図 3.2.7 においては基準値として零点測定の座標値をとっているが、寸法 M_1 の測定の座標値を基準として寸法値の偏差 δ の分布をとると図 3.2.8 のようになる。図 3.2.7 の分布と比較すると、分布が尖がりをもつ状態には変わりはないが分布の頂点はいずれも $\delta = 0$ となっている。更に分布の広がりを見ると、左右ほぼ対称になっている。3.2 の分布のモデルと対応させると、座標値の二つの分布の打ち切りがないとした時の分散が同じで、しかも打ち切り点と同じ場合に、分布 $S(\delta)$ はほぼ左右対称となることが分かっている。このことから、座標値の分布について、零点測定の場合と被測定物をはさんだ場合では、その分散

に違いがあると推定される。測定過程について検討すると、零点測定の場合ただ単に端子を合わせるだけであるが、被測定物をはさむ場合には最適値を捜すための操作が入り、ばらつきは大きくなる。このような差が図 3.2.7 と図 3.2.8 の違いとなっている。

以上のように、寸法値の分布の点からもモデルの妥当性を確認できた。しかし、分布を考えるにあたり、測定者 1 人当りの測定点数は 48 点であり、十分であるとは言えない。この点については今後の問題として残されている。また、パラメータの数が多いため、計算により求めた分布と実験により求められた分布のフィッティングは行わず、定性的な議論にとどめた。

3. 2. 5 まとめ

接触式変位測定器による寸法測定の手順及び操作を検討し、計量器及び測定者の系から発生する誤差のモデルを定式化し、それを確認するための実験を行った。

(1) 寸法値は本質的に二つの座標値の差として表されること、及びこの座標値に入る誤差を偏りとばらつきに分離して表すことによって、誤差のモデルを得た。それによると、測定誤差は目盛付けの誤差、最適値を捜す操作によって生ずる誤差、その他測定の機構により生ずる誤差に分けることができる。

(2) 誤差のモデルに、有効操作回数概念を導入することによって、最適値を捜す操作による誤差の一部が小さくなることを明らかにした。フィードバックによって誤差分散の一部は小さくなるが、小さくならない部分があり、測定のパフォーマンスにとってフィードバックはあまり意味がない。

(3) 座標値の分布が測定機構上の制約によって打ち切り点をもてば、寸法値の分布は正規分布からずれ、とがりをもち、右 ($\delta > 0$) にすそをひく形となる。

(4) 以上の考察の結果は、接触式変位測定機による、フィードバックの有無によるパフォーマンスの違いをみるための実験結果とよく一致した。