

## 倍角差および観測差の統計学的考察

STATISTICAL CONSIDERATION ON THE METHOD CHECKING AN ACCURACY  
OF THE OBSERVED DATA BY THE DIRECTION METHOD

近 津 博 文\*

By Hirofumi CHIKATSU

## 1. ま え が き

方向観測法は測点の周囲に多くの角が存在する場合、各挟角を均一な精度で測定できることおよび測定の途中あるいは終了直後において測定値の良否判定が容易に行えるなどの理由によりわが国では一等三角測量以外の基準点測量に広く利用されている方法であり、採用する対回数、選定すべき視準点数および得られる測定値の精度など方向観測法を行う際の詳しい説明が、たとえば Handbuch der Vermessungskunde など<sup>1)</sup>に述べられている。

方向観測法により得られる測定値の良否判定方法にはいくつかの考え方がある<sup>2)</sup>。その一つは、まず望遠鏡正位で零方向を視準し右回りに順次測定を進めていき、最後の視準点に対する測定が終了したならば望遠鏡を反位にして、今度は左回りに測定を進め再び零方向の視準を行い、零方向に対する初読値と終読値との秒単位を比較することにより 1 対回観測における器械の操作ミスなどを検討する。次に目盛盤の位置を換え、上記と同様な操作を繰り返して何対回かの測定が終了したならば、各挟角の値および各挟角の平均値を算出し、これらの各平均値と各測定値との間にある制限値を定めておき、これを測定値の良否判定の指標とする方法であり、これは National Geodetic Survey が推薦する方法の一つである<sup>3)</sup>。

観測方法は上記と同じであるが、わが国では同一視準点に対する対回中の倍角の最大値と最小値との差を倍角差、同様に較差のそれを観測差と称し測量の目的に応じてそれぞれにある制限値を定め、この各制限値を指標として測定値の良否判定を行うのが一般的である。しかし、倍角差および観測差の各制限値についての理論的文献は少なく、わずかに齊藤<sup>4)</sup> および千葉ら<sup>5)</sup> がこの問題

を取り上げている程度である。

ある母集団から抽出した 1 組の無作為標本に対する順序統計量の最大値と最小値との差は範囲であることを考慮すると、倍角差および観測差は同一視準点に対する各対回ごとの倍角および較差の各値をそれぞれ 1 組の無作為標本とする範囲となる。

本論文では範囲の理論を応用して倍角差および観測差の各制限値を統計学的に考究した結果、各制限値は倍角および較差の各標準偏差、採用する対回数および超過確率により定められることを示し、さらにこれらが取り得る種々の値と制限値との関連性を求める。また測定値より求まる倍角差および観測差の各平均値と範囲の期待値との比較を行うことによっても測定値の良否判定を行うことが可能であることを示す。

一方、倍角差および観測差の誤差論的特徴を考慮すると、これらの各制限値では測定値に含まれる定量的な誤差を評価することは不可能であるという考えに基づき、特に求心誤差の評価方法についても論及し、最後に現在一般的に使用されている各種測量器械の性能と倍角差、観測差および閉合差などの各制限値との関連性について検討を行う。

## 2. 倍角差および観測差の統計学的考察

## (1) 倍角および較差の平均二乗誤差

望遠鏡正および反での測定値に対する不定誤差をそれぞれ  $\sigma_r$  および  $\sigma_l$  とすると、1 対回の正と反との測定値の和および差、すなわち倍角および較差に対する不定誤差は次式となる。

$$\sigma_{(r \pm l)} = \pm 2 \sqrt{\alpha^2 + \beta^2 + \tau^2} \dots \dots \dots (1)$$

ここに、 $\alpha$  : 視準誤差、 $\beta$  : 読み取り誤差、 $\tau$  : 目盛分割誤差

しかし、厳密には目盛分割誤差に対する考え方、すな

\* 正会員 工修 東京電機大学助手 理工学部建設工学科

わち  $r$  を  $\alpha$  および  $\beta$  と同様な不定誤差とするか、あるいは目盛盤の使用区間に対する定誤差と考えるか、さらに後者の場合、望遠鏡正および反での目盛盤使用区間が  $180^\circ$  異なっていることをどのように扱うかによって  $\sigma(r \pm l)$  の各式は異なる式となるが、本研究では前者の考え方を採用する。

(2) 範囲  $R$  の密度関数および分布関数

確率密度関数  $f(x)$  をもつ母集団から抽出した1組の無作為標本としての順序統計量を  $x_{(1)}, x_{(2)}, \dots, x_{(n)}$  とすると、最大値  $x_{(n)}$  と最小値  $x_{(1)}$  との差すなわち範囲  $R (R=x_{(n)}-x_{(1)})$  の密度関数および分布関数は  $x_{(1)}$  と  $x_{(n)}$  との同時分布を考えることにより誘導される。 $v < u$  として  $x_{(1)}$  が区間  $(v, v+dv)$  に落ちると同時に  $x_{(n)}$  が区間  $(u, u+du)$  に落ちる確率を求めると、多項分布を用いて

$$h(u, v) du dv = n(n-1) f(u) f(v) \cdot \left\{ \int_v^u f(x) dx \right\}^{n-2} du dv \dots\dots\dots (2)$$

ゆえに、大きさ  $n$  の標本の最大値  $u$  および最小値  $v$  の同時密度関数は

$$h(u, v) = n(n-1) f(u) f(v) \left\{ \int_v^u f(x) dx \right\}^{n-2} \dots\dots\dots (3)$$

一方範囲  $R=u-v$  の分布関数  $\phi(R)$  および密度関数  $\phi(R)$  は  $u$  および  $v$  の取り得る範囲が  $-\infty < v < u < \infty$  であることより、

$$\phi(R) = n \int_{-\infty}^{\infty} f(v) \left\{ \int_v^{v+R} f(x) dx \right\}^{n-1} dv \quad [0 \leq R < \infty] \dots\dots\dots (4)$$

$$\phi(R) = n(n-1) \int_{-\infty}^{\infty} f(v) f(v+R) \cdot \left\{ \int_v^{v+R} f(x) dx \right\}^{n-2} dv \dots\dots (5)$$

測定角は正規分布に従うと考えられるから<sup>9)</sup>、倍角(較差)を確率変数  $x$  とする母集団も正規分布に従い、その密度関数  $f(x)$  は

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

ここに、 $\sigma$ : 標準偏差,  $\mu$ : 平均値であるから、これを規準化すると式(4)および式(5)はそれぞれ次式となる。

$$\phi(R^*) = n \int_{-\infty}^{\infty} g(v^*) \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{v^*}^{v^*+R^*} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \right\}^{n-1} dv^* \dots\dots\dots (6)$$

$$\phi(R^*) = n(n-1) \int_{-\infty}^{\infty} g(v^*) g(v^*+R^*)$$

$$\cdot \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{v^*}^{v^*+R^*} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \right\}^{n-2} dv^* \dots\dots\dots (7)$$

ここに、 $g(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right)$ ,  $v^* = \frac{v-\mu}{\sigma}$ ,

$$R^* = \frac{R}{\sigma}$$

しかし、これらの式は任意の  $n$  に対して直接求積できないため数値積分法を用いる。 $n=2\sim 10$  の各  $n$  値に対する  $R^*$  の分布関数および密度関数を数値積分により求めた結果が 図-1 である。

また、おもな  $n$  値に対して  $R^*$  がある特定の値  $R_0^*$  以下となる確率を表わしたものが 表-1 である。

一方、 $R^*$  の期待値  $E(R^*)$  は

$$E(R^*) = n(n-1) \int_0^{\infty} R^* \left[ \int_{-\infty}^{\infty} g(v^*) g(v^*+R^*) \cdot \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{v^*}^{v^*+R^*} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt \right\}^{n-2} dv^* \right] dR^* \dots\dots\dots (8)$$

であり、 $n=2\sim 10$  の各  $n$  値について数値積分を行った

表-1  $R^* \leq R_0^*$  となる確率

$R_0^*$	$P(R^* \leq R_0^*)$				
	$n=2$	$n=3$	$n=4$	$n=5$	$n=6$
0.5	0.270	0.063	0.014	0.003	0.001
1.0	0.509	0.230	0.099	0.041	0.017
1.5	0.699	0.445	0.271	0.160	0.093
2.0	0.832	0.648	0.487	0.359	0.260
2.5	0.915	0.804	0.689	0.581	0.484
3.0	0.961	0.904	0.836	0.766	0.696
3.5	0.984	0.958	0.925	0.888	0.848
4.0	0.994	0.984	0.970	0.954	0.936
4.5	0.998	0.995	0.990	0.984	0.976
5.0	0.999	0.998	0.997	0.995	0.993
5.5	1.000	1.000	0.999	0.999	0.998
6.0	1.000	1.000	1.000	1.000	0.999

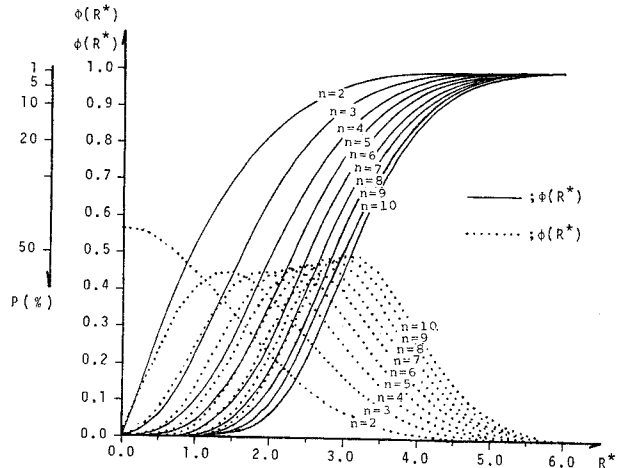


図-1 範囲  $R$  の分布形

表-2 標本数と  $E(R^*)$

標本数 $n$	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$E(R^*)$	1.128	1.693	2.059	2.326	2.534	2.704	2.847	2.970	3.077

結果が表-2である。

(3) 倍角差 (観測差) の制限値

方向観測法を行う際の対回数は前節で述べた標本数に対応する。いま、図-1中の対象とする対回数  $n$  の累積分布曲線において、ある超過確率  $P\%$  に対する  $R^*$  の値を読み取れば、この値が  $n$  対回観測時の超過確率  $P\%$  に対応する規準化された倍角差 (観測差) の制限値となる。これを便宜上  $R_P^*$  と書く。

そこで超過確率  $P$  を  $1\%$  とするとき、標準偏差  $\sigma$  をもつ標本より求められた  $R^*$  の値が、与えられた  $n$  に対して図-1より求まる  $R_P^*$  の値を現実を超えるとするならば、そのような現象の実現する確率がわずかに  $1\%$  であるにもかかわらず、それが現実が生じたということから、 $R^*$  の構成要素である最大値および最小値の少なくとも一方は与えられた  $\sigma$  をもつ母集団からの測定値ではないとして  $R_P^*$  を越える対回数について再測を行わなければならないとする (この場合、母集団に属する測定値であるにもかかわらず測定の際の誤りとする危険率が  $1\%$  だけ存在する)。

しかし、超過確率  $P$  の値は使用する器械の性能および測量の目的に応じて種々に変化すべき性質のものであり、さらに  $R_P^*$  の値は対回数  $n$  に影響される。そこで、本研究では対回数  $n$  が  $2\sim 6$  の各場合について、それぞれ5通りの超過確率 ( $1, 5, 10, 20$  および  $50\%$ ) に対応する  $R_P^*$  の値を求め、その結果を示したものが表-3である。

ところで、表-3より得られる制限値  $R_P^*$  は

$$R_P^* = \frac{R_P}{\sigma}$$

であるから、実際に方向観測を行う際の指標となる制限値  $R_P$  は

$$R_P = \sigma \cdot R_P^* \dots\dots\dots (9)$$

倍角および較差を確率変数とするそれぞれの母集団の標準偏差  $\sigma_{(r+l)}$  および  $\sigma_{(r-l)}$  は式 (1) より算出され、また  $R_P^*$  の値は対回数  $n$  および超過確率  $P$  に対応して表-3より定められる。結局、 $n$  対回観測時の超過確

表-3  $n$  および  $P$  と  $R_P^*$  の値

$P(\%) \backslash n$	2	3	4	5	6
1	3.80	4.27	4.53	4.77	4.93
5	2.88	3.43	3.78	3.97	4.18
10	2.41	2.98	3.36	3.59	3.80
20	1.88	2.49	2.88	3.14	3.34
50	0.98	1.64	2.03	2.32	2.54

率  $P\%$  に対する倍角差の制限値  $\hat{R}_P$  および観測差の制限値  $\hat{R}_P$  は

$$\hat{R}_P = \sigma_{(r+l)} \cdot R_P^* \dots\dots\dots (10)$$

$$\hat{R}_P = \sigma_{(r-l)} \cdot R_P^* \dots\dots\dots (11)$$

しかし、式 (1) から明らかなように  $\sigma_{(r+l)} = \sigma_{(r-l)}$  であるから、倍角差および観測差の各制限値  $\hat{R}_P$  および  $\hat{R}_P$  は同一な値となる。また、 $\sigma_{(r+l)} = \sigma_{(r-l)}$  の場合で

表-4  $\sigma_{(r\pm l)}$ ,  $n$  および  $P$  と  $\hat{R}_P(\hat{R}_P)$  の値

$\sigma_{(r\pm l)}(\%)$	$n$	$P(\%)$	$\hat{R}_P(\hat{R}_P)(\%)$	$\sigma_{(r\pm l)}(\%)$	$n$	$P(\%)$	$\hat{R}_P(\hat{R}_P)(\%)$
±5	2	1	19	±15	2	1	57
		5	14			5	43
		10	12			10	36
		20	9			20	28
	3	1	21	3	1	64	
		5	17		5	52	
		10	15		10	45	
		20	13		20	37	
	4	1	23	4	1	68	
		5	19		5	57	
		10	17		10	50	
		20	14		20	43	
5	1	24	5	1	72		
	5	20		5	60		
	10	18		10	54		
	20	16		20	47		
6	1	25	6	1	74		
	5	21		5	63		
	10	19		10	57		
	20	17		20	50		
±10	2	1	38	±20	2	1	76
		5	29			5	58
		10	24			10	48
		20	19			20	38
	3	1	43	3	1	85	
		5	34		5	69	
		10	30		10	60	
		20	25		20	50	
	4	1	45	4	1	91	
		5	38		5	76	
		10	34		10	67	
		20	29		20	58	
5	1	48	5	1	95		
	5	40		5	79		
	10	36		10	72		
	20	31		20	63		
6	1	49	6	1	99		
	5	42		5	84		
	10	38		10	76		
	20	33		20	67		
50	1	25	50	1	51		
	5	25		5	51		
	10	25		10	51		
	20	25		20	51		

あっても、その誤差論的違いは目盛分割誤差の取り扱いのみに起因するものであると思われるから、この場合でも各制限値はほぼ同一値と考えてよいであろう。

(4)  $\sigma_{(r \pm l)}$ ,  $n$ ,  $P$  と  $\hat{R}_P(\hat{R}_P)$  との関係

倍角差（観測差）の制限値は対回数  $n$  および採用すべき超過確率  $P$  に対応して表-3 より定められる  $R_{P^*}$  の値に倍角（較差）の標準偏差を乗じることにより定められる。しかし、同一の標準偏差であっても対回数および超過確率の各値が異なれば、制限値もそれに伴って異なる値となる。ここに、これらのおもな関係を整理した結果が表-4 である。

表-4 において  $\sigma_{(r \pm l)}$  の値は使用する器械の性能に応じて  $\alpha$ ,  $\beta$  および  $r$  の各値を推定することにより式(1)を用いて算出される<sup>9), 9), 10)</sup>。たとえば、 $\alpha = \pm 3''$ ,  $\beta = \pm 7''$  および  $r = \pm 2''$  程度と推定されるトランシットを使用する際の倍角（較差）の標準偏差は約  $15''$  であり、さらにこの器械を使用して4対回観測を行い超過確率を20%とする場合の倍角差（観測差）の制限値は表-4 より約  $45''$  であることがわかる。

なお、公共測量作業規程によれば基準点測量の級別に使用すべきトランシットの種類、採用すべき対回数、倍角差および観測差の各制限値が表-5 のように定められている。

表-5 方向観測法の運用基準<sup>11)</sup>

基準点測量の種類		1 級		2 級		3 級		4 級	
項	使用トランシット	1 級	1 級	2 級	2 級	2 級	3 級	3 級	4 級
目	対回数	2	2	3	2	2	2	2	2
	倍角差	15	20	30	30	30	50	50	50
	観測差	8	10	20	20	20	40	40	40

(注) 左の運用基準は主として経験的な判断によって定められたと考えられる。

ここに、1級トランシットとは最小読定値が  $1''$  以上  
 2級トランシットとは最小読定値が  $10''$  以上  
 3級トランシットとは最小読定値が  $20''$  以上

(5)  $E(R)$  による測定値の良否判定

一般に視準点数  $s$  に対して  $n$  対回方向観測を行う場合、得られる倍角差（観測差）の数は  $(s-1)$  個である。倍角差（観測差）は一種の範囲であることを考慮すると、測定値より得られる標本範囲  $R_i$  の平均値  $\bar{R}$  は

$$\bar{R} = \frac{\sum_{i=1}^{s-1} R_i}{s-1} \dots\dots\dots(12)$$

一方、範囲  $R$  の期待値  $E(R)$  は次式で表わされる。

$$E(R) = E(\sigma R^*) = \sigma E(R^*) \dots\dots\dots(13)$$

使用する器械の性能に応じて式(1)より求まる  $\sigma$  と、表-2 より対回数  $n$  に対応する  $E(R^*)$  とを知ることにより  $E(R)$  が算出される。この  $E(R)$  と式(12)より

求まる  $\bar{R}$  との比較を行うことにより、どの視準点に対ししかも第何対回目を再測すればよいかを判断することは不可能であるが、しかし観測の良否を総合的に推測することは可能である。

3. 求心誤差の評価について

方向観測法により角測定を行う場合、測定値に含まれる偶然的な誤差は倍角差（観測差）の制限値を指標として評価される。しかし、倍角差（観測差）の誤差論的特徴を考慮すると、前述の方法では測定値に含まれる定量的な誤差の評価を行うことは不可能である。たとえば  $m$  個の三角形が形成される三角網においてある級の三角測量を方向観測法により行う際、各測点での測定値は倍角差（観測差）の制限値を満たしているにもかかわらず、 $m$  個の三角形のいくつかは閉合条件が満足されないという不都合が生じることも十分に考えられ、この原因は求心誤差に起因するものと思われる。

著者は前報<sup>12)</sup>で求心誤差が測定値に及ぼす影響を確率的に考究した結果、求心誤差は可測量である視準距離 ( $S_1(m), S_2(m)$ ) および測定角 ( $\theta(0^\circ \leq \theta < 360^\circ)$ ) とを知ることにより次式で評価できることを示した。

$$\delta = \frac{0.63 \bar{e}}{S_1 S_2} \sqrt{2(S_1^2 + S_2^2) - 4 S_1 S_2 \cos \theta} \text{ (rad)} \dots\dots\dots(14)$$

ここに、 $\bar{e}$  : 偏心距離の平均値 (m)

著者の実験によれば  $\bar{e} = 0.0005 \text{ m}$  という結果を得たが、光学的求心装置を用いる場合一般的には  $\bar{e} = 0.001 \text{ m}$  程度と考えるのが妥当であろう。また、さげ振りにより求心を行う際には  $\bar{e} = 0.005 \text{ m}$  は十分に考えられる

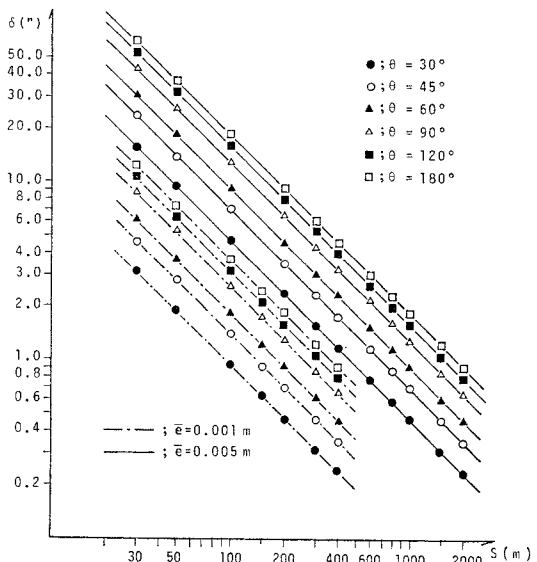


図-2 S および  $\theta$  と  $\delta$  との関係

値と思われる。いま、式(14)において  $S_1=S_2=S$  として  $\bar{e}=0.001\text{ m}$  および  $\bar{e}=0.005\text{ m}$  の各場合について視準距離  $S$ 、測定角  $\theta$  および求心誤差  $\delta$  との関係性を求めた結果が図-2である。

図-2より、角測定を行う際に光学的求心装置を使用する場合には視準距離を400 m以上に、またさげ振りによる場合には視準距離を1800 m以上に取れば、測定値に含まれる求心誤差の影響はともに1"以下となることがわかる。このことより、測点の周囲にいくつかの挟角を形成するすべての視準線を使用する求心装置に応じて上記の長さを取れば、各挟角に含まれる求心誤差の影響を無視することが可能となり、倍角差(観測差)の制限値を指標として測定値の良否判定を行っても先に述べた不都合は生じないと思われる。

#### 4. 各制限値の今後の問題について

現在おもに市販されている最小読定値が1"~20"のトランシット(ウィルド、測機舎、ツアリス、トップコン、ニコン)を対象にその特徴を調べてみると、まずさげ振りに代わって求心望遠鏡により求心を行い、測微鏡により角を読み取ることが一般的であると思われる。さらに望遠鏡の倍率は各トランシットとも最小読定値にかかわらず一律に30倍、同様に求心望遠鏡の倍率は約2倍(ウィルド:2.5、測機舎:2.0、ツアリス:2.0、トップコン:3.0、ニコン:2.2倍)であることがわかる。この結果、読み取り誤差および求心誤差が測定値に及ぼす影響は著しく減少し、精密な測定値を得ることができるようになったと思われる。

著者がSDM-3C(望遠鏡倍率20倍、求心望遠鏡倍率2倍およびマイクロ10"両側読み)を用いて何点かの測点で3対回の方向観測法を行ったところ、倍角差の最大値は20"および観測差の最大値は10"という結果を得た(各視準距離は60~100 m)。この結果を一応表-5にあてはめるならば1級トランシットによる2級基準点相当の測量を行ったことになる。また、20"読みトランシットを使用する場合でも、20"以下の細かい単位まで推読することにより上記と同様な結果が得られることと思われる。

一方、通常最も一般的に使用される測微鏡付きトランシット(20"読み)を用いてある挟角を測定する場合測定値に含まれる誤差は8"程度であること<sup>9)</sup>、さらに低価格の短距離用光波測距儀(150~500 m)が普及しつつあることを考慮すると、単測法だけでも2級基準点測量程度の閉合差が得られることと思われる。

このように機能が著しく向上した各種測量器械が普及し、さらに視準点に据えた反射鏡を自動的に追跡視準

し、角および水平距離の測定値がデジタル表示される軽量・低価格のトランシットも近い将来出現するであろうと思われる今日、器械の進歩が倍角差(観測差)および閉合差などの各制限値とどのように関連するかを今後検討する必要があると思われる。

#### 5. 結 語

本研究で得られた結果を要約すると下記のとおりである。

(1) 範囲  $R$  の密度関数および分布関数は順序統計量の最大値と最小値との同時密度関数より誘導される。これらの密度関数および分布関数を標本数2~10の各場合について数値積分を行うことにより求めた結果が図-1である。

(2) (1)の結果を用いて  $R^*(=R/\sigma)$  がある特定の値  $R_{0.5}^*$  以下となる確率をおもな標本数(2~6)について示したものが表-1である。また、 $R^*$ の期待値  $E(R^*)$  を標本数2~10の各場合について数値積分を行うことにより求めた結果が表-2である。

(3) 方向観測法を行う際の倍角差および観測差は同一視準点に対する各対回ごとの倍角および較差の各値をそれぞれ1組の無作為標本とする範囲である。さらに範囲の理論における標本数は方向観測法を行う際の対回数に対応することを考慮すると、測定値の良否判定の指標である倍角差および観測差の各制限値は範囲の理論を応用して誘導することができる。

(4) (3)の結果より求まる規準化された倍角差および観測差の各制限値  $R_P^*$  は測量の目的および使用する器械に応じて種々に変化すべき性質をもつ超過確率と対回数とに影響されることがわかる。そこで、対回数  $n$  が2~6の各場合について5通りの超過確率  $P$  値(1, 5, 10, 20 および 50%)に対する  $R_P^*$  の値を求めた結果が表-3である。

(5)  $n$  対回の方向観測を行う際に測定値の良否判定の指標となる倍角差および観測差の実用的な各制限値は対回数  $n$  および採用すべき超過確率  $P$  に対応して表-3より定められる  $R_P^*$  の値に倍角および較差の各標準偏差を乗じることにより算出される。しかし、倍角および較差の各標準偏差は式(1)から明らかのように同一であることより、倍角差および観測差の各制限値も同一な値となる。

(6) 倍角(較差)の標準偏差がある一定値であっても、対回数および超過確率の各値が異なれば、それに伴って測定値の良否判定の指標である倍角差(観測差)の制限値も異なる値となる。そこで、標準偏差、対回数および超過確率と制限値との種々の関係を整理した結果が

表—4 である。

(7) 測定値より得られる倍角差(観測差)の平均値と式(13)より算出される範囲  $R$  の期待値との比較を行うことにより、どの視準点に対ししかも第何対回目を再測すればよいかを判断することは不可能であるが、しかし観測の良否を総合的に推測することは可能である。

(8) 倍角差(観測差)の誤差論的特徴を考慮すると、倍角差(観測差)の制限値を指標として測定値の良否判定を行う従来の方法では測定値に含まれる定量的な誤差、特に求心誤差の評価を行うことは不可能である。そこで、式(14)を用いて視準距離、測定角および求心誤差との関係を求めた結果が図—2である。図—2より求心を行う際に光学的求心装置を用いる場合には視準距離を400m以上に、またさげ振りによる場合には視準距離を1800m以上にとれば求心誤差が測定値に及ぼす影響はともに1"以下となることがわかる。

(9) 機能的に著しく進歩した各種測量器械を使用することが一般的となり、相当に精密度のよい測定値が得られるようになった結果、器械の機能的向上が倍角差(観測差)および閉合差などの各制限値とどのように関連するかを今後検討する必要があると思われる。

おわりに、本研究を行うにあたり懇切なご指導をいただいた、中央大学理工学部 春日屋伸昌教授に謝意を表

わす次第です。

#### 参 考 文 献

- 1) Jordan/Eggert/Kneissl : Handbuch der Vermessungskunde- Band II, J.B. Metzlersche, s. 376~382, 1963.
- 2) Nábauer, M. : Vermessungskunde, Springer-Verlag, s. 129~134, 1941.
- 3) Breed, C.B. and G.L. Hosmer : The Principles and Practice of Surveying—Vol. 1 : Elementary Surveying, 11th ed., John Wiley and Sons, pp. 64~67, 1977.
- 4) Kissam, P. : Surveying for Civil Engineers, 2nd ed., McGraw-Hill, pp. 132~134/140~142, 1981.
- 5) 斉藤暢夫 : 基準点測量の実際, オーム社, pp. 66~72, 1980.
- 6) 千葉喜味夫・千葉善夫 : 現場技術者のための総合測量—上巻, 工学出版, pp. 17~24, 1971.
- 7) I. ガットマン/S.S. ウィルクス (石井恵一・堀素夫共訳) : 工学系のための統計概論, 培風館, pp. 201~203, 1976.
- 8) 近津博文 : 観測角に影響を与える各種不定誤差とトラバースの同時調整法, 測量, 第31巻, 第9号, pp. 28~32, 1981.
- 9) Davis, R.E. et al. : Surveying Theory and Practice, 6th ed., McGraw-Hill, pp. 254~257, 1981.
- 10) 森 忠次 : 測量学 1-基礎編, 丸善, pp. 171~172, 1979.
- 11) 建設大臣官房技術調査室監修 : 公共測量作業規程, 日本測量協会, pp. 22~29, 1981.
- 12) 近津博文 : 求心誤差が測定値に及ぼす影響について, 土木学会論文報告集, No. 332, pp. 159~162, 1983.

(1982.5.15・受付)