

## 目 分 量 の 精 度 (第 2 報)

—家庭生活と計量・第 4 報—

深 谷 浩

中 嶋 登 美 子

## I. 緒 言

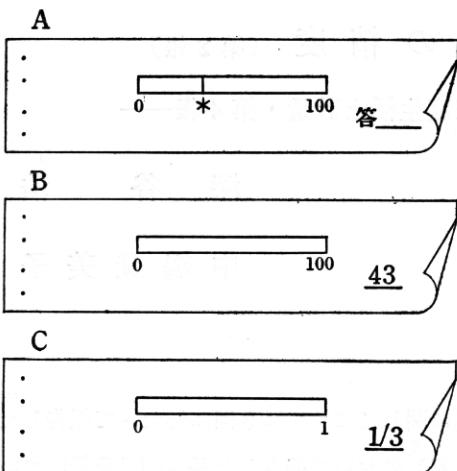
家庭生活における計量の問題に関してはすでに 3 回にわたって報告したが<sup>1)2)3)</sup>、本報では、目分量の精度(第 1 報)<sup>2)</sup>において報告した長さの目分量について、さらに実験を進めた結果を報告する。

## II. 実験方法

試 料: A, B, C の 3 種とし(第 1 図), いずれも第 1 報と同形の用紙(タテ 6.1 cm, ヨコ 25.7 cm)のほぼ中央に, 幅 0.8 cm, 長サ 10.0 cm(これを基準長とよぶ——前報において 6~16 cm の範囲では基準長の差は結果に有意の影響を及ぼさないことを報告した)の長方形を画く。

A, B には左端に 0, 右端に 100, C には左端に 0, 右端に 1 の目盛数字(基準目盛とよぶ)を付し, A ではその中間 4, 7, 10, ……, 94, 97(3 とびに 32 個所)のいずれかに相当する位置に 1 本の目盛線を引き, 見出し易いように\*印を付しておく。B には 7, 16, 25, ……, 88, 97(9 とび)の 11 個の数値のいずれか, C には  $1/2$ ,  $1/3$ ,  $1/4$ ,  $1/5$ ,  $1/6$ ,  $1/7$ ,  $1/8$ ,  $1/9$ ;  $2/5$ ,  $4/7$ ,  $3/8$ ,  $7/9$  の 12 個の数値のいずれかを右下方に記しておく。

A, B, C はそれぞれ別々に各々 32 枚, 11 枚, 12 枚を履歴効果をさけるように考慮して重ね合わせ(第 1 報参照), さらにその上にそれぞれの解答例を



第1図 試 料

図示した表紙と2枚の練習用紙（これはデータに加えない）の計3枚を付して左端をとじ合わせる。

実験日時：（第1回）  
1961年1月16日午前9時  
50分より10時20分まで。

（第2回）同月23日同時刻。

被験者：青山学院女子短期大学家政科1年生

第1回103名、第2回126名（うち85名は両回共

通）。目分量に関する特別の訓練および事前の予告は受けていない。

**実施方法：** 第1回は試料A（以下A<sub>1</sub>とよぶ）およびB、第2回は試料A（以下A<sub>2</sub>とよぶ）およびCについて実施した。普通教室（9.0m×12.6m）の座席に普通程度の密度で着席している被験者に試料Aを配布し、表紙解答例によって解答方法を説明したのち、前報同様7秒間隔でベルを鳴らして合図し、目盛線の位置を目分量で読み取らせ、その数値を解答欄に記入させた。最後に20秒間の見直し訂正の時間を与えた。Aを回収、約5分間の休憩を与えたのちBまたはCを配布し、あらためて解答方法を説明し、7秒間隔でベルを鳴らして、指示された数値に相当する位置に、目分量で目盛線を記入させた。見直し訂正には15秒間を与えた。

冬期であったが、ステイーム暖房を施し、自然採光と螢光照明を併用したから、環境条件はおおむね良好であると考えられる。被験者は約60分間の講義受講後で軽度の緊張状態にあるが、特に疲労しているとは認められない。

**整理と考察：** Aについては読み取り数値と正しい目盛数値との差（以下読み取り差とよぶ），BおよびCについては目盛線記入位置（目盛線がヨコ方向に對し直角になつてないものについてはその中点の位置）の正しい位置からのズレを mm 単位で測った値（基準長を 100 としたときのズレに相当する——以下目盛り差とよぶ）を求め，目盛位置または指示数値別に度数分布表を作成した。これにもとづいて、まず A, B, C のそれぞれについて検討し、ついで A<sub>1</sub> と B, B と C を比較検討した。さらに、個人差について考察するために、A<sub>1</sub> および A<sub>2</sub> について被験者別の読み取り差 2 乗平均を計算し、その分布について検討すると共に、A<sub>1</sub>, A<sub>2</sub> に共通な被験者について相関関係を検討した。

### III. 成果ならびに考察

① 読み取り差または目盛り差の度数分布は第 1 表に示すとおりである。分布は、A-4, A-55, B-97 など目盛線が両端付近または中央付近にあるときには非対称となる傾向が見られるが (A-46, A-49, A-52, A-97 などでは明確ではない)，全体としてはおおむね正規型であると認められる。

② 第 1 表を見ると分布の中心は必ずしも 0 にならず、また分散の程度も区分であるように見受けられる。これを明らかにするために、それぞれの分布について相加平均および標準偏差を計算したが、その際、各々の実験例数が 103～126 であることを考慮してこれを標本とみなし、母集団の相加平均  $\mu$  および標準偏差  $\sigma$  を推定（信頼度 95% の区間推定）して、第 2 図～第 4 図に示した（横軸は目盛位置または指示数値）。

母集団の性格および推定法は第 1 報と同様である。

③ A<sub>1</sub> (第 2 図○印) と A<sub>2</sub> (●印) は 1 週間を隔てて実験したものであり、ことに A<sub>2</sub> の被験者のうち約 1/3 (126 名中 41 名) は A<sub>1</sub> と共通ではないにとかかわらず、両者の結果はきわめてよく一致している。前報において指摘し

第Ⅰ表 読み取り差または目盛り差度数分布

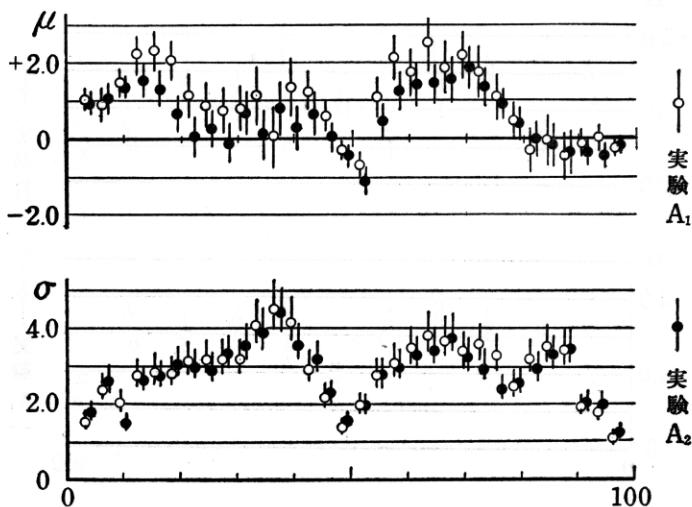
試 料	目盛位置 または 指示数値	読み取り差または目盛り差								
		-12	-9	-6	-3	±0	+3	+6	+9	+12
A <sub>1</sub> (一 部)	7				7	61	32	2	1	
	16			2	6	25	55	12	2	1
	25	1		1	12	58	17	11	3	
	34		7	22	30	20	18	5	1	
	43	1	1	18	27	47		9		
	52		1	35	55	12				
	61	2		11	39	35	8	8		
	70		2	9	34	35	16	6		
	79	1	2	9	64	22	4	1		
	88	6	7	18	39	32	1			
	97			12	88	3			•	
B	7			13	73	17				
	16	2	7	28	42	22	2			
	25			11	59	33				
	34	1	8	20	33	31	9		1	
	43	1	4	8	50	18	4			
	52		1	15	63	24				
	61		8	35	45	14	1			
	70	1	5	19	49	19	7	2	1	
	79	3	4	9	48	34	5			
	88	3	10	23	58	8	1			
	97	1	4	22	76					
C	1/9			7	25	70	19	5		
	1/8		2	21	87	13		1	2	
	1/7		2	16	76	24	6	2		
	1/6		2	17	68	36	3			
	1/5	2	5	26	65	27	1			
	1/4		1	23	69	29	3	1		
	1/3	1	7	47	52	18	1			
	3/8	4	1	2	33	61	20	3	2	
	2/5	4	5	17	28	42	20			
	1/2				23	90	13			
	4/7	5	3	10	28	34	30	14	2	
	7/9	5	5	11	33	36	25	9		2

注) 試料 A<sub>1</sub>, A<sub>2</sub> については、A<sub>1</sub> の一部のみを示し、その残部と A<sub>2</sub> の全部は記載を省略した。

た、目盛位置を大き目によみ取る ( $\mu$  が正の値をとる) 傾向は、中央付近および右端付近 (80~100) を除いて明瞭に認められ、ことに 15 付近および 60~70 の間において顕著で、基準長 100 に対し +1.5~2.0 に達する。

④ 読み取りの際の標準偏差は、両端部および中央部で小さく (1.5 度程)、また 30~40 の部分でやや大きくなるのが認められるが、全体としてはほぼ一定であって、3.0~3.5 の程度である。ただし、これは基準長に対する比率であるから、全量の一部をとり出す場合には、とり出した量に対する比率はとり出す量が少いほど大きくなる。

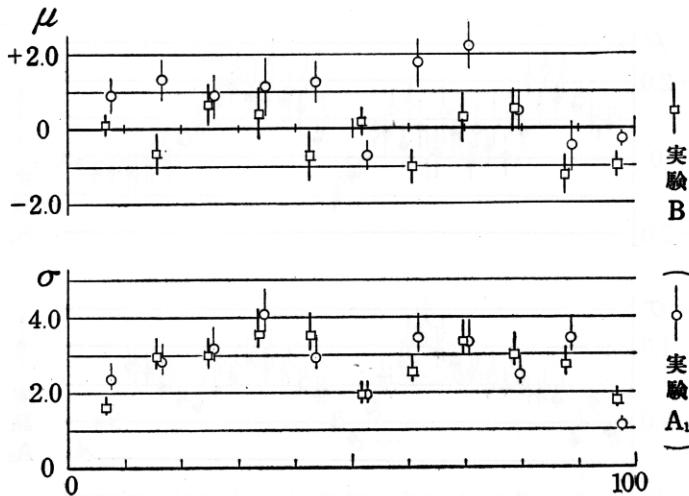
⑤ 実験 B (第 3 図□印) は、能動的に目盛線を施す場合に、読み取りの場合 (実験 A) に比してどのような異同が認められるかを見るため行ったものであるが、結果の整理が A に比べてはるかに面倒であるから、多くの位置について実施することはできなかった。相加平均については、この実験だけでは一



第 2 図 読み取り差相加平均および標準偏差(実験 A)

定の傾向は認めがたいが、大体 0 に近く ( $\pm 1.0$  以内)、系統的な偏りは大きくないと考えられる。標準偏差は A の場合と大体一致しており、両端部および中央部を除いて、3.0~3.5 の程度である。

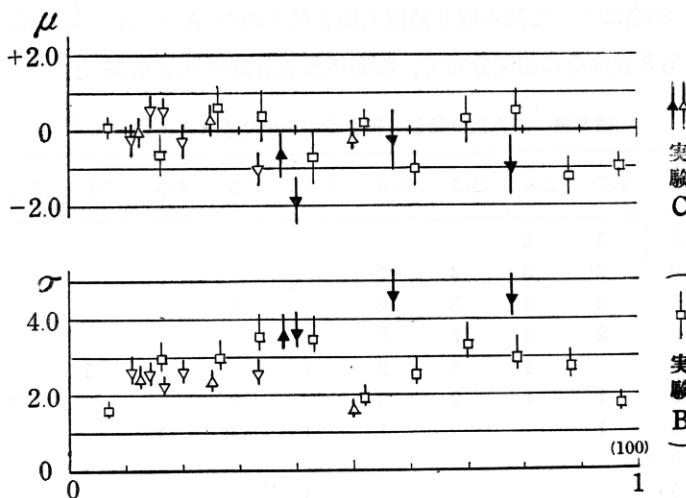
⑥ 実験 C (第 4 図) は、数値を分数で指示した場合に、分数の形 (分子が 1 のときと 1 でないとき、あるいは分母が 2 のべきであるときとそうでないとき) によってどのような差異があるか、また実験 B (これは数値を小数で指示したと見てよい) と比べてどのような異同が認められるかを見るため行ったものである。結果としては、分子が 1 の場合 (すなわち等分する場合——△または▽印) は相加平均も 0 に近く、標準偏差も B に比して小さい(基準長を 100 として 2.5 程度)。分子が 1 でない場合 (等分した後にこれを整数倍することになる——▲または▼印) には、たとえば  $2/5$  の場合には相加平均が -2.0 程度、 $4/7$ ,  $7/9$  では標準偏差が 4.0~5.0 の程度となり、B に比べてはるかに精



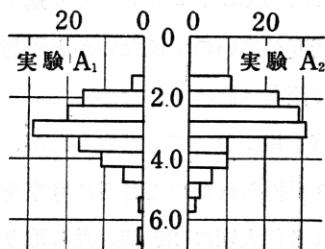
第 3 図 目盛り差相加平均および標準偏差(実験 B)

度が低い。分子が 1 で分母が 2 のベキであれば ( $\triangle$ 印), 2 等分をくり返すことができるから, 他のもの ( $\nabla$ 印) に比して精度が高いのではないかと予想したが,  $1/2$  の場合を除いては, 特にそのような傾向は認められなかった。

⑦ 目分量の精度の個人差については, 第 1 報においても考察したが, 今回の実験では  $A_1$ ,  $A_2$  によって多くのデータが得られたのでさらに考察を深めることができた。 $A_1$ ,  $A_2$  別々に, それぞれ各個人別に 32 個の読み取り差について二乗平均を求め, その度数分布を第 5 図に示した。この分布が個人差を意味するものか, 個人別の例数が少いこと (前報の 12 例に比べればかなり多いが) によるものかを判別するために, 前報と同様の方法で有意性を検定した。第 2 表は,  $A_1$  または  $A_2$  の読み取りの差の全体が同一母集団に属すると仮定して (母集団の標準偏差はそれぞれ 2.91, 2.82 と推定される), この母集団から大きさ 32 の標本 103 組または 126 組を取り出したときの標本標準偏差の



第 4 図 目盛り差相加平均および標準偏差(実験 C)



第5図 読み取り差個人別2乗平均度数分布

分布と、上述の個人別2乗平均の分布について、度数の80%および95%が含まれる範囲を比較したものであつて、個人差が標本標準偏差の分布をこえる有意のものであることが推定される。

⑧ 前項の個人差について別の観点から考察するため、A<sub>1</sub>、A<sub>2</sub>に共通

第2表 読み取り差2乗平均の個人差の検定

度数 比率	分布範囲(A <sub>1</sub> )		分布範囲(A <sub>2</sub> )	
	標本標準偏差	個人別2乗平均	標本標準偏差	個人別2乗平均
80%	2.44～3.35	1.98～4.10	2.36～3.24	1.78～4.17
95%	2.21～3.61	1.68～4.65	2.14～3.50	1.40～5.05

な被験者85名について読み取り差個人別2乗平均のA<sub>1</sub>～A<sub>2</sub>の間の相関を検討した。第3表はその相関分布で、相関係数を計算すれば0.38となる。A<sub>1</sub>～

第3表 読み取り差個人別2乗平均相関表(A<sub>1</sub>～A<sub>2</sub>)

A <sub>2</sub> A <sub>1</sub>	1.5	2.0	2.5	3.0	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5
1.5	1	2							
2.0	2	3	4	2					
2.5	2	5	3	6			1		
3.0	2	6	7	7	2				
3.5		4	4	2	1				1
4.0	1	1	2	3		2			2
4.5	1			1	1	1	1		
5.0									
5.5									
6.0									
6.5							1		

A<sub>2</sub> の間に正の相関があることは個人差があることを示しているが、相関の程度が余り大きくなきから、個人差もそれほど大きくかつ固定されたものではないと考えられる。

〔付記〕 この報告は、その大要を 1961 年 7 月 15 日に日本家政学会関東支部例会において、口頭で発表した。

### 文 献

- 1) 深谷, 松尾: 青山学院女子短大紀要 No. 13, 1 (1960)
- 2) 深谷, 松尾: 青山学院女子短大紀要 No. 14, 17 (1960)
- 3) 深谷, 松尾: 青山学院女子短大紀要 No. 15, 1 (1961)