UDC 624.058:666.97
620.113.2

現場コンクリートの強度試験に必要な供試体の箇数決定について[1)]

准員 伊藤和幸*

ON THE DETERMINATION OF SAMPLE SIZE NECESSARY FOR FIELD CONCRETE TESTS.

(JSCE Aug. 1952)

Kazuyuki Itoo, C. E. Assoc. Member.

Synopsis It is the purpose of this paper to propose the method of rejection limits, which is considered to be more rational and practical than the method of confidence limits in order to determinate the sample size necessary for field concrete tests.

要旨 現場コンクリートの強度試験に必要な供試体の箇数決定は，施工の安全性を確保する意味で，信頼限界法より棄却限界法によつた方が合理的実用的であることを示したものである。

1. 緒言

欧米では従来から信頼限界を適当に設け，コンクリート試験に必要な供試体箇数を定めていたが，最近丸安,水野両氏[2)]はこうした欧米の方法を一歩進めて,信頼限界をきめる一試案を提唱され，斯界に大きい貢献をされた。著者も先年来この問題について研究を進めていたが，上記両氏とはある程度趣きを異にし，施工の安全性を確保する意味で棄却限界法による方がより合理的実用的であると考えたので，ここにその成果を報告する。この場合例示対象としては，圧縮試験用円筒供試体4週強度を用い，その資料は関西電力大堰川新庄堰堤，農林省鴨川東条堰堤，同野洲川堰堤の各現場附設試験室におけるものと，国鉄工事報告書及び米国軍関係工事報告書に記載されたものとを用いた。この範囲では，各現場各バッチにおける資料の $U/\bar{x}$ について，危険率 $\alpha=0.05$ で等分散仮設及び等平均仮設[3)]に有意差が認められなかつたので，一応わが国現在のコンクリート現場打設試験結果という母集団から適当に Sampling されたものとして，上記の資料を引用したわけである。

2. $U/\bar{x}$ の分布の非対称性

同一条件で作製，試験された供試体強度の分布は，Gauss の誤差函数で表わされる正規分布をするとみてよい[4),5)]。この正規型母集団 $N(m, \sigma^2)$ からの確率標本を $O_N; x_1 \cdot x_2 \cdots\cdots\cdots x_N$，とすると，母平均 m の信頼限界は次の如く与えられる。

$$\bar{x}-U\sqrt{F_{(\alpha)}/N} \leqq m \leqq \bar{x}+U\sqrt{F_{(\alpha)}/N}$$

または簡単に，

$$m=\bar{x}\pm U\sqrt{F_{(\alpha)}/N} \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

ここに，$\bar{x}=\left(\sum_{i=1}^{N} x_i\right)/N$；標本平均値，

$U^2=\left\{\sum_{i=1}^{N}(x_i-\bar{x})^2\right\}/(N-1)$；標本不偏分散，

α；危険率，$(1-\alpha)$；信頼度，

$F_{(\alpha)}=t^2$；$F_{n_1}^{n_2}(\alpha)$ の略記号で，F—分布表で $n_1=1$, $n_2=N-1$ にて α を指定すれば求められる。

従つて信頼限界とは，正規母集団から抽出された任意の N 箇の標本値の平均値より（1）式右辺の第2項で計算される上下限内に母集団の平均値が存在する信頼度が$(1-\alpha)$なることを示すものである。（1）式を書き改めると，

$$m=\bar{x}(1\pm\beta)$$

---

* 京都大学大学院特別研究生，工学部土木工学教室

1) 昭.26.10.14，第4回関西工学連合講演会にて講演

2) 丸安隆和，水野俊一，"現場コンクリートの強度試験に関する2,3の問題について"，土木学会誌，第36巻，第11号，昭.26.11.

3) 日本応用力学会編；応用統計学，p. 4.16

4) Kurt Gaede; "Der notwendige Umfang von Stichproben", Bauingenieur, Jan. 1951.

5) R.W. Crum and H.W. Leavitt; Report on significance of tests of concrete and concrete aggregates, 2nd, Ed., 1943, p. 163, (A.S.T.M.)

6) H. Cramér; Mathematical methods of statistics, 1951, p. 519.

ここに

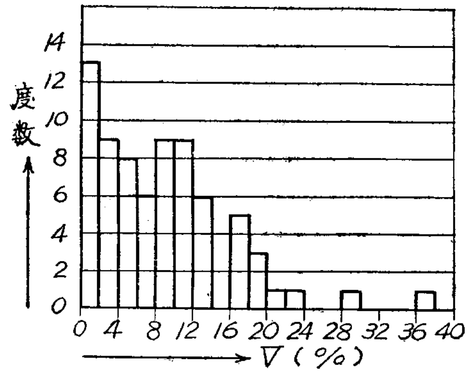
$$\beta=(t/\sqrt{N}),(U/\bar{x}),\ V=U/\bar{x}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(2)$$

従つて β は信頼限界の巾，すなわち信頼帯の1/2が平均値 $\bar{x}$ の何割に当るかを示すものである。(2)式を改めると，

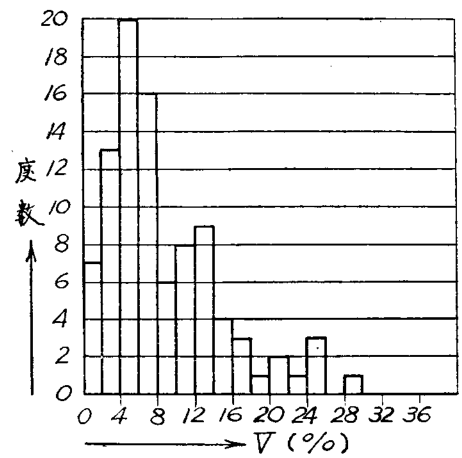
$$N=(t\cdot V/\beta)^2\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots{}^{2),4)5),7)},(3)$$

となり，箇数 N と危険率 α とを指定すれば，自ら t が決定し，更に $V=U/\bar{x}$ を与えると β が求められる。逆に V,β を定め α を与えると，箇数 N が定まるわけである。

図—1　$N=2$ に対する $V=/U/\bar{x}$ の分布
Distribution of $V=U/\bar{x}$ in the case of $N=2$.



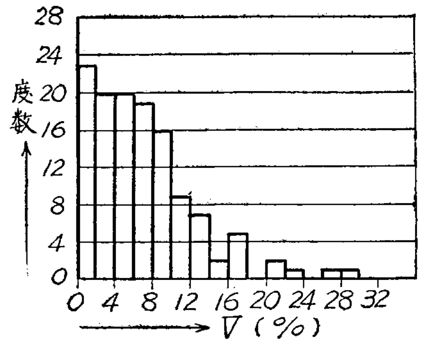
図—2　$N=3$ に対する $V=U/\bar{x}$ の分布
Distribution of $V=U/\bar{x}$ in the case of $N=3$.



図—1,2 は上述の各現場資料について求めた $V=U/\bar{x}$ の分布である。一般に1バッチ内から標本をとるには，各箇は独立に，しかも at randam に抽出すべきであるが，現場ではその方法と労力の難点から，1ケ所から N 箇分をとるとか，または各箇をほとんど同一箇所からとつている。それで同一ミキサ内の各部のコンクリートの強度分布に較べて，上記の V の値は幾分過少にでてくるが，この場合やむを得ないであろう。

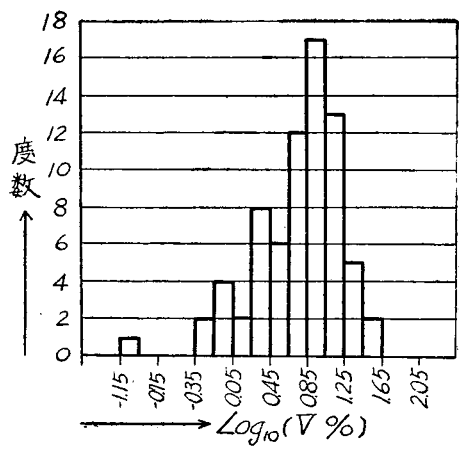
丸安，水野両氏[2]は変異率及び $U/\bar{x}$ を正規分布と考えてよいとされているが，著者の資料の整理結果は，**図—1,2** の如く著しく非対称である。一つの現場で同一種の配合のものでも，やはり著しく非対称であることは，**図—3** の天竜川平岡堰堤の資料[8]に見る通りである。従つて正規分布と考えることは無理であり，また V の理論的分布も明らかでないので，ここでは V

図—3　平岡堰堤における V の分布 ($N=2$).
Distribution of V in the concrete of Hiraoka Dam, ($N=2$).



が近似的に対数正規分布をするとし，この仮設の当否を χ^2 検定法で検定した結果は次のようである。すなわち **図—1,2** を横距が $\log_{10}V=y$ となるように書き換えてそれぞれ**図—4,5** とし計算すると，

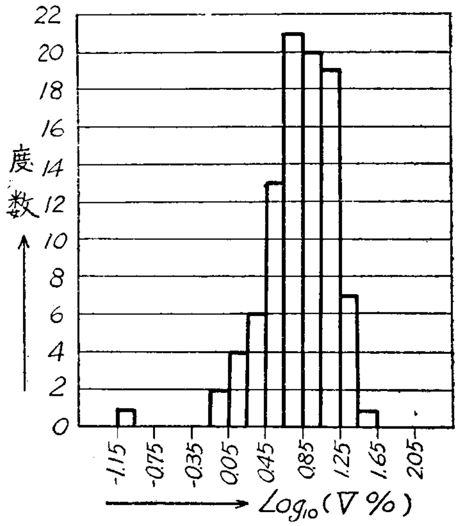
図—4　$N=3$ に対する $y=\log_{10}V$ の分布
Distribution of $y=\log_{10}V$ in the case of $N=3$.



7) L.E. Simon; Engineer's manual of statistical method, 6 th. Printing, 1950, p.103.

8) ここでは内部挿入式振動機で搗固めて供試体を作つているので，以下の計算にはこの資料を引用しなかつた。

図—5　$N=2$ に対する $y=\log_{10}V$ の分布
Distribution of $y=\log_{10}V$ in the case of $N=2$.



$N=2$; $n_2=74$, $\bar{y}_2=0.7647$, $U_2^2=0.2425$,

$N=3$; $n_3=94$, $\bar{y}_3=0.8131$, $U_3^2=0.1462$,

ここに n はバッチ数，添字は N に対応する。

よつて，$N(m_2,\ \sigma_2^2)=N(0.7647,\ 0.2425)$,

$N(m_3,\ \sigma_3^2)=N(0.8131,\ 0.1462)$

として標本分布と対比し，x^2 を求めると，表—1,2 より，$(x_2)^2=12.102$, $(x_3)^2=7.259$

この場合区間を9にとつたから，自由度は $\phi=9-3=6$ であり，$\alpha=0.05$ とすれば $(x)_0^2=12.592$ となる。従つて

$(x)_0^2>(x_2)^2$,　$(x)_0^2>(x_3)^2$

となり，$N=2$ と $N=3$ のいずれに対しても，$V=U/\bar{x}$ の分布が対数正規分布であるという仮設は捨てられない。それで正規分布とみるよりは，対数正規分布として取扱つた方が一層妥当性をもつわけである。

表—1　$N=2$ のときの x^2 検定
x^2–test in the case of $N=2$.

No.	区　間	実測度数 f	理論度数 F	$\Delta=f-F$	Δ^2	Δ^2/F
1	1.45 以上	2	5.9	3.9	15.21	2.578
2	1.25～1.45	5	5.7	0.7	0.49	0.086
3	1.05～1.25	13	8.6	4.4	19.36	2.251
4	0.85～1.05	17	10.9	5.1	26.01	2.386
5	0.65～0.85	12	11.4	0.6	0.36	0.032
6	0.45～0.65	6	10.6	4.6	21.16	1.996
7	0.25～0.45	8	8.1	0.1	0.01	0.001
8	0.05～0.25	2	5.5	3.5	12.25	2.227
9	0.05以下	7	5.3	1.7	2.89	0.545
計		72	72.0		$(\chi_2)^2=12.102$	

3.　供試体の所要最少箇数

Gauss の正規分布では m,σ が母数であるから，σ の推定子 U と m の推定子 $\bar{x}$ との比 $U/\bar{x}$ は，供試体箇数のいずれに対しても，一様に甚だ近接した値を示すべきであるという考えに基いて，著者は次の実験をした。すなわち $N=2$～7 の6組に区分し，1バッチから各組1つの標本を得るようにして，21バッチ分の試験をした。配合は重量比で 1:2:4 とし，$W/C=55\%$，最大骨材径は 40 mm，2才 Smith 型 tilting mixer で2分間混合，各バッチごとに日を変えて行い，$U/\bar{x}$ の対数変換したものを確率変量にとつて計算した。

表—2　$N=3$ のときの x^2 検定
x^2–test in the case of $N=3$.

No.	区　間	実測度数 f	理論度数 F	$\Delta=f-F$	Δ^2	Δ^2/F
1	1.45以上	1	4.4	3.4	11.56	2.627
2	1.25～1.45	7	7.4	0.4	0.16	0.022
3	1.05～1.25	19	13.3	5.7	3249	2.443
4	0.85～1.05	20	18.5	1.5	2.25	0.122
5	0.65～0.85	21	19.2	1.8	3.24	0.169
6	0.45～0.65	13	15.2	2.2	4.84	0.318
7	0.25～0.45	6	9.4	3.4	11.56	1.230
8	0.05～0.25	4	4.4	0.4	0.16	0.036
9	0.05以下	3	2.2	0.8	0.64	0.291
計		94	94.0		$(\chi_3)^2=7.259$	

この資料から各6組間の等分散仮設を検定すると，$\alpha=0.05$ で有意差が認められなかつたので，更に分散分析法の"幾つかの母平均の均一性に関する検定法[9]"で等平均仮設を検定し，$\alpha=0.05$ で有意差を認めた。それで標本平均値が他の5組に較べ特に小さい $N=2$ の組を除き，同一方法で検定すると，$F_0=1.12<F^{4}_{100}(0.05)=2.30$ となつて，有意差が認められなくなつた。計算主要値を示す表—3 で，N は各組，n はバッチ数，$T_{\cdot N}$ は組ごとの標本の和，$\bar{x}_{\cdot N}$ はその平均，x_{iN} は N 組 i バッチ目の標本を表わす。

表—3

N	n	$T_{\cdot N}$	$\bar{x}_{\cdot N}$	Σx_{iN}^2
2	21	10.4286	0.4966	9.1673
3	21	14.2954	0.6807	10.8108
4	21	14.8189	0.7057	10.9270
5	21	14.9825	0.7135	10.9879
6	21	15.7006	0.7476	12.0900
7	21	16.0156	0.7626	12.6098

以上は極めて小規模の実験であるが，箇数決定の目的からみて，$N=2$ とすることは意義を失うことになり，丸安，水野両氏[2]が $N=2$ を除外されたのは妥当であつて，所要最少箇数は $N\geqq3$ がよいようである。ただ両氏は $N=3,4$ を同一に取扱つておられるがその箇数間の有意程度を明らかにすれば，最少箇数が一層合理的に求められたことと思われる。著者の現場資料は3箇以上のものがなかつたので $N=2$ と $N=3$ を比較したところ，等分散仮設で，$F_0=1.65>F^{71}_{93}$

9)　増山元三郎；推計学の道，p. 146.

(0.05)=1.43 となり，有意差が認められた。それで $N=3$ の数値のみを信用して，以下の計算を進めることにする。なお，$N\geqq 3$ とすると，品質管理を統計学的に行うのに便利で実用的であることを附言しておきたい[10]。

以上の理由から $N(m_3,\ \sigma_3{}^2)$ を用い，$m_3=0.8131$ の真数から，

$$V=U/\bar{x}=0.0650=6.50\%$$

と定めることにする。この $V=6.50\%$ は母数として規定したのであるから，$N=3$ の資料による $U/\bar{x}$ の値ではあるが，結果が $N\neq 3$ とでた時も合理性を失わないはずである。

4. 信頼限界法について

V の値が定まると，信頼限界 β 及び危険率 α を与えて，必要な供試体箇数 N が(3)式で求まることは前述の通りである。表—4 は前節で求めた $V=6.50\%$ を用い，α, N を与えて β を計算した結果である。

表—4 供試体箇数 N 及び危険率 α と信頼限界 $\beta(\%)$

Confidence limit $\beta(\%)$ for each sample size N and safety factor α.

N \ α	0.01	0.05	0.10
2	292.54	58.40	29.02
3	37.25	16.15	10.96
4	18.98	10.34	7.65
5	13.38	8.07	6.20
6	10.70	6.82	5.35
7	9.17	6.06	4.81

一般に欧米では仮りに β に各数値を与え，それに対応した箇数を表—4 の如く示しているが β そのものについては何も言及していない。この点が信頼限界法の欠点であつたが，丸安，水野両氏[2] は次の如き注目すべき試案を提唱しておられる。すなわち"あるバッチから作つた供試体の強度の変動と，同じ条件のもとで作りスランプも大体同じで，同じ性質のコンクリートから作つた供試体の平均強度の日による変動とが，大体バランスするように供試体の箇数を決める"とし,具体的には資料をスランプ別にし，各資料中の各バッチの強度平均 $\bar{x}$ を標本とした $\bar{x}$ の変異率 $\sigma''/\bar{\bar{x}}$ が最小であるようなスランプの資料が上記条件に適合すると考えて[11]，この最小変異率に等しく β をとつておられる。この方法の特徴は，β が小さくなると N は大になり現場で可能な変異率 $\sigma''/\bar{\bar{x}}$ を最小にとれば箇数は最大で，それ以上は不必要になるという点であろう。ところが変異率の意味がはつきりせず，果して $\beta=\sigma''/\bar{\bar{x}}$ とおけるかが問題であつて，次節にて若干の考察を行うつもりである。

5. 棄却限界法について

今一定の管理水準の下で作られた n バッチの標本 O_n; $\bar{x}_1\cdot\bar{x}_2\cdot\cdots\cdots\cdot\bar{x}_n$, に基づいてある限界を定め，その後作られた l バッチの標本 O_l が先の O_n と同一水準だと認められるか否かを，前の限界に照らして推定する場合を考えよう。この際各バッチ内の標本 O_N; $x_1\cdot x_2\cdot\cdots\cdot x_N$, が正規分布をするから O_n, O_l も正規分布に従うべく[12]，更に O_n, O_l がともに同一母集団 $N(m,\sigma'^2)$[13] の確率標本ならば，

$$t_0=\{(\bar{\bar{x}}_n-\bar{\bar{x}}_l)/U_n'\}\sqrt{nl/(n+l)}\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)\mathrm{a}$$

は自由度 $\phi=(n-1)$ の t 分布をするはずである[14]。この関係から $P_r\{t_0\leqq t(\alpha)\}=\alpha$ なる如く t_0 を定めると，

$$\varepsilon\equiv|\bar{\bar{x}}_n-\bar{\bar{x}}_l|=t_0U_n'\sqrt{(n+l)/(nl)}\ \cdots\cdots\cdots\cdots(4)\mathrm{b}$$

となり，$\bar{\bar{x}}_n\pm\varepsilon$ の両限外にあるならば，それぞれ別な母集団から抽出されたものと考えても，α 以下の危険率しかない。この限外に出たものを棄てるという意味で，$\bar{\bar{x}}_n\pm\varepsilon$ を棄却限界というが，特に $l=1$ ならば，

$$\bar{\bar{x}}\pm t_0U_n'\sqrt{(n+1)/n}\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(4)\mathrm{c}$$

となる。更に $\bar{\bar{x}}_n=m$, $U_n'=\sigma'$ のときは $n=\infty$ となり，$\phi=\infty$ であつて，棄却限界は

$$m(1\pm t_0V'),\ ただし\ V'=\sigma'/m\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(5)$$

また(1)式では母平均 m の信頼限界を示したが，逆に m を与えると，

$$m\ (1\pm t_0\ V/\sqrt{N})\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(6)$$

となり，$\bar{x}$ に対する棄却限界を意味する。なお，統計理論によると $\sigma'=\sigma/\sqrt{N}$ であるから[15]，(5)式は(6)式に等しい。それで有限標本箇数から母数を推定する現在の方向では，バッチ毎の平均 $\bar{x}$ を標本としたときの平均 $\bar{\bar{x}}$ は m の推定子となり得ても，標本標準偏差 σ'' は母集団標準偏差の推定子とはなり得ないから，β に対しては変異率 $\sigma''/\bar{\bar{x}}$ を用いるよりも[2]，$U'/\bar{\bar{x}}$ を用うべきである。なお，β は(5)式の $V'=U'/\bar{\bar{x}}$ に対応しているのではなく，$t\cdot U'/\bar{\bar{x}}$ に対応しているから，棄却限界法の見地からは $\beta\fallingdotseq t_0\cdot U'/\bar{\bar{x}}$ にとるべきである。丸安，水野両氏[2]は(1)式の β については $\alpha=0.10$ にとつているのに，同性質の(5)式では $t_0=1$ にしているから，簡単に大標本の立場で推算すれば $\alpha\fallingdotseq 1-0.68=0.32$ としていることになり問題である。

なお，棄却限界法が実用的であることは，品質管理における任意標本の母集団に対する同異判定の基準と

10) 前掲 3) p 8.23.

11) 各バッチの強度平均を標本とする場合の平均値を $\bar{\bar{x}}$, 標本標準偏差を σ'' とする。

12) 前掲 3), p. 3.25,

13) 各バッチ強度の平均を標本とする場合，記号′を用いる。

14) 前掲 6), p. 541.

15) 前掲 3), p. 3.25.

して，棄却限界を管理限界にしていることからも，容易に諒解されるはずである[3),6),7),9),16)]。一般にコンクリート施工でどの程度のものを打設するかということ，すなわち m が与えられ $V=U/\bar{x}$ が母数として規定されると，母数が既知となつて，計量的統計量に対する上下管理限界は(6)式で示される[16)]。その計算結果である表―5は，$V=6.50\%$ の際に管理限界の上下限の巾の1/2すなわち γ が m の何割になるかを α, N の各値に対して示している。この場合 V の管理については，その分布が対数変換により $N(m_V, \sigma_V^2)=N(0.8131, 0.1462)$ としているから，各バッチより V を求めて $\log_{10}V$ をとり，(6)式と同型式で行えばよい。その計算結果である表―6にて γ_0', γ_U' は上記の γ とは異なり，管理限界そのものの上下限を真数で表わしている。

表―5 供試体箇数 N 及び危険率 α と管理限界 γ (%).
Control limits $\beta(\%)$ for each sample size N and safety factor α.

N \ α	0.01	0.05	0.10
2	11.84	9.01	7.56
3	9.67	7.34	6.17
4	8.37	6.37	5.35
5	7.49	5.70	4.78
6	6.84	5.20	4.37
7	6.38	4.85	4.07

表―6 V の管理限界 γ_0', γ_U' (%).
V-control limits γ_0', γ_U' (%) for each N and α

N \ α	0.01	0.05	0.10
2	24.12, 1.75	17.63, 2.39	15.02, 2.81
3	18.95, 2.22	14.68, 2.88	12.88, 3.28
4	16.43, 2.57	13.16, 3.20	11.76, 3.59
5	15.01, 2.81	12.29, 3.44	11.09, 3.81
6	13.86, 3.05	11.57, 3.65	10.54, 4.01
7	13.10, 3.22	11.08, 3.81	10.01, 4.16

左側及び右側の数字はそれぞれ γ_0', γ_U' を示す。

6. 施工の安全性と供試体の箇数

一応強度のみに限定して考えるが，上記の各階程に応じある程度の管理が充分となつた際にも，特定バッチの平均値 $\bar{x}$ が管理最下限まで存在する。ところが現在現場の Sampling は1日1回くらいが最大であるから，多量に打設する際は1箇の $\bar{x}$ の意味は極めて大きい。一般に構造物は各部が許容応力以下になるように設計されるが，許容応力は適当な安全率で破壊強度を除したものである。今 S を設計強度と考えると，配合設計強度 A は打設コンクリートの日による変動と1バッチ内の変動とを考えて，S より高くとらねばならない。土木学会標準示方書には詳細な規定を設け，構造物の耐強度は平均強度よりも混合されたコンクリートの強度分布の最下限をとることになつている[17)]。

同一ミキサー内のコンクリートの全量で，その量に相当するだけ，規格通りの供試体を何箇か作つたとき，強度分布を正規分布とすると，危険率 α を適当に与えることによつて，(4) c式から最下限が定まる。特に $U/\bar{x}$ を母数として規定すると，簡単に(5)式を用いればよい。表―7の γ'' は後者によつて $V=6.50\%$ とした際の1バッチ内の変動についての棄却限界を $\bar{x}$ に対する割合で求めたものであるが，この場合は下限以下が問題であるから，表中の $\alpha=0.20$ は実質上 $\alpha=0.10$ というように考えねばならない。従つて示方書の主旨に基づき[17)]，設計強度 S に対して配合設計強度 A を割増して，施工の安全を確保するには，現場の管理限界に応じて表―5と表―7とを同時に考慮する必要がある。すなわち γ'' が管理下限に対する割合であるから，これを管理母平均 m について換算し，その結果と表―5の γ とを考え，A に対する S の割下げを，示方書の如く S に対する A の安全割増しになおしたのが表―8の R であつて，変換式は

$$1+R=1/(1-\gamma)\times(1-\gamma'')$$

である。なお表―7の α は実質上のものが表―5の α に対応することは前述の通りである。

表―7 γ'' と α との関係
Relation between γ'' and α.

α	γ''(%)
0.02	15.13
0.05	12.74
0.10	10.69
0.20	8.33

表―8 R(%)と N 及び α との関係
Relation between R(%) and N, α.

N \ α	0.01	0.05	0.10
2	33.64	23.06	18.01
3	30.43	20.85	16.27
4	28.56	19.59	15.25
5	27.35	18.73	14.56
6	26.47	18.73	14.08
7	25.40	17.67	13.71

7. 供試体箇数の決定

上述の論旨により，供試体箇数は次のように定められる。

(1) 配合設計者自身の過去の経験と同程度の管理，従つて均質性で打設したい際は，適当に α を指定して γ に対応する箇数をとればよい。丸安，水野両氏の資料及び表―4[2)] からは，$\sigma''/\bar{x}=6.8\%$，$N=14$,

16) 和気幸太郎；品質管理論，p. 87.

17) 土木学会；コンクリート標準示方書解説；昭24. p. 11, 81.

∴ $U'/\bar{x}=7.0\%$ となり，更に $V=3.07\%$ である。従つて $\alpha=0.10$ とすれば(3)式より，

$$\beta=t_0\cdot U'/\bar{x}=1.645\times 7.0=11.52\%,\ \therefore N=0.1923$$

となる。それで $N=1$ となるが，最少箇数を考えると3箇で充分であつて，両氏の如く4箇もとる必要はない。著者の計算とは $U/\bar{x}$ の分散が同一ではないが，本文の表—5 によると $\alpha=0.10$ で $\gamma=7.56\%(N=2)$ となり，上記の11.52% より小さいので同様に $N=3$ で充分である。$\alpha=0.01$ としたとき β が2箇と3箇の間に入り，管理上はじめて3箇をとる意義が見出せるわけである。

(2) ある管理程度が要求されるとき，またはある程度以上の変動の原因を追求したいときは，それぞれの程度に応じて表—5 の γ に対して箇数を定めればよい。

(3) 施工の安全性を確保するには，配合設計者がある程度の管理に自信を持つていることを要し，それに応じて表—5 から箇数が定まり，更に1バッチ内の変動を考えた表—8 の R を用いて，設計強度に対する配合設計強度の割増しをすればよい。示方書では4箇で15%増となつているが[17]，表—8 では $\alpha\fallingdotseq 0.10$ に相当し，同じ危険率で $\gamma=5.35\%$ が表—5 で指定されている。こうした α, γ について示方書は言及することが必要と思われる。

最後に上記の箇数決定について注意事項を述べる。

(1) 本論の結果は $U/\bar{x}$ の分布が同一母集団からの抽出とみなせる場合のみ使用してよく，管理は表—6 によればよいが，そうでない場合は本論の方式で再計算を要する。

(2) 再計算を現場でやるには，対数変換をせず簡単に $U/\bar{x}$ の平均値を近似的にとるか，更に厳密には U の分布のみを調べ，平均値に対する%として求めずに絶対値で出した方がよい。

(3) 本論は分布を調べ $U/\bar{x}$ を母数として規定したが，母数としての標本を多数集めにくい現場では，母数未知の管理方式[18]によればよい。現場の $U/\bar{x}$ が本論の例より小さいと，(3)式から明らかな如く箇数を多くとつたことになり，箇数そのものは必要以上に充分である。反対に大きいと箇数が少なくなるが，著者の資料は各現場から全く抜打ち的に得たもので，丸安水野両氏の V より大きい値であるから，箇数そのものは使用可能と思われる。

8. 結論

本論で明らかにした点を要約すると次のようである。

(1) V の分布は対数正規分布と考えた方がよい。

(2) 信頼限界は $\beta\fallingdotseq t_0\cdot U/\bar{x}$ とおくべきである。

(3) 土木学会示方書の施工の安全を見込んでの15%増しは，管理限界を指定しておくべきである。

(4) 供試体の最少箇数は管理の意味で $N\geqq 3$ を要する。

(5) 危険率 α は構造物の型式に応じて適当に定むべきであるが，これは今後改めて研究するつもりである。

本研究は文部省科学研究費による"土木工学上の統計的諸問題"の研究成果の一部であり，特別の御指導を賜つた近藤，石原の両京大教授に深謝の意を表する

(昭. 27.3.15)

18) 前掲 16)，p. 81.

論文集第13号正誤について

論文集第13号 谷本勉之助氏 "Interpolation Method for the Analysis of the Function of Multi-variables and its Applications" の内次のように誤りがありましたので訂正致します。

ERRATA

Article	Page	Line	For	Read	Remarks
2	36	35	$2rkxk$	$2r_kx_k$	Suffix in Δ
2	36	37	$\varphi(u_1, r_1-r_2)$	$\psi(u_1, r_1-r_2)$	
2	37	1	$\varphi(u_2, r_2-r_3)$	$\psi(u_2, r_2-r_3)$	
2	37	13	$(\theta^2-\overline{\alpha-1}^{2)}$	$(\theta^2-\overline{\alpha-1}^2)$	
7	4	41	n the case	in the case	Last line
References	40	1)	Mathematica	Mathematical	
References	41	9)	Chapa.	Chap.	