

同一林分におけるスギ材の圧縮強度およびヤング率 の林木個体間変動

著者	大草 克己
雑誌名	鹿児島大学農学部演習林報告
巻	8
ページ	1-17
URL	http://hdl.handle.net/10232/930

同一林分におけるスギ材の圧縮強度およびヤング率の林木個体間変動

大 草 克 己
(森林土木学研究室)

On the Variabilities in Compressive Strength and Young's Modulus of Wood, among the Individual Sugi-Trees Grown within One and the Same Forest-Stand

Katsumi OKUSA
(Laboratory of Forest-Civil-Engineering)

緒 言

木材が構造材料として適切、有効に利用されるためには、一定水準の信頼度のもとで、その強度および弾性率がある一定値以上であることが保証されていなければならない。しかし木材は林木の成長の過程においてつくられるものであるから、個々の林木の遺伝的要因および生育に關与する各種の環境要因の影響を受けて、大きくかつ複雑にその性状が変動し、そのことが構造材料としての木材の一つの欠点と考えられている。造林的あるいは育種的手法等によってこのようなバラツキを少なくし、できるだけ均質な材料を生産する有効な技術を開発することは林学の大きな研究課題の一つであるが、現実の林分で生産されている木材材質の変動を適確かつ定量的に把握し、木構造の設計その他に確実に合理的な根拠を提供することは木材学の重要な任務である。

材質変動の問題に関してはこれまでも多くの研究がなされ、特に林木個体内の変動に関しては、成熟—未成熟材^{1,2,3,4)}、あるいは枝下—樹冠材^{5,6)}等、生物学的変動パターン⁷⁾の解明が進められているが、ここでは比較的小面積の、したがって巨視的な意味ではほぼ同一の環境のもとで生育したとみなされる同一品種のスギ林分において、強度および弾性率が林木個体間で何の程度に変動するかを知るために試験を行なったのでそれについて報告する。

試験の材料と方法

試験に供した林分は鹿児島大学農学部高隈演習林（鹿児島県垂水市海潟）16林班にある 0.80 ha のヤクスギ実生林（1917年植栽）のうち、38 m×26 m のほぼ長方形、面積 0.10 ha、南向、傾斜約 20° の区域を全木伐採し、そのうち任意に抽出した 136本の個体から地上 1.2 m の位置で厚さ 10 cm の円盤を採取した。この試験地は林・酒井⁸⁾が「スギの生長と個体間競争」の関係を解析するために 1967 年に伐採したものであり、その時の樹齢は 50 年であった。円盤の髓心で 45° の角をもって交わる 8 本の半径をひき、各半径の端で断面 20 mm×20 mm、高さ 80 mm の 2 方桁圧縮試片を各 8 コ作製した。基礎的資料として、無欠点材の強度特性のバラツキをみることを目的としたので節、繊維走行のみだれ、その他肉眼的な欠点を全く含まない試片に限定した。したがって円盤によっては試片数が 7 コまたは 6 コとなり試片総数は 1037 コであった。試片は作製後 20°C、65% rh の恒温・恒湿室に長期間保存され、その後平均年輪幅 B (mm)、気乾比重 r_0 を測定し、強度試験機（島津オートグラフ DSS-5000）を用いて圧縮試験を行ない、ヤング率 E (ton/cm²) および圧縮強度 σ_c (kg/cm²) を求めた。なお試片の含水率はすべて 12.0~13.0% の範囲であった。

前述のように円盤の各半径の端すなわち円盤外側に沿って 20 mm×20 mm 断面の試片をとり、そ

の平均年輪巾が 0.86~2.15 mm, したがって試片に含まれる年輪数は 9~23 であったから, すべての試片は髄から 20 年輪以上の部位にあり成熟材部^{2,3)}からのものとみなされる。

ヤング率の測定は, 試片数が大量のため, 試片全長の変形と荷重の関係を X-Y レコーダーに描かせ, その直線部分の傾斜からみかけのヤング率 E' を定めた。しかしこの方法では試片端面附近の不規則, 過大な変形が入りこむために E' は正しいヤング率 E よりも過小な値を示す⁹⁾。したがって同じ条件で作製した試片 20 コについてワイヤ ステンゲージを両側面にはり, 試片中央部でのひずみから E を求め, $E/E' = 1.334$ を得たのでこの係数を E' に乗じて補正しそれを各試片の E とした。

試験の結果

1. ヤング率 (E), 圧縮強度 (σ_c) の分布と分散分析

総数 $N=1037$ の試片についてヤング率 (E) と圧縮強度 (σ_c) のヒストグラムを Fig. 1-1, Fig. 1-2 に示す。試片全体での平均値, 標準偏差および変動係数はヤング率 (ton/cm²) で 86.17, 17.71, 20.6 (%), 圧縮強度 (kg/cm²) で 384.6, 54.97, 14.3 (%) であった。これらの平均と標準偏差を母数とする正規分布曲線を描いたものがそれぞれ図の実線で示した曲線である。両端の級をまとめて階級数を 15, したがって自由度 $d.f.=12$ とし, 上記の正規分布に対する適合度検定の χ_0^2 を計算すると E では $\chi_0^2=19.88$, σ_c では $\chi_0^2=19.11$ となり, 想定した正規母集団からこのような標本を得ることの確率はいずれも 5~10% の範囲にある。

次に試片がとられた林木の個体をそれぞれ 1 つの群として一元の分散分析を行うと E, σ_c について表 1-1, 1-2 のようになる。

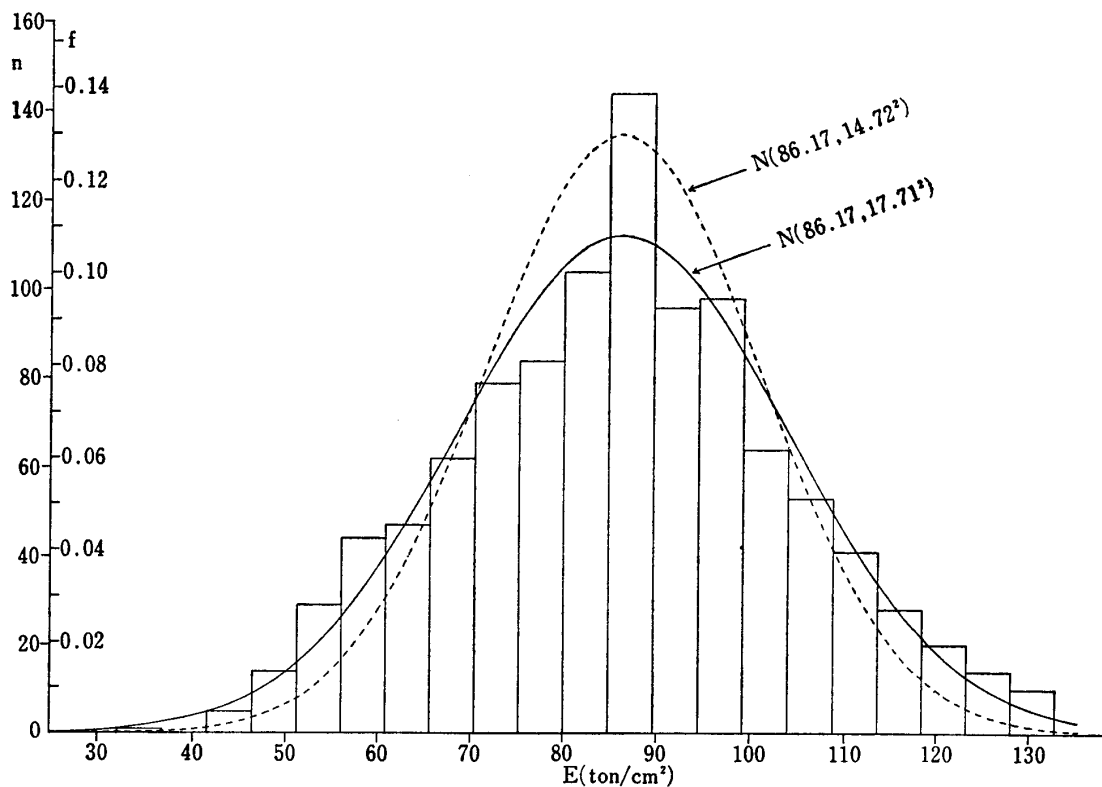


Fig. 1-1. Hystogram of Young's modulus (E).

n : frequency, f : probability density.

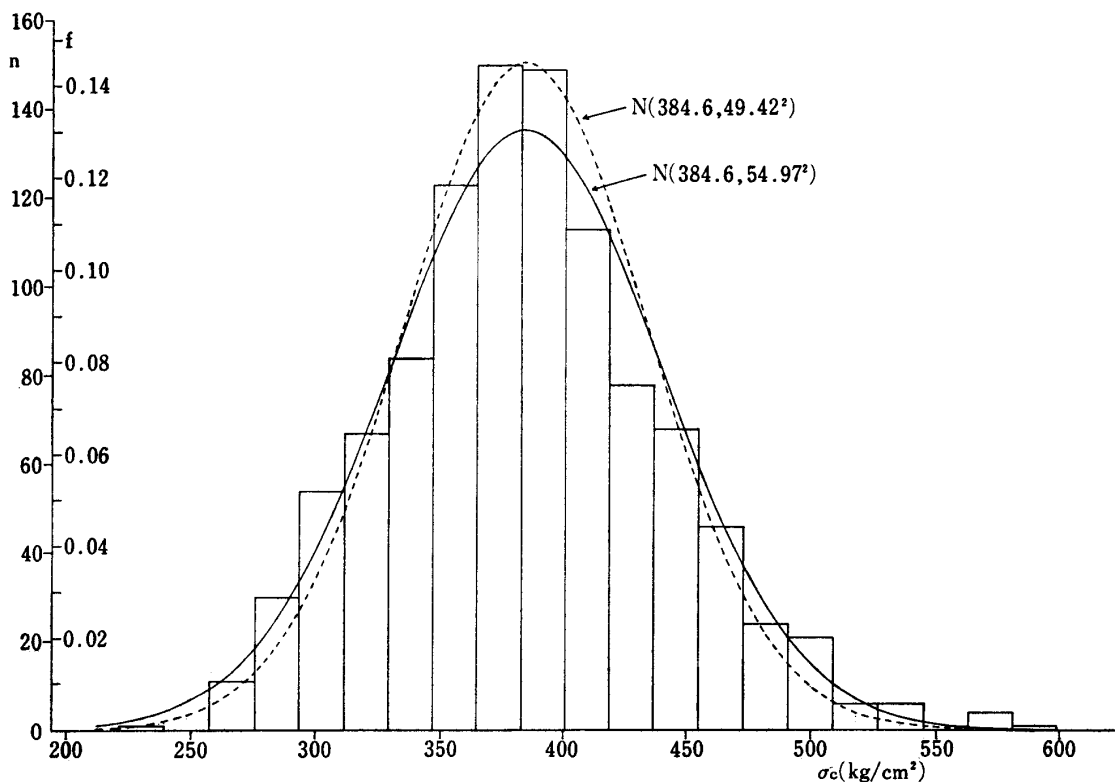


Fig. 1-2. Histogram of compressive strength (σ_c).
 n : frequency, f : probability density.

気乾比重 r_a および平均年輪巾 B についても同様な処理を行ない，その結果を表 1-3，表 1-4 に示す。なお供試円盤の直径 D (cm) は 11.8~38.3 の範囲にあり，平均 23.53，標準偏差 5.161 であったが，これは供試林木の胸高直径に相当するものである。

Table 1. Analysis of variance.

Table 1-1. Young's modulus E (ton/cm²).

	SS	d.f.	s^2	$\hat{\sigma}_A^2$ \bar{x} CV (%)
Between-trees	236 330	135	1750.6	
Within-tree	88 427	901	98.14	216.73
Total	324 757	1036	313.47	86.17 17.1

Table 1-2. Compressive strength σ_c (kg/cm²).

	SS	d.f.	s^2	$\hat{\sigma}_A^2$ \bar{x} CV (%)
Between-trees	2 594 200	135	19216.3	
Within-tree	536 210	901	595.1	2442.3
Total	3 130 410	1036	3021.6	384.6 12.8

Table 1-3. Specific gravity in air-dried condition r_a .

	SS	d.f.	s^2	$\hat{\sigma}_A^2$ \bar{x} CV (%)
Between-trees	61.482	135	0.45542	2.0033×10^{-3} 0.4301
Within-tree	38.065	901	0.04225	
Total	99.547	1036	0.096088	10.4

Table 1-4. Average breadth of annual rings B (mm).

	SS	d.f.	s^2	$\hat{\sigma}_A^2$ \bar{x} CV (%)
Between-trees	2.1265	135	0.015752	5.4189×10^{-2} 1.364
Within-tree	0.4304	901	0.000478	
Total	2.5569	1036	0.002468	17.1

一元の分散分析¹⁰⁾において母集団の数学モデルを

$$x_{ij} = \mu + A_i + \varepsilon_{ij}; \quad (i=1, 2, \dots, m; \quad j=1, 2, \dots, n_i)$$

$$A_i \in N(0, \sigma_A), \quad \varepsilon_{ij} \in N(0, \sigma)$$

と考える。すなわち A_i は第 i 番目の林木から得られた試片の平均値の全平均 μ からの偏差で、それは平均 0, 分散 σ_A^2 の正規分布をなす。また ε_{ij} は個々の試片に含まれる誤差項で、それは平均 0, 分散 σ^2 の正規分布をなすと仮定する。ここでの標本については $m=136$, $n_i=8\sim 6$ である。このとき分散分析の表-1において個体内の s^2 (これを s_w^2 とかく) は σ^2 の, 個体間の s^2 (これを s_A^2 とかく) は

$$\sigma^2 + n_0 \sigma_A^2$$

$$\left(\text{ただし } n_0 = \bar{n} - \frac{\sum_{i=1}^m (n_i - \bar{n})^2}{(m-1)N}, \quad N = \sum_{i=1}^m n_i, \quad \bar{n} = N/m \right)$$

の不偏推定値となるから, 個体間分散 σ_A^2 は

$$(s_A^2 - s_w^2) / n_0$$

によって推定される。

この標本での n_0 は 7.6247, ($\bar{n}=7.6250$) となり, ヤング率 (E), 圧縮強度 (σ_c), 気乾比重 (r_a), 平均年輪巾 (B) のそれぞれについて個体間分散の推定値 $\hat{\sigma}_A^2$, 平均 \bar{x} , 変動係数 $CV = \hat{\sigma}_A / \bar{x}$ を表 1-1, -2, -3, -4 の第 5 らんに示す。

Fig. 1-1 の点線は平均 86.17, 標準偏差 14.72, Fig. 1-2 の点線は平均 384.6, 標準偏差 49.42 の正規分布曲線であって, それぞれ各林木個体からとった試片での E および σ_c の平均値の分布を示すものである。

2. 円盤直径 (D), 平均年輪巾 (B), 気乾比重 (r_a), ヤング率 (E), 圧縮強度 (σ_c) 間の単相関と単回帰^{11, 12)}

D , および B , r_a , E , σ_c の各個体平均値についてそれら因子間の相関図を Fig. 2-1, Fig. 2-2, …… Fig. 2-10 に示す。

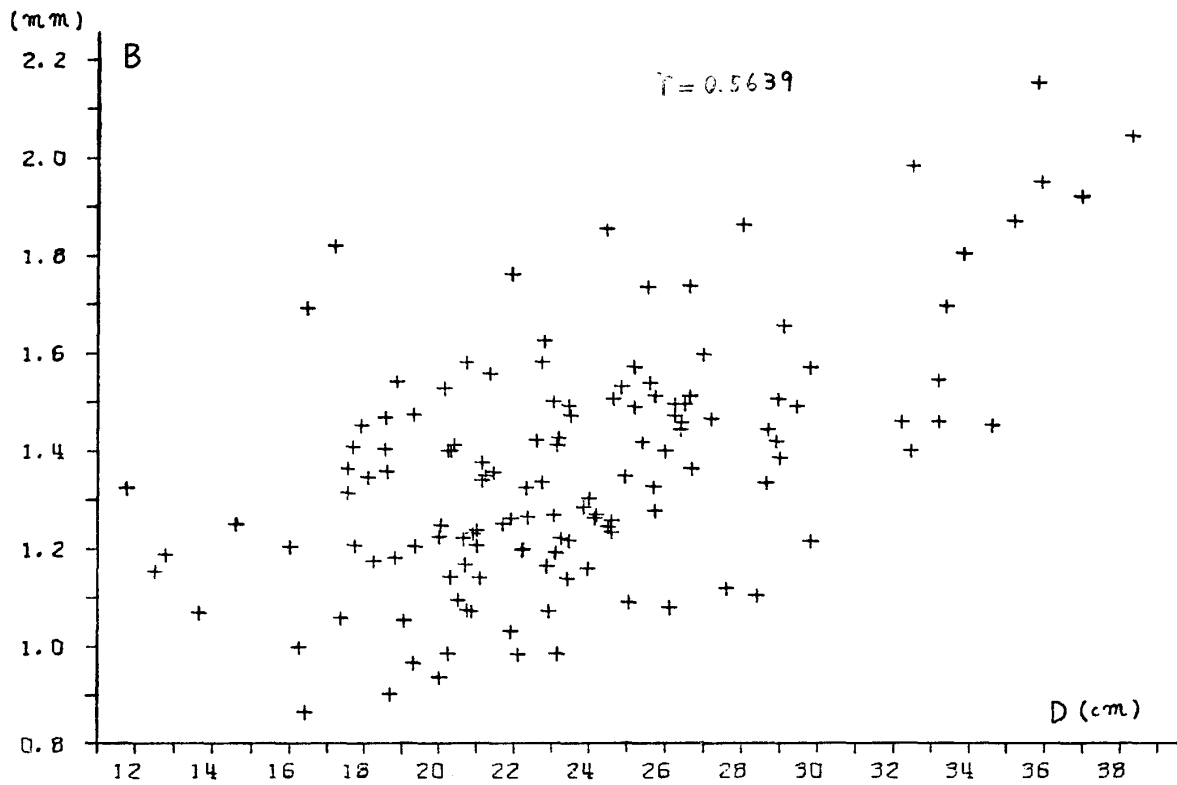


Fig. 2-1. Correlation diagram ($D \times B$).

D : diameter of disk, B : average breadth of annual rings.

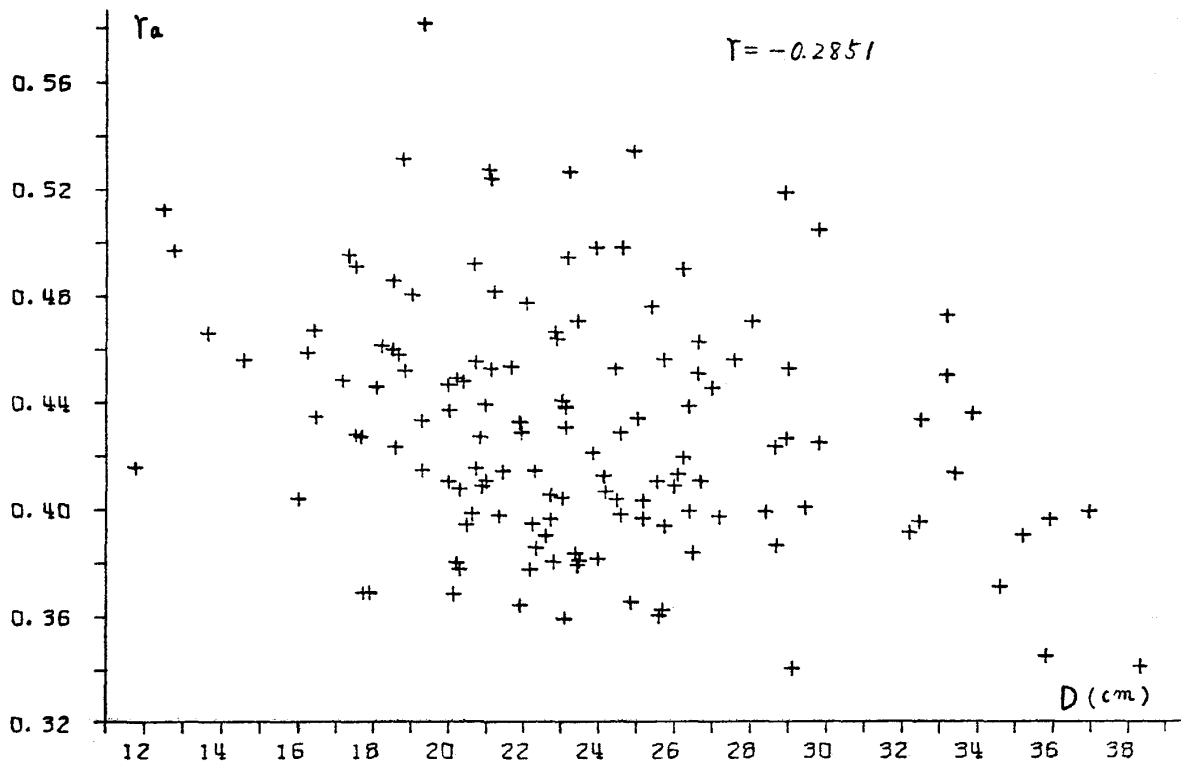
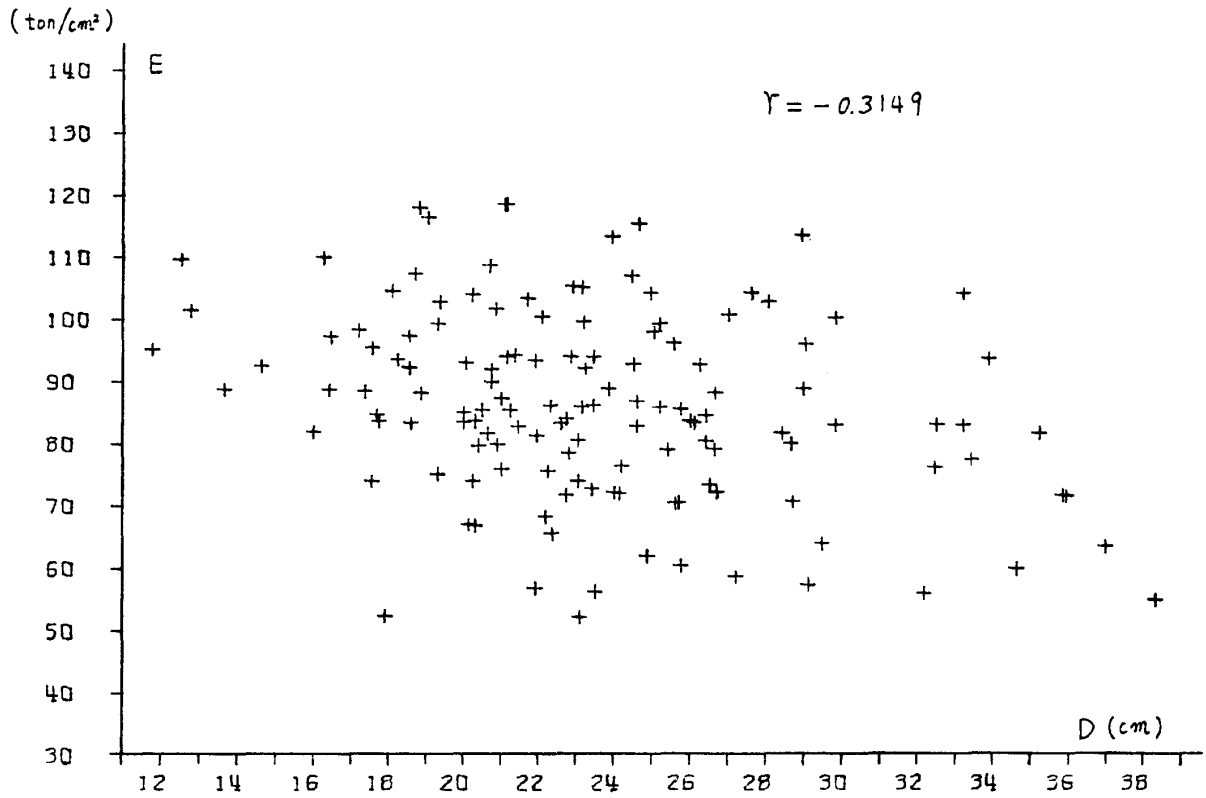
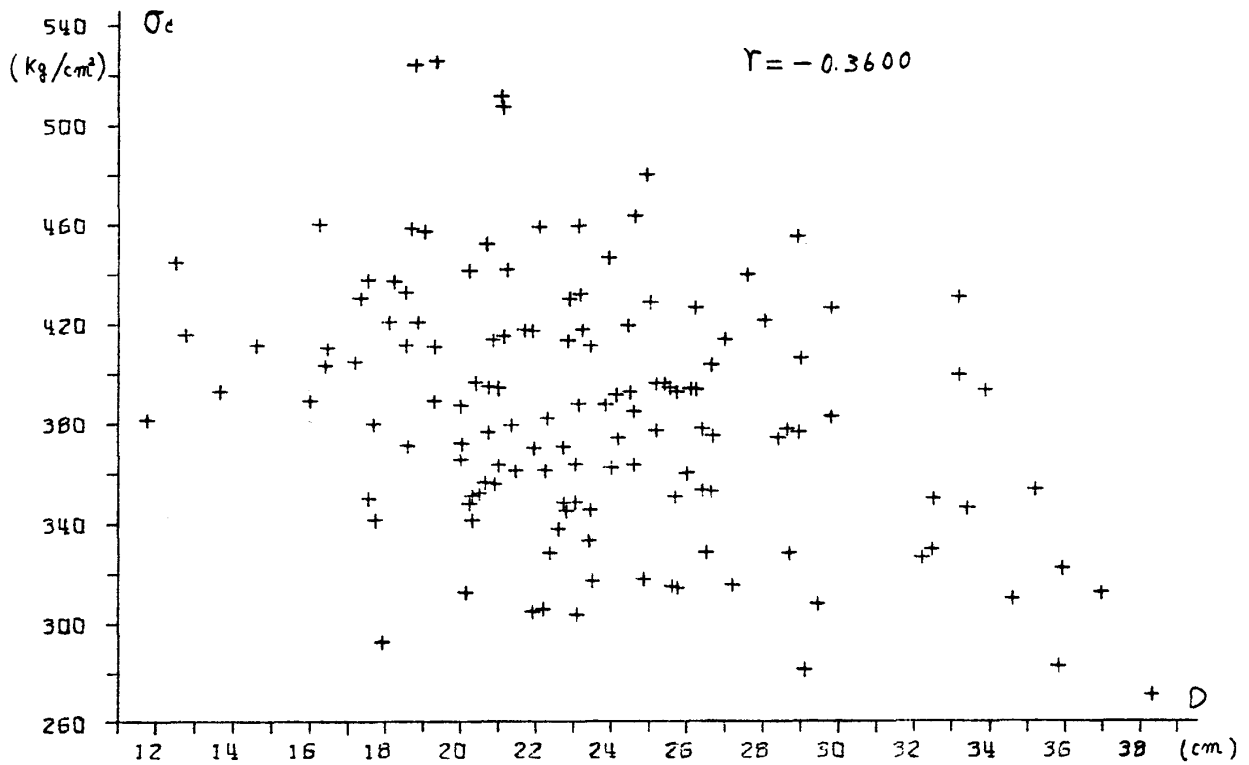


Fig. 2-2. Correlation diagram ($D \times r_a$).

r_a : specific gravity in air-dried condition.

Fig. 2-3. Correlation diagram ($D \times E$). E : Young's modulus.Fig. 2-4. Correlation diagram ($D \times \sigma_c$). σ_c : compressive strength.

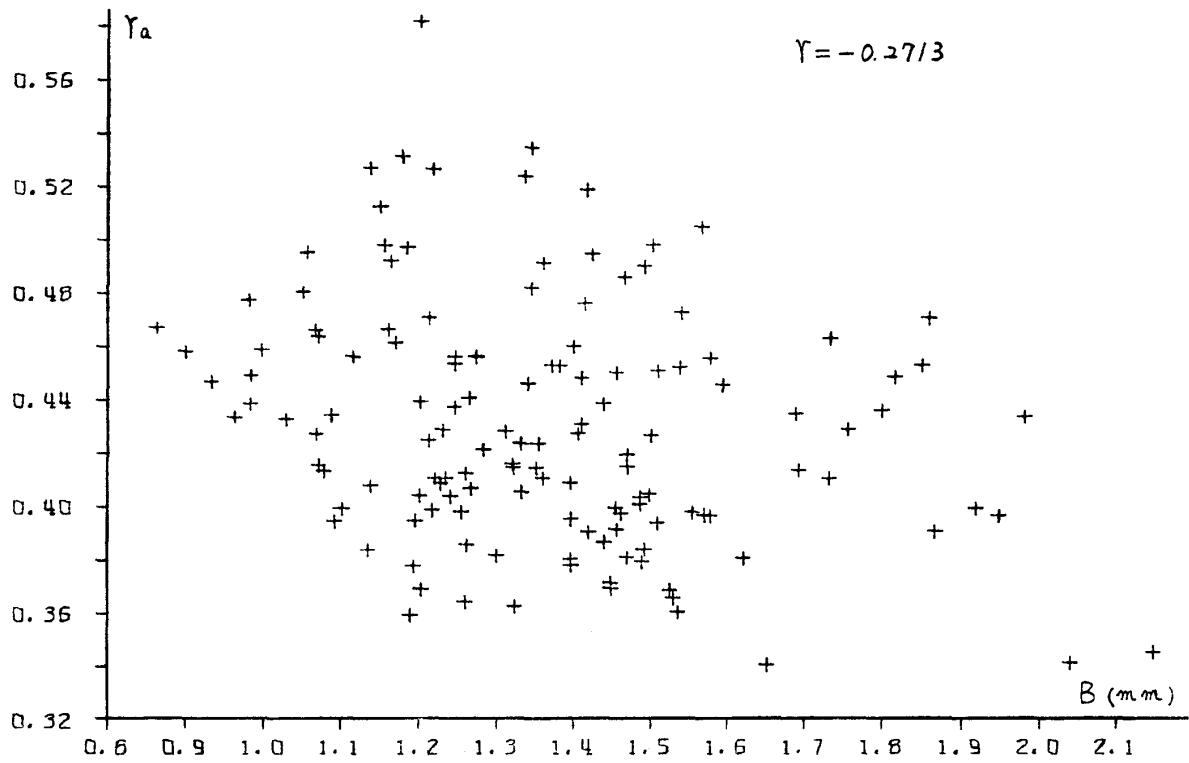


Fig. 2-5. Correlation diagram ($B \times r_a$).

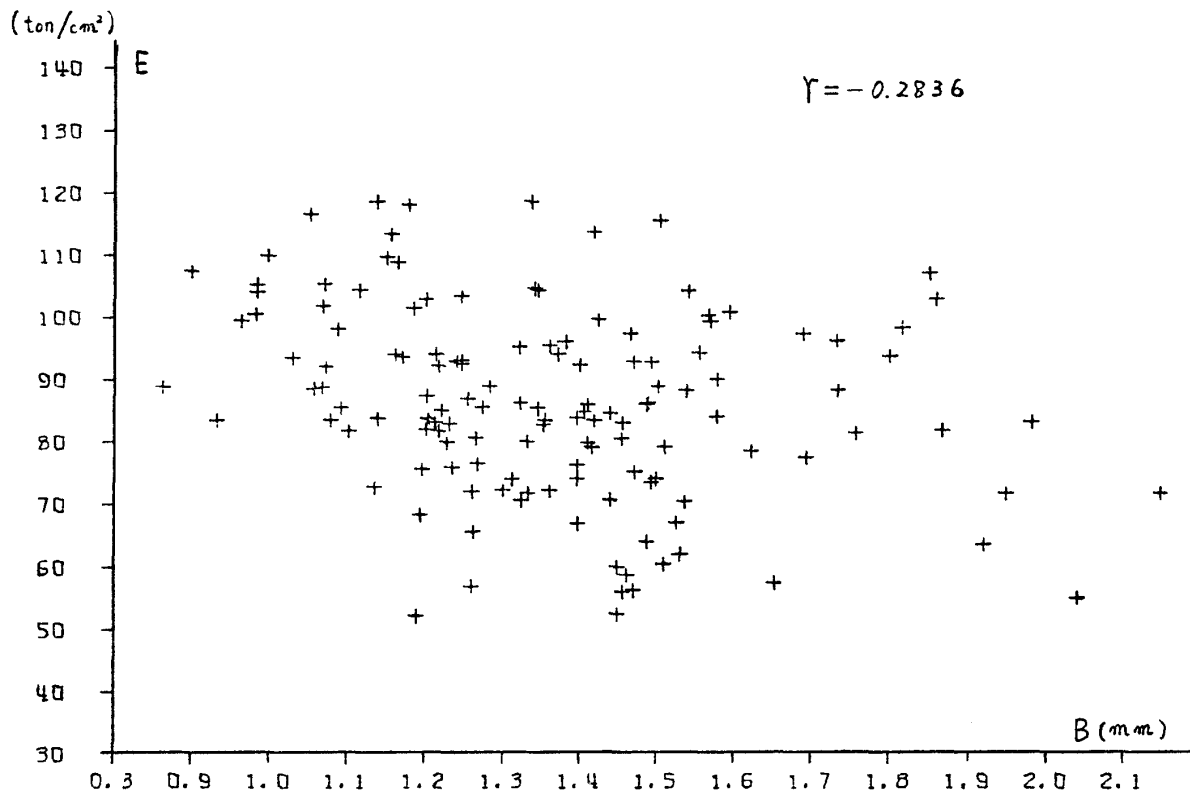
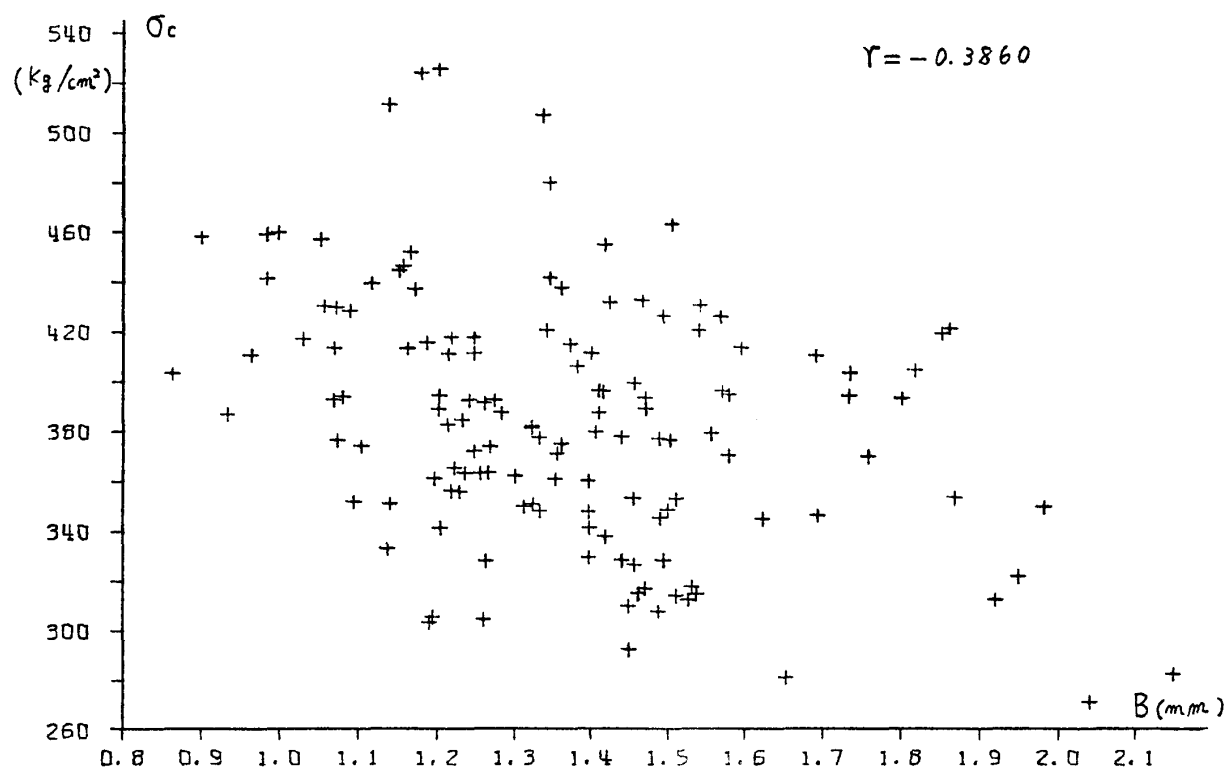
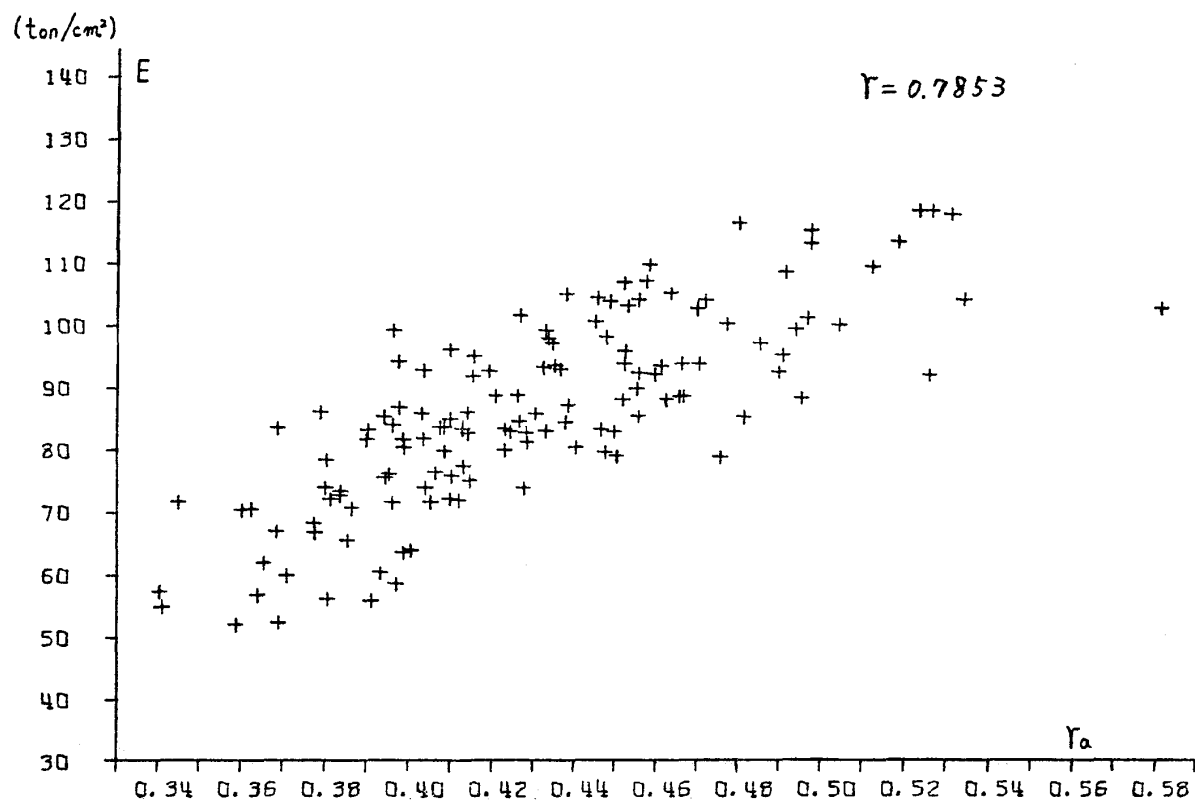


Fig. 2-6. Correlation diagram ($B \times E$).

Fig. 2-7. Correlation diagram ($B \times \sigma_c$).Fig. 2-8. Correlation diagram ($\gamma_a \times E$).

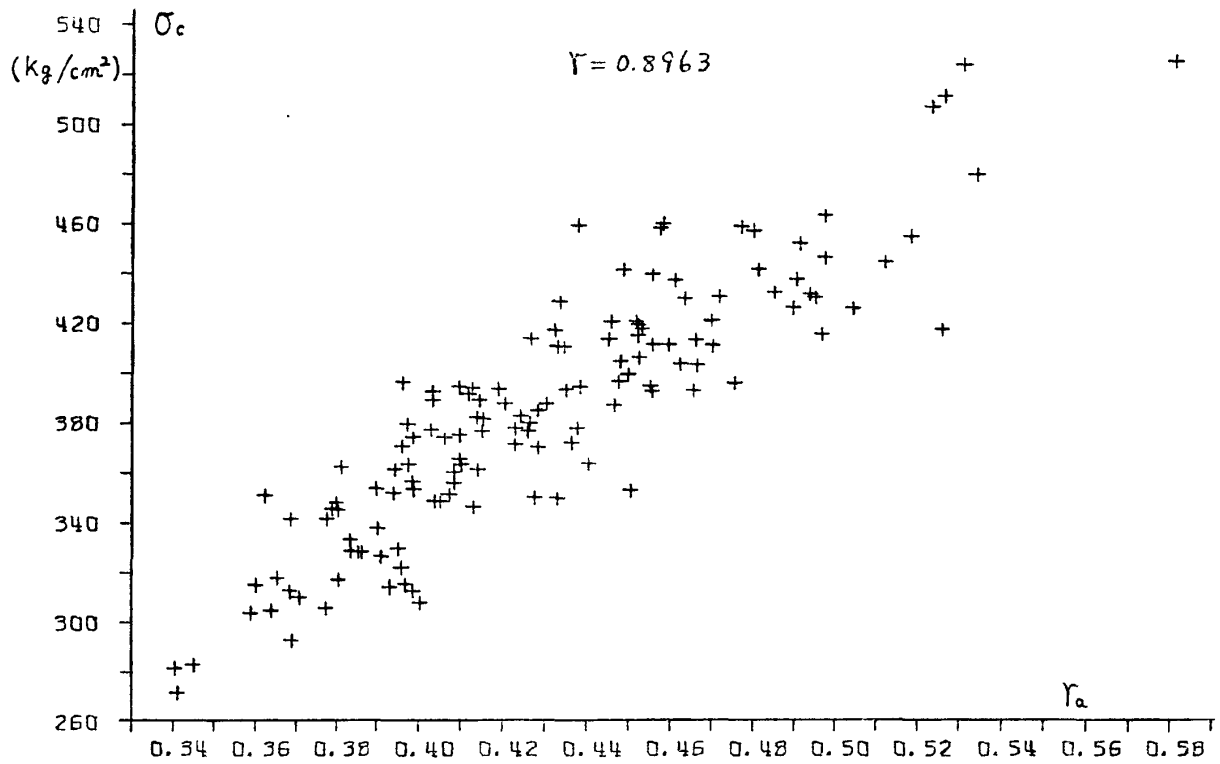


Fig. 2-9. Correlation diagram ($\gamma_a \times \sigma_c$).

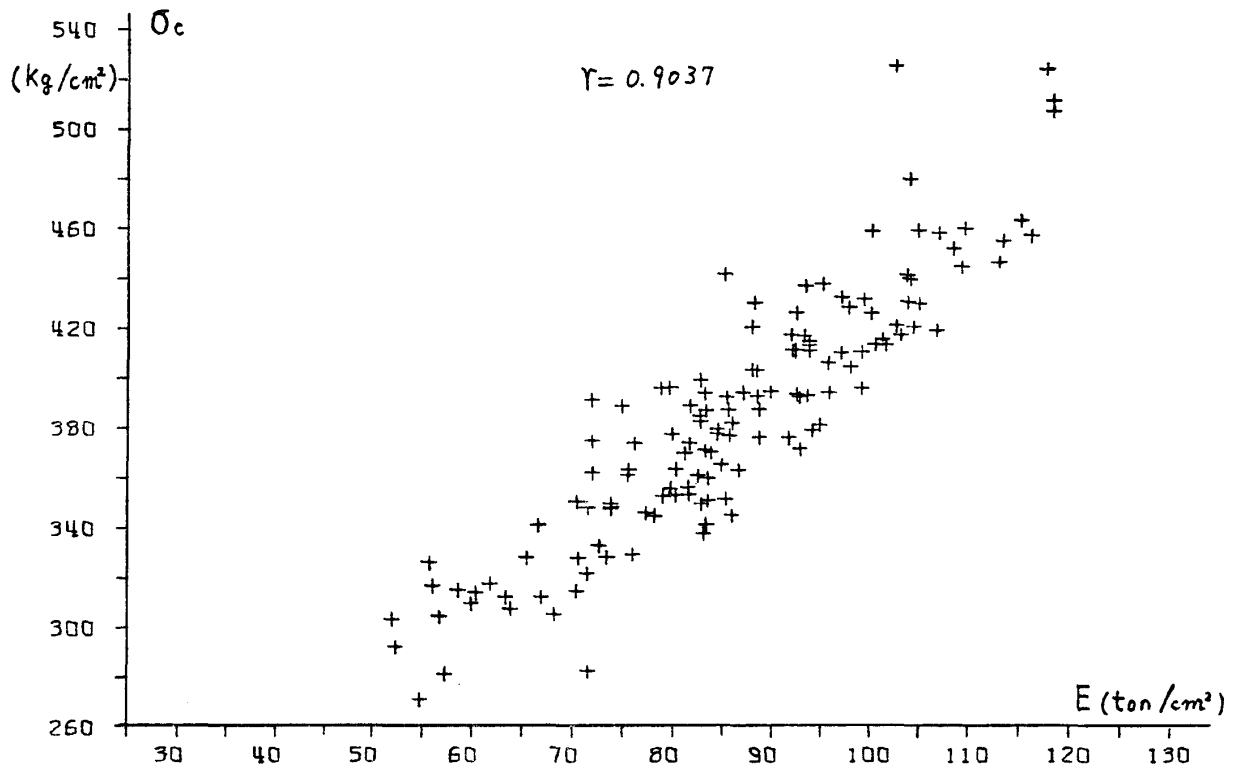


Fig. 2-10. Correlation diagram ($E \times \sigma_c$).

変数 x, y の間の相関係数 r は

$$r = S_{xy} / \sqrt{S_{xx} S_{yy}} \quad ;$$

$$S_{xx} = \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2, \quad S_{yy} = \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2, \quad S_{xy} = \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

として定まる。 m はデータの組数を表わし、この標本では136である。また r の95%の信頼区間を $[r_1, r_2]$ とするとき r_1, r_2 は

$$r_1 = (e^{2\hat{\xi}_1} - 1) / (e^{2\hat{\xi}_1} + 1)$$

$$r_2 = (e^{2\hat{\xi}_2} - 1) / (e^{2\hat{\xi}_2} + 1)$$

$$\left. \begin{matrix} \hat{\xi}_1 \\ \hat{\xi}_2 \end{matrix} \right\} = z \mp 1.960 / \sqrt{m-3}$$

$$z = \frac{1}{2} \log \frac{1+r}{1-r}$$

として計算される。

D, B, r_a, E, σ_c 間の相関係数およびその95%信頼区間を示すと表2のようになる。何れも5%水準で有意な値であるが $|r|$ が0.5より高い相関は $D \times B, r_a \times E, r_a \times \sigma_c, E \times \sigma_c$ の間にみられる。

y の x に対する直線回帰式は

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x, \quad b_1 = S_{xy} / S_{xx}, \quad b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x}$$

であって、この回帰推定の標準誤差 s_e は

$$s_e = \sqrt{1 + 1/m + (x - \bar{x})^2 / S_{xx}} \sqrt{V_e} \quad ; \quad V_e = S_e / (m-2)$$

この式の S_e は回帰推定の残差平方和で

$$S_e = \sum_{i=1}^m (\hat{y}_i - y_i)^2 = S_{yy} - b S_{xy} = S_{yy}(1 - r^2)$$

として計算される。上式から

$$r^2 = (S_{yy} - S_e) / S_{yy}$$

となるから、 r^2 は y の総変動のうち、どれだけ x への回帰によって減少させられるかを示す尺度であり寄与率とも呼ばれる。

y として E (or σ_c) をとり x に D, B, r_a (or E) をとったときの回帰係数 $b_0, b_1, x = \bar{x}$ における回

Table 2. Correlation coefficient (r) and 95% confidential limits (r_1, r_2).

	B			r_a		
	r	r_1	r_2	r	r_1	r_2
D	0.5639	(0.4371,	0.6688)	-0.2851	(-0.1226,	-0.4326)
B				-0.2713	(-0.1079,	-0.4205)
r_a						
E						
	E			σ_c		
	r	r_1	r_2	r	r_1	r_2
D	-0.3149	(-0.1548,	-0.4589)	-0.3600	(-0.2040,	-0.4982)
B	-0.2836	(-0.1210,	-0.4313)	-0.3860	(-0.2328,	-0.5205)
r_a	0.7853	(0.7110,	0.8423)	0.8963	(0.8573,	0.9251)
E				0.9037	(0.8673,	0.9305)

Table 3. Regression coefficients (b_0, b_1), standard deviation (s_e) and coefficient of variation (CV).

	E				σ_c			
	b_0	b_1	s_e	CV	b_0	b_1	s_e	CV
D	108.01	-0.92833	14.54	16.9%	466.98	-3.5012	47.17	12.3%
B	110.25	-17.651	14.69	17.0	492.72	-79.267	46.64	12.1
r_a	-27.176	263.53	9.48	11.0	-42.213	992.36	22.42	5.8
E					127.68	2.9816	21.65	5.6

帰推定の標準誤差および変動係数を計算すると表-3のようになる。

3. 重回帰および重相関^{11,12)}

目的関数 y に対して説明変数が $x_1, x_2, \dots, x_k, \dots, x_h, \dots, x_p$ である場合, y のこれら変数に対する重回帰式は

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x_1 + \dots + b_k x_k + \dots + b_h x_h + \dots + b_p x_p$$

であって, b_k は y の x_k に対する偏回帰係数と呼ばれる。 x_k と x_h の偏差積和を S_{kh} , x_k と y との偏差積和を S_{ky} の記号で表わすと

$$S_{kh} = \sum_{i=1}^m (x_{ki} - \bar{x}_k)(x_{hi} - \bar{x}_h)$$

$$S_{ky} = \sum_{i=1}^m (x_{ki} - \bar{x}_k)(y_i - \bar{y})$$

である。 S_{kh} についての $p \times p$ のマトリクスを $[S]$ で表わすと

$$[S] = \begin{pmatrix} S_{11} & S_{12} & \dots & S_{1p} \\ S_{21} & S_{22} & \dots & S_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ S_{p1} & S_{p2} & \dots & S_{pp} \end{pmatrix}$$

であり定義から $S_{kh} = S_{hk}$ である。 $[C]$ を $[S]$ の逆行列, すなわち

$$[C] = [c_{kh}] = [S]^{-1}$$

とすると偏回帰係数 b_k は

$$b_k = \sum_{h=1}^p c_{kh} S_{hy}; \quad (k=1, 2, \dots, p)$$

$$b_0 = \bar{y} + \sum_{k=1}^p b_k \bar{x}_k$$

として計算される。

回帰推定値 \hat{y}_i の残差平方和を S_e , 残差分散を V_e で表わすと

$$S_e = \sum_{i=1}^m (\hat{y}_i - y_i)^2 = S_{yy} - \sum_{k=1}^p b_k S_{ky}$$

$$V_e = S_e / (m - 1 - p)$$

である。重回帰解析は b_k の母数を β_k とするとき, 母集団に対して

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p + \varepsilon; \quad \varepsilon \in N(0, \sigma^2)$$

で表わされるモデルを想定するもので, 残差分散 V_e は上式の σ^2 の推定値である。

y の総変動 (偏差二乗和) S_{yy} と残差変動 S_e との差 S_R は, この重回帰で説明し得る y の変動部分であって, その比を R^2 で表わし寄与率と呼ぶ。すなわち

$$R^2 = S_R/S_{yy}; \quad S_R = S_{yy} - S_e$$

また $R = \sqrt{S_R/S_{yy}}$ は y と \hat{y} (回帰推定値), したがって y と (x_1, x_2, \dots, x_p) との間の相関係数に相当し, その意味で重相関係数とも呼ばれる。

一般に説明変数の数を1つ増やせば必ず寄与率 R^2 は大きくなるものであるから, 説明変数をさらに1つつけ加えることの効果を次で定義される「自由度調整をした寄与率」 \tilde{R}^2 の値で判断する。

$$\tilde{R}^2 = 1 - (m-1)V_e/S_{yy}$$

偏回帰係数 b_k の標準誤差 $s[b_k]$ は

$$s[b_k] = \sqrt{c_{kk}V_e}$$

で推定され (c_{kk} は前述のマトリクス [C] の対応する対角要素である), 次式の t は

$$t = b_k/s[b_k]$$

自由度 $(m-1-p)$ の t 分布に従うから, 母数 $\beta_k=0$ に対する有意性の検定は通常の t 検定によって行なうことが出来る。

いま目的関数 y として E をとり, 説明変数として D, B, r_a のすべての組み合わせをとって回帰係数 b_k , 寄与率 R^2, \tilde{R}^2 を計算すると表4-1のようになる。また y として σ_c をとり, 説明変数に D, B, r_a, E のすべての組み合わせをとった場合の結果が表4-2である。表4-1, -2には説明変数が1コの場合も示してあるが, これは前節の単回帰の場合になる。 b_k の数値の肩につけた*は5%水準, **は1%水準で有意であることを示す。

重回帰によって, 変数 x_1, x_2, \dots がそれぞれ x_{01}, x_{02}, \dots の値をとるとき, 対応する y の推定値はもちろん

$$\hat{y}_0 = b_0 + \sum_{k=1}^p b_k x_{0k}$$

であるが, この推定の標準誤差は

$$s[\hat{y}_0] = \sqrt{\left[1 + 1/m + \sum_{k=1}^p \sum_{h=1}^p c_{kh}(x_{0k} - \bar{x}_k)(x_{0h} - \bar{x}_h)\right]V_e}$$

で与えられる。 c_{kh} は前述のマトリクス [C] の k, h 要素である。 $x_k = \bar{x}_k$ ($k=1, 2, \dots, p$) に対する

$$s[\hat{y}_0] = \sqrt{(1+1/m)V_e}$$

から $CV = s[\hat{y}_0]/\bar{y}$ を各回帰式に対応して示すと表4-1の第7欄および表4-2の第8欄のようになる。

Table 4-1. Partial regression coefficients of E to D, B, r_a and contribution ratio (R^2, \tilde{R}^2).

b_0	b_1 (D)	b_2 (B)	b_3 (r_a)	R^2	\tilde{R}^2	CV
-14.040	-0.24022	- 2.0721	252.71**	0.6265	0.6180	11.0%
115.13	-0.67002*	- 9.6725		0.1157	0.1024	16.8
-16.222	-0.29219		254.05**	0.6257	0.6201	10.9
-17.735		- 4.7363	256.60**	0.6221	0.6164	11.0
108.01	-0.92833**			0.0992	0.0925	16.9
110.25		-17.651**		0.0804	0.0735	17.1
-27.176			263.53**	0.6167	0.6138	11.0

*: significant at 5% level, **: significant at 1% level

Table 4-2. Partial regression coefficients of σ_c to D , B , r_a , E and contribution ratio (R_2 , \tilde{R}_2).

b_0	b_1 (D)	b_2 (B)	b_3 (r_a)	b_4 (E)	R_2	\tilde{R}_2	CV
506.75	-0.03676	-23.443**	522.58**	1.6480**	0.9199	0.9168	3.8%
275.38	-0.43264	-26.857**	939.03**		0.8267	0.8214	5.5
180.27	-0.12522	-27.606**		2.8428**	0.8351	0.8301	5.4
263.54	-0.6182*		532.10**	1.6704**	0.9112	0.9085	3.9
501.41		-23.842**	522.71**	1.6498**	0.9199	0.9174	3.7
507.51	-2.0297*	-55.099**			0.1787	0.1602	12.0
-0.7429	-1.1062**		956.46**		0.8153	0.8111	5.7
154.32	-0.8140*			2.8946**	0.8230	0.8190	5.6
20.883		-31.655**	946.05**		0.8254	0.8214	5.5
178.57		-28.970**		2.8496**	0.8350	0.8313	5.4
4.5344			539.03**	1.7202**	0.9076	0.9055	4.0
466.98	-3.5012**				0.1296	0.1231	12.3
492.72		-79.267**			0.1490	0.1426	12.1
-42.213			992.36**		0.8034	0.8019	5.8
127.68				2.9816**	0.8167	0.8153	5.6

*: significant at 5% level, **: significant at 1% level

考 察

木材材質の林木個体内の変動についてはこれまでも相当多数の報告があるが、強度特性そのものについてはまだ十分な資料が集積されているとはいえない^{13,14,29)}。深沢ら¹⁵⁾は地位の異なる3つのスギ林分の優勢木から各2本の供試木を選び、地上高1.3mの上部に長さ3mの丸太をとり、それから5cm厚の2方桁の板を、さらにその板の髓心を除く各部位から30×30×520mmの無欠点試験片(林木1本当たり8~18コ)を作製して曲げ試験を行なった。その結果は個体内の変動係数が E について8.8~23.0%、 σ_b (曲げ強さ)について3.0~13.0%となっている。酒田ら¹⁶⁾は鳥取県の智頭スギについて、2つの林分から6本の供試木を選び、地上より4m, 8m,...の位置での円盤から、20×20×40mmの無欠点試験片を、1本当たり25~40コ作製し圧縮試験を行なった。その結果は、個体内変動係数が E で16~27%、 σ_c で9~13%となっている。中村¹⁷⁾は宮崎大学田野演習林内の4カ所から各1本のスギを供試材とし、約90×17×650mmの無欠点試験片を合計281コ作製して曲げ試験を行なった。変動係数は4本の総計に関して E で19.5%、 σ_b で17.4%としている。渡辺ら²⁾は九州大学粕屋演習林産のスギについて、樹幹内各部位から20×20×100mmの試験片をとって圧縮試験を行なった。その論文のFig. 5とFig. 6にプロットされているデータから個体内変動係数を求めるとおよそ E で19%、 σ_c で12%となる。

表1の分散分析から個体内分散に相当する s_w^2 から CV を計算すると、 E で11.5%、 σ_c で6.3%と比較的小きな値になるが、これは地上高1.2mにおける1円盤の、しかも外周部に沿ってとられた8コの試験片から得られる分散にもとづくものであるから、決して樹体全体についての無欠点小試験片強度の分散を示すものではない。Fig. 1-1, -2の実線と点線とで分布の巾が余り大きく変らないのはこのためであり、樹体全体についての分散は当然もっと大きい値であることは確実である。

ASTM D 2555 Standard Method for Establishing Clear Wood Strength Values¹⁸⁾によると、ある樹種の無欠点木材強度の平均値(\bar{Y})が判っているとき、標準偏差 s は $s=c\bar{Y}$ で推定してよいとし、 c (変動係数)の値は E で22%、 σ_c で18%としている。また日本建築学会制定の木構造設計規準解説¹⁹⁾によれば、スギがそれに属している針葉樹II類の圧縮強度の平均値(\bar{Y})および下限値(Y_L)は350 kg/cm²と250 kg/cm²とされており、この Y_L の意味は、この値以下の強度値を得る確率は数%

に過ぎないということである²⁰⁾。もしこの危険率が下方 5.0% を想定しているとすれば $Y_L/\bar{Y}=1-1.645 CV$ となるから $CV=(1-250/350)/1.645=0.174$, すなわち針葉樹 II 類の σ_c の CV はおよそ 17% とみこまれていることになる。もし危険率を 2.5% (or 1.0%) と想定しているとすれば, CV はおよそ 15% (or 12%) となる。スギの E については, 木材工業ハンドブックに, 平均値 75 ton/cm², 下限値 55 ton/cm² とされているから, 危険率 5.0% (or 2.5% or 1.0%) の想定に対してスギの E の CV はおよそ 16% (or 14% or 11%) とみこまれていることになる。

ある一樹種の無欠点材強度特性値の分散は林木個体内分散と個体間分散のすべてを含むものである。これまでのいくつかの報告によると, 前述のように, 個体内のみで既に十数%の変動があり, ここでの試験から, 個体間変動は E で 17.1%, σ_c で 12.8% (表 1-1, -2) となった。供試林分は実生, したがって遺伝的要因は個体毎に異なるものではあるが, すべてヤクスギと称される同一品種 (系統) のスギであり, 同じ時期に, 小面積の同じ林分に生育したものであるから, スギ全体という母集団の無欠点材強度特性値の個体間変動は当然にもっと大きいものであると推定される。

木構造設計規準¹⁹⁾ では針葉樹構造材を上級と普通に区分し, 基準強度 (無欠点材強度) として上級材ではその樹種グループの平均値 (\bar{Y}) を, 普通材では下限値 (Y_L) を採用し, 圧縮強度に関し針葉樹 II 類では前記のように $Y_L/\bar{Y}=250/350=0.714$, 針葉樹 I 類 (ヒノキ, ヒバ, ...) では $350/450=0.778$ としている。設計計算に用いる許容応力度はこの基準強度に定数 2/3 (比例限応力度と破壊強度の比に相当する) と節その他の欠点による低減係数を乗じて導かれる。この方法は, その大すじにおいて, アメリカでの方法に準じたものであり, ASTM によると, 下限値は 5% exclusion limit (= near minimum value) を意味するもので, 平均値に対して $3/4=0.75$ にあたるとしている²²⁾。 Y_L が 5% exclusion limit であり Y_L/\bar{Y} が 0.75 ということは $CV=15.2\%$ を意味する。無欠点小試片強度値の全変動係数は林木の個体内分散, 個体間分散を合わせるとおそらく 30% を悠に超す数値になるものであるから現行の基準は CV について過小, したがって Y_L について過大な評価といわざるを得ない。しかし木構造設計を対象としての基準強度を論ずる場合には, 寸法効果の問題を同時に考えなければならぬ。ここで行なった圧縮試験は $20 \times 20 \times 80$ mm の小試片についてであったが, 実際の構造部材はこれよりはるかに大きい寸法のものが使用される。巨視的な欠点が全くない場合でも微視的な欠陥は常にその内部に含まれていると考えられ, 一般には, 材料の寸法が大きくなると共に強度は低下し, そのバラツキも減少する傾向がある。木材についても寸法効果があるという報告^{23,24)} があるが, バラツキの減少の有無を検証し得る程には資料が十分でない。小試片の木材は圧縮に対して, 破壊までの間にかなり大きい塑性域を有するものであるから, その断面が大きくなると各部分の強度の平均値に近い値を示す傾向があるかもしれない。例えば 80×80 mm 断面の圧縮部材は 20×20 mm 断面部分 16 コの集合であって, その 16 コの平均値に相当するものが部材の強さとして現われるなら, 部材強度の標準偏差は 1/4 になる。全く巨視的欠点を含まない木材の実大材試験体を得ることは容易でないが, 寸法効果の問題をさらに掘り下げて追求する必要がある。

西村²⁵⁾ はわが国の鉄骨橋梁メーカー 8 社において, 1 年間に行なわれた SM 50A 鋼材の引張強さのチェックデータ 471 個から平均値 5460 kg/cm², 変動係数 4.3% であったと報告している。また横掘²⁶⁾ によると, 変動係数は鋼のぜい性破壊強度: ~7.6%, 鋳鉄の破壊強度: 8.8%, 軟鋼の引張り強度: 5.1% である。これらに比べて, 当然なことながら, 木材強度のバラツキは格段に大きいものであることがわかる。したがって木材の強度としてただ一つ, その樹種の統計的下限値を用いるとすれば, 許容応力度は非常に小さな値になり, 多数の優良品質材が犠牲を強いられることになる。このことが木材に対して適切な応力等級区分^{17,27,28)} の実施を要請される理由である。

Fig. 2 あるいは表 2 にみられるように円盤直径 (D) と平均年輪巾 (B) の間の相関は $r=0.5639$ と

なっているが、もしこの林分の各個体が植栽後それぞれ一様に生長しておれば、 D と B の相関は1になるべきものである。この林分は試験のためにこれまで人為的間伐が一切行なわれなかったものであり、林ら⁸⁾ が「個体間競争の解析」のためこの林分を選定した理由もそこにあった。林らの測定によると植栽後6~7年頃から競争が始まり、樹齢と共に競争効果が強くなっている。圧縮試験を行なった材部は同じ時期に、またほぼ同一の環境下で生産されたと前に述べたが、平均年輪巾が異なっているのに応じて実際にその試片が生産された期間（年数）は異なり、生長にそれだけの差があることは環境条件も個々には同一ではなかったことを意味する。 B と E 、 B と σ_c の間の相関は統計的に有意ではあるが、 r の絶対値は非常に小さく表3の結果からも明らかなように、何らかの方法で各林木の年輪巾を一定にすることが出来たとしても、そのことによって E あるいは σ_c の変動を減ずる効果はあまり期待されない。

木材の強度特性値を他の何らかの指標に関係づけて説明あるいは推定しようとする研究はこれまでも非常に多い¹⁴⁾。ここでの結果によると表4-1から E の推定には r_a に対する回帰を用いるとかなり有効である。 B あるいは D をさらにつけ加えても推定の精度は少しも高められない。 σ_c に関しては、表4-2から、 B 、 r_a 、 E の重回帰式を用いるのがもっとも有効である。しかし r_a と E の2変数のみにしてもそれ程精度は減じない。また1変数に限定する場合は E による推定がもっとも高精度であるが、 r_a による推定もほぼ同じ精度が期待出来る。無欠点試片において r_a と E 、 r_a と σ_c および r_a と σ_c の間に高い相関があり、それらの間の回帰式で E あるいは σ_c をよい精度で推定出来ることは木材学において周知のことである。しかし、これはあくまで成熟材部についての関係であって、未成熟材部では r_a に対する E 、 σ_c の関係は不規則になる¹⁾。

沢田²⁸⁾ は E によって σ_c を推定するのに $\sigma_c = b \cdot E$ という定数項をもたない一次式を提案し、内・外材273樹種、 $E: 43 \sim 286 \text{ ton/cm}^2$ の広い範囲にわたり一定値 $b = 3.7$ がよく適合する ($CV = 15.4\%$) としている。ここでのデータに $y = \sigma_c$ 、 $x = E$ として上式の形を適用すると、 $b = \Sigma xy / \Sigma x^2 = 4.4190$ となり、残差平方和 S_e は $S_e = \Sigma y^2 - (\Sigma xy)^2 / \Sigma x^2 = 128882$ 、したがって寄与率 $R^2 = (S_{yy} - S_e) / S_{yy} = (340050 - 128882) / 340050 = 0.6210$ となる。 $\sigma_c = b_0 + b_1 E$ の形を用いた時の寄与率は表4-2より0.8167となるから、個々の樹種に対しては定数項のある通常回帰式を用いることが望ましい。

摘 要

植栽後50年を経過したヤクスギ林分の約0.10 haの区域を全木伐採し、任意に抽出した136本の林木から地上高1.2 mの高さで円盤を採取し、その円盤の外周に沿う部分（成熟材部）から20×20×80 mmの試験体を各8個作製し、圧縮試験によってヤング率 E と圧縮強度 σ_c を測定した。比較的せまい面積内、したがって林木の生育に関与する環境要因はほぼ同一とみなし得る林分において、しかもヤクスギ（ただし実生）と称される一品種のスギ林分で生産される木材（節その他巨視的欠点を含まない材部）の強度特性値が、林木個体間で何の程度の変動を示すものであるかを知ることがこの試験の目的であった。

E および σ_c の全測定値についての分布がFig. 1-1, 1-2に示される。分散分析によって林木個体間分散の推定値 $\hat{\sigma}_d^2$ が計算され、変動係数 CV は E で17.1%、 σ_c で12.8%という結果が得られた（表1-1, 1-2）。また既往の文献から、スギの強度特性値の林木個体内変動は十数%であることが知られる。スギ全体という母集団について、その無欠点材強度特性値の全変動は、林木個体内変動と個体間変動を合わせたものであるから、少くとも30%を超えるものであると推定される。

日本建築学会制定の木構造設計規準に規定している構造用木材の許容応力度は、その基準応力度としてそれぞれの樹種グループの無欠点材強度の平均値および下限値にもとづいて誘導される。しかし

危険率5%またはそれ以下を前提にしているとすれば、無欠点材強度に対するCVは過小、したがって下限値は過大な評価であると判断される。木材における寸法効果の問題を含めて今後さらに検討されなければならない。

スギ材の E (ton/cm²) および σ_c (kg/cm²) をその林木の胸高直径 D (cm), 試片の平均年輪巾 B (mm), 気乾比重 r_a に対して重回帰分析を行なった結果が表4-1, 4-2である。 σ_c をもっとも精度よく推定するには次の回帰式がよい。

$$\sigma_c = 501.41 - 23.842B + 522.71r_a + 1.6498E$$

これによる回帰推定の標準誤差から $CV=3.9\%$ と計算された。 E の推定には

$$E = -27.176 + 263.53r_a$$

がよく適合し、これによるとき $CV=11.0\%$ となった。

本来的に、品質のバラツキが大きい木材を構造材料として合理的に利用するためには、いくつかの材質指標にもとづいてその強度的品質を適確に判定し、それに見合った許容応力度を設計の基準にするという方途が講じられなければならない。

文 献

- 1) 渡辺治人, 堤 寿一, 小島敬吾: 未成熟材に関する研究 (第1報) スギ樹幹についての実験, 木材誌, **9**, 225-230 (1963)
- 2) 渡辺治人, 堤 寿一, 松本 勳, 太田貞明: 未成熟材に関する研究 (第2報) スギ樹幹内の比圧縮強度と比圧縮ヤング率の分布, 木材誌, **10**, 125-130 (1964)
- 3) 渡辺治人, 松本 勳, 林 弘也: 未成熟材に関する研究 (第3報) 広葉樹材についての実験, 木材誌, **12**, 259-265 (1966)
- 4) 深沢和三: スギ樹幹内の材質変動に関する研究, 岐阜大農研報, **25**, 47-127 (1967)
- 5) 加納 孟: スギの材質 (第1報) 釜淵産スギ, 林誌研報, **125**, 95-126 (1960)
- 6) 加納 孟: スギの材質 (第2報) 西川産スギ, 林誌研報, **134**, 115-139 (1961)
- 7) 田島俊雄: 林木の生長と材質: 東教大農紀要, **13**, 65-210 (1967)
- 8) 林 重佐, 酒井寛一: スギの生長と個体間競争, 日林誌, **54**, 218-225 (1972)
- 9) 山井良三郎: 木材の圧縮異方性に関する研究, 林誌研報, **113**, 57-110 (1959)
- 10) スネデカー, コ克蘭 (畑村, 奥野, 津村・訳): 統計的方法, 原書第6版, Ch. 10, 岩波 (1972)
- 11) 奥野忠一・編: 応用統計ハンドブック, Ch. 2, 養賢堂 (1978)
- 12) 川端幸蔵: 重回帰分析, 林誌研報, **266**, 61-114 (1974)
- 13) 田島俊雄: 材木の生長と材質の変動, 木材誌, **17**, 423-430 (1971)
- 14) F. F. P. Kollmann, W. A. Côté, Jr.: Principles of Wood Science and Technology (I) Solid Wood, ch. 8, Springer, Berlin (1968)
- 15) 深沢和三, 青木明治: 中部地方における人工植栽スギ材の生長状況と理学的性質との関係 (第7報) 静的曲げ強さについて, 岐阜大農研報, **12**, 118-126 (1960)
- 16) 酒田金治, 佐伯 浩: 智頭スギの材質 (第3報) 気乾材の縦圧縮試験, 鳥大農演報, **2**, 47-63 (1961)
- 17) 中村徳孫: 南九州産材からのひき板の強度等級に関する研究, 宮大演報, **6**, 1-82 (1972)
- 18) ASTM: 1973 Annual Book of ASTM Standards, Part 16, p. 761-782, ASTM, Philadelphia (1973)
- 19) 建築学会: 木構造設計規準・同解説, p. 115-125, 丸善 (1974)
- 20) 山井良三郎: 構造材料としての木材, 林業研究解説シリーズ, **37**, 林業技術協会 (1969)
- 21) 林業試験場・編: 木材工業ハンドブック, p. 234, 丸善 (1973)
- 22) 杉山英男: 木材の許容応力度の変遷 (その5) アメリカ合衆国 (III), AWCOM No. 32, 8-13 (1977)
- 23) 角谷和男, 杉原彦一: 木材の引張および曲げ強度における寸法効果について, 木材誌, **3**, 168-173 (1957)
- 24) 角谷和男, 川越信哉, 杉原彦一: ヒノキの圧縮強度における寸法効果について, 木材研究, **24**, 46-48 (1960)

- 25) 岡村弘之, 板垣 浩: 強度の統計的取扱い, p. 26-28, 培風館 (1979)
- 26) 横堀武夫: 材料強度学, p. 4, 技報堂 (1959)
- 27) 佐々木光: 構造用木材のメカニカルグレーディング, 木材工業, **28**, 2-8 (1973)
- 28) 沢田 稔: 木材の力学的材質指標, 29回木材学会大会, 特別講演要旨, 1-13 (1979)
- 29) A. J. Panshin et. al.: Textbook of Wood Technology, Ch. 7, McGraw-Hill, New York (1969)

Summary

Even in the case of having no such macroscopic defects as knots, fluctuations in the wood-properties are inevitable among trees as well as within the individual trees. In the wood used as the structural-materials, the large variation in its mechanical properties turns to be a serious demerit.

The purpose of this research is the practical estimation of the quantitative variabilities in the compressive strength and Young's modulus of wood, which are to be noted among the individual trees grown within one small forest-stand.

Sample of the 136 trees were taken out, at random, from the trees grown in an artificially planted forest-stand of SUGI (Yaku-strain, about 0.10 ha area, 50 age); a disk of stem was cut out from the respective sample-trees 1.2 m above the ground; and 8 (or 7) small clear specimens of $20 \times 20 \times 80$ mm were taken out from the wood near the bark of the respective disks.

The distributions of the measured values of Young's modulus (E) and the compressive strength (σ_c) tested in 1037 specimens formed such histograms as shown in Fig. 1-1 and Fig. 1-2, respectively.

By the analyses of variance made in one-way classification, variance between trees were estimated 216.73 for E and 2442.3 for σ_c , respectively; therefore the coefficients of variation (CV) were calculated 17.1% for E and 12.8% for σ_c , respectively (Table 1-1, 1-2).

Concerning the variabilities of E and σ_c within the individual SUGI-trees, the values above 10% in CV were reported to be quite unexceptional, in some literature.

Since the total variation is the sum of the between- and within-variations, CV in the infinite population composed of the mechanical property-values of all the clear small wood-specimens may probably exceed 30%.

Hence the near-minimum-value, or 5%-exclusion-limit, applied for mechanical property of SUGI-wood, from which the present allowable stress of wood has been induced, ought to be looked upon as an over-estimation.

Table 4-1, 4-2 shows the results of multiple regression analyses. From these results, it may be confirmed that σ_c is to be estimated exactly by means of the regression-equation in which B (average breadth of annual rings), r_a (specific gravity in air-dried condition) and E were taken as predictor-variables; and E is to be estimated by the regression to r_a . Thus, the problem of ascertaining the variabilities in the mechanical properties of wood may be solved by applying the regression to some predictor-variables.