

スギ家系間の幹形の差異

増谷, 利博
九州大学農学部林学科林学第一講座

外山, 三郎
宮崎大学名誉教授

黒木, 嘉久
宮崎大学農学部林学科造林学講座

<https://doi.org/10.15017/23368>

出版情報 : 九州大学農学部学藝雑誌. 46 (1/2), pp.85-92, 1991-10. 九州大学農学部
バージョン :
権利関係 :

スギ家系間の幹形の差異

増谷利博・外山三郎⁽¹⁾・黒木嘉久⁽²⁾

九州大学農学部林学科林学第一講座

(1) 宮崎大学名誉教授

(2) 宮崎大学農学部林学科造林学講座

(1991年7月31日 受理)

Differences of Stem Form among Sugi (*Cryptomeria japonica*) families

TOSHIHIRO MASUTANI, SABURO TOYAMA⁽¹⁾ and YOSHIHISA KUROKI⁽²⁾

Laboratory of Forest Management,

Faculty of Agriculture, Kyushu University 46-03, Fukuoka 812

はじめに

幹形は遺伝的因子としての樹種により異なるが、同一樹種であっても生育立地、密度管理及び枝打ち等の保育、あるいは樹齢などの違いによって異なり、さらに、同一林分内であっても個体により変動を示すのが通常である。

これらの因子の中で、スギの遺伝因子に着目し、在来品種間(栗延ら, 1979), あるいは精英樹間(宮島ら, 1985)の幹形の比較を行った報告がある。これらの研究によれば、品種間あるいは精英樹間で幹形に差があることが報告されているが、いずれも若齢時における比較であり、林齢の増加によって品種間に差があるかどうかは不明である。

本研究では、同一試験地内から家系ごとに42年生時の樹幹解析木が得られたことから、これらの資料を用い、スギ家系間の幹形の差異について検討した。具体的には、まず、家系ごとの幹形の経年変化について、次に林齢の増加に伴う幹形の家系間の差異の有無について解析した。

なお、本研究の資料収集において、種々の御便宜を賜った農林水産省関西林木育種場及び津山営林署の関係各位の方々に深甚の謝意を表する。

資 料

岡山県津山営林署管内に1944年に設定された『津川山スギ品種改良試験地』には、母樹を同じとする家系ごとに101家系が植栽されており、樹齢42年生時において各家系間の平均材積の比較を行ったところ、上位5家系の平均材積は下位5家系の平均材積の約3倍であり、成長は家系により大きく異なることが明らかにされている(外山ら, 1984)。

42年生時における成長の優劣により区分された優良、中位、不良の家系からそれぞれ3家系ずつ、及びコントロールとして植栽された地元産スギの計10家系を本研究の対象家系とした。これらの家系の母樹の概要を示したのが表-1であり、家系番号、母樹の生育場所(県)、管轄営林署名、種子の採取時における母樹の樹齢、胸高直径及び樹高を示している。また、42年生時に家系ごとに判定された成長の良否による区分も示している。

これらの10家系から家系の材積平均木に近い林木を5本ずつ選木し、計50本を通常の樹幹解析(0.2m, 1.2m, 3.2m, ...)により円板を採取した。これらの円板の4方向の年輪測定を行い、その平均値を円板の半径値とした。表-2には樹幹解析によって得られた試料木の胸高直径(DBH)、樹高(H)及び家系ごとの平均を示しているが、表からも明らかなように、最も成長の優良な家系と不良の家系との間には平均直径で13.7cm、樹高で7.8mと大きな差がある。

(1) Emeritus Professor of Miyazaki University, Miyazaki 880

(2) Laboratory of Silviculture, Faculty of Agriculture, Miyazaki University, Miyazaki 889-21

表1 対象家系の概要

| 家系番号 | 母樹の生育場所(県) | 営林署名 | 母樹の樹齢(年) | 母樹の胸高直径(cm) | 母樹の樹高(m) | 成長の良否 |
|------|------------|------|----------|-------------|----------|--------|
| C2 | 地元産 | | | | | コントロール |
| 123 | 宮城 | 中新田 | 26 | 30 | 10.0 | 優良 |
| 149 | 広島 | 広島 | 130 | 78 | 40.0 | 優良 |
| 168 | 青森 | 佐井 | 42 | 37 | 22.0 | 優良 |
| 9 | 群馬 | 沼田 | 39 | 32 | 19.0 | 中位 |
| 38 | 宮城 | 中新田 | 65 | 42 | 26.0 | 中位 |
| 52 | 長野 | 長野 | 50 | 42 | 23.0 | 中位 |
| 43 | 秋田 | 上小阿仁 | 160 | 80 | 35.0 | 不良 |
| 193 | 青森 | 増川 | 20 | 18 | 6.6 | 不良 |
| 198 | 青森 | 脇野沢 | 35 | 22 | 14.0 | 不良 |

表2 試料木一覧

| 試料木 家系 | 1 | | 2 | | 3 | | 4 | | 5 | | 平均 | |
|-----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| | DBH (cm) | H (m) | DBH (cm) | H (m) | DBH (cm) | H (m) | DBH (cm) | H (m) | DBH (cm) | H (m) | DBH (cm) | H (m) |
| C2 | 24.2 | 21.2 | 23.5 | 18.1 | 24.1 | 19.6 | 23.6 | 19.3 | 25.1 | 16.1 | 24.1 | 18.9 |
| 123 | 24.2 | 20.2 | 30.6 | 22.8 | 29.9 | 23.1 | 29.9 | 21.8 | 31.9 | 22.0 | 29.3 | 22.0 |
| 149 | 28.0 | 22.6 | 26.9 | 24.1 | 27.8 | 20.3 | 28.4 | 20.3 | 27.3 | 21.1 | 27.7 | 21.7 |
| 168 | 26.9 | 21.1 | 26.3 | 21.0 | 30.3 | 21.4 | 27.9 | 20.7 | 28.8 | 20.5 | 28.0 | 20.9 |
| 9 | 26.0 | 21.9 | 26.5 | 19.1 | 27.3 | 20.3 | 26.0 | 20.0 | 27.2 | 19.3 | 26.6 | 20.1 |
| 38 | 26.5 | 19.9 | 26.1 | 19.4 | 25.7 | 19.9 | 25.3 | 20.9 | 25.6 | 18.6 | 25.8 | 19.7 |
| 52 | 29.7 | 22.4 | 24.1 | 19.9 | 25.1 | 19.3 | 25.0 | 19.5 | 26.5 | 20.9 | 26.1 | 20.4 |
| 43 | 23.3 | 19.5 | 16.1 | 17.1 | 16.7 | 17.7 | 21.5 | 20.0 | 19.6 | 19.9 | 19.4 | 18.8 |
| 193 | 15.6 | 13.9 | 17.3 | 14.2 | 14.8 | 14.0 | 14.6 | 14.8 | 15.6 | 14.2 | 15.6 | 14.2 |
| 198 | 21.1 | 17.9 | 19.2 | 17.5 | 20.7 | 17.0 | 18.5 | 15.0 | 21.1 | 16.3 | 20.1 | 16.7 |

主成分分析による解析

幹形を表現するには絶対幹形と相対幹形があるが、形と大きさを分離して考えることのできる相対幹形を用いた方が幹形の比較は容易であることから、その表現方法の一つである相対直径列で家系間による幹形の差異を検討した。

まず、樹幹解析により得られた資料をもとに、15、20、25、30、35、40年生時における相対直径列を求めするために、樹高を10等分した各部位の直径値をスプライン補間(市田・吉本, 1979)により求めた。また、梢端から*i*番目の部位*i*/10の直径 $d_{0.i}$ をそれぞれ基準直径 $d_{0.9}$ で割った相対直径列($\eta_{0.1}$, $\eta_{0.2}$, ..., $\eta_{1.0}$)も同時に算出した。

50本の試料木について、それぞれ15年生時から5年ごとに40年生時まで、合計300組の相対直径列を用い、主成分分析による解析を行った。これは、多変量で構成される相対直径列を少数の変量に要約可能かどうか

を検討するためである。なお、根張りは個体変動がきわめて大きく、しかも通常の幹形比較には必要でないことから、相対直径列の8個の $\eta_{0.i}$ 、つまり、 $\eta_{0.1}$, $\eta_{0.2}$, ..., $\eta_{0.8}$ を用いて、主成分分析を行った。

表-3に各主成分ごとの固有値と因子負荷量を示している。第1主成分(z_1)は因子負荷量がすべて正で、 $\eta_{0.3}$ から $\eta_{0.5}$ での重みが大きくなっていることから、相対直径列そのものの大きさを表す因子と考えられる。第2主成分は因子負荷量が梢端から $\eta_{0.4}$ までは負、 $\eta_{0.5}$ 以下で正となり、 $\eta_{0.2}$ で負の、 $\eta_{0.7}$ で正の重みが最も大きいことから、樹幹中央部位での傾き、つまり細りの程度を表す主成分と考えられる。第3主成分は $\eta_{0.3}$ から $\eta_{0.6}$ までは因子負荷量は負で、その他の部位では正であり、 $\eta_{0.8}$ での重みが特に大きいことから、根張りの影響の程度を表す主成分と解釈される。このような傾向は西川(1975)、増谷(1983)の結果とほぼ一致する。

第1、第2主成分のスコアの大小による相対幹形の差を、スコアに相当する試料木の相対直径列の数値を

用いて図示したのが図-1である。相対幹曲線 a, b, c は第1主成分の大小による幹形の差をしめしたものであり、第2主成分のスコアは平均的で、第1主成分のスコアが大きい場合が a (家系168, 試料木1, 40年生時)、ほぼ平均である場合が b (家系123, 試料木2, 20年生時)、小さい場合が c (家系C2, 試料木5, 15年生時) である。相対幹曲線 d, e は第2主成分の差による幹形の違いを示したものであり、第1主成分のスコアはほぼ同じで、d (家系193, 試料木2, 40年生時) は第2主成分のスコアが小さい場合、e (家系198, 試料木1, 15年生時) は大きい場合である。

表3 各主成分ごとの因子負荷量

| 変量 | 主成分 | Z ₁ | Z ₂ | Z ₃ |
|--------------|-----|----------------|----------------|----------------|
| $\eta_{0.1}$ | | 0.187 | -0.414 | 0.379 |
| $\eta_{0.2}$ | | 0.376 | -0.513 | 0.251 |
| $\eta_{0.3}$ | | 0.446 | -0.320 | -0.162 |
| $\eta_{0.4}$ | | 0.440 | -0.003 | -0.412 |
| $\eta_{0.5}$ | | 0.403 | 0.201 | -0.309 |
| $\eta_{0.6}$ | | 0.343 | 0.368 | -0.091 |
| $\eta_{0.7}$ | | 0.315 | 0.451 | 0.331 |
| $\eta_{0.8}$ | | 0.226 | 0.288 | 0.619 |
| 固有値 | | 0.0287 | 0.0021 | 0.0008 |
| 寄与率(%) | | 88.0 | 6.3 | 2.5 |
| 累積寄与率(%) | | 88.0 | 94.3 | 96.9 |

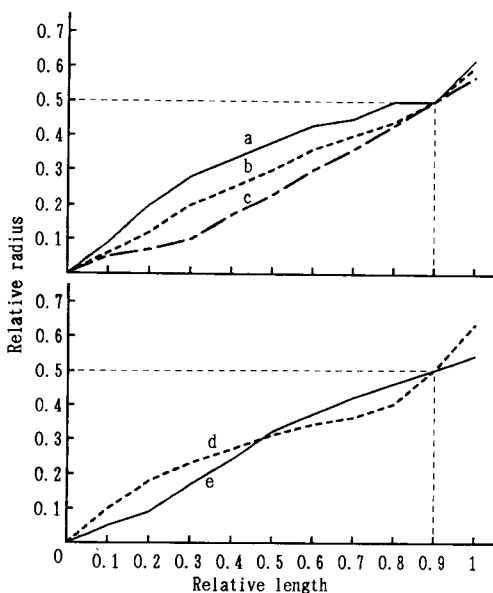


図1 第1, 第2主成分のスコアの大小による相対幹曲線の差異

このように第1, 第2主成分のスコアの大小によって相対幹形は大きく異なることが分かるが、寄与率で見ると、第1主成分は88.0%, 第2主成分は6.3%であることから、今回用いた資料の場合には、相対幹形の9割弱は第1主成分で表現可能ということになる。第1主成分は相対直径列の大きさそのものを表す主成分であることから、完満度の指標である正形数 $\lambda_{0.9}$ に相当すると考えるのが妥当であろう。したがって、正形数1因子により幹形の家系間比較を経年的行っても差し支えないと考えられる。

正形数による比較

1. 方法

正形数は $\eta_{0.9}$, $\eta_{0.7}$, $\eta_{0.5}$, $\eta_{0.3}$, $\eta_{0.1}$ の5個の相対直径を用いて計算するのが一般的である(大隅ら, 1971)が、精度を上げるために $\eta_{0.1}$ から $\eta_{1.0}$ まで10個の相対直径を用いて、15年生時から5年ごとに40年生時まで、合計300個の正形数を算出した。

これらの数値を用いて、家系ごとに林齢別の平均正形数及びその変動係数を求め、各家系の経年変化の特徴、さらに成長の良否との関連性について検討した。

次に、これらの正形数を経年的に家系間で比較するために、要因を家系とする分散分析を行った。すなわち、各家系内5本の試料木の正形数を繰り返しとし、これらを完全無作為化法で入れる方法で一元配置の分散分析を15, 20, 25, 30, 35, 40年生時のそれぞれについて行った。

分散分析の結果、家系間に有意差があった場合、どの家系間に有意差があるかを検定するために、多重比較を行った。最小有意差検定では有意差を誤って宣言することがある(Snedecor and Cochran, 1980)のために、精密に検定しようとする場合、多重比較が利用される。多重比較の方法の中では検出力が高く(Stoline, 1981)、繰り返し数が等しい時に用いられるTukeyの方法を用いた。

この方法では、 A_i および A_i' 家系の母平均を $x_i \cdot$, $x_i' \cdot$, 繰り返し数を r とすると、棄却域は

$$|x_i \cdot - x_i' \cdot| \geq q_\alpha(a, \phi_e) \sqrt{V_e/r}$$

で与えられる。ここに α は有意水準、 a は家系数、 ϕ_e は誤差項の自由度、 V_e は誤差項の平均平方、 $q_\alpha(a, \phi_e)$ はスチューデント化された範囲のパーセント点である。

2. 結果及び考察

図-2には家系別の平均正形数の経年変化を図示しているが、10家系全体で見ると、15年生時から25年生

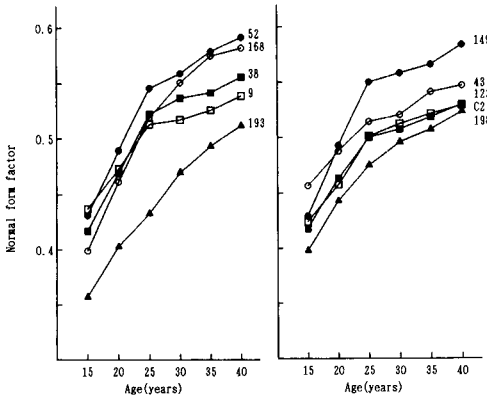


図2 家系別正形数（平均）の経年変化

時までは正形数の増加は大きく、その後比較的安定する傾向にある。家系ごとの特徴についてみると、家系52及び149は15年生時から25年生時の10年間で正形数が、0.43から0.55と最も急激に大きくなり、その後も漸増し、40年生時の正形数は0.59と最大になる。

家系38, 9, 123, C2は家系52及び149ほど急激ではないが、15年生時から25年生時にかけて正形数は0.42から0.51とかなり急激に増加し、それ以降微増し、40年生時には0.53~0.56となる。

家系168は15年生時の正形数は0.40と小さいものの35年生時まで急激に増加し続け、40年生時には0.58と大きくなる。家系43は15年生時においては0.46と最も正形数は大きいですが、その後の増加は緩やかであり、40年生時には0.55である。家系198は家系43と同様に正形数の増加は比較的緩やかであるが、15年生時の正形数が0.40であるために40年生時まで常に小さい。家系193は15年生時の正形数が0.36と極端に小さく、その後、平均的に増加し続けるが40年生時まで常に最小である。

以上のことを考慮して、家系ごとの特徴を類型化すると、まず、15年生時からの10年間で急激に大きくなり、その後も漸増し、正形数が最大となる家系52及び149、次に15年生時からの10年間でかなり正形数が増加し、30年以降比較的安定した家系38, 9, 123, C2, 3番目として35年生時まで正形数が増加し続ける家系168、第4に15年生時の正形数は大きいですが、その後の増加が少ない家系43、第5に15年生時から40年生時まで常に正形数の小さい家系198及び193、の5つに分類できる。

次に正形数のばらつきを見るために、変動係数の経年変化を示したのが図-3である。変動係数の家系ごとの経年変化を見ると、増減の傾向は一定しないが、家系内の変動係数の最大値及び最小値の幅で見ると、

家系198は1.0%、193は1.9%、149は2.2%、9及び38は2.7%、52は2.9%、43は3.7%、C2は4.0%、123は6.2%、168は10.1%であり、変動幅3%未満の家系が198, 193, 149, 9, 38及び52の6家系である。これらの6家系は変動係数の経年変化が比較的少なく、家系52, 149及び198は6%前後で、家系193は7%前後と比較的大きな変動係数で安定しているといえる。また、家系38は5%前後と平均的な変動係数で、家系9は4%前後と比較的小さい変動係数でほぼ一定といえる。

変動幅が3%以上の家系について見ると、家系43は25年生時までは2%と非常に小さい変動係数であるが、35, 40年生時には5.2%に増加している。C2は15年生時に7.2%と大きいですが、その後は減少し、4%前後で安定しており、家系123は20年生時から25年生時にかけて急激に増加し、9.1%となるが、その以降急減し、40年生時には4.2%まで減少する。家系168は15年生時の変動係数が3.4%と小さいが、25年生時まで急激に増大し、13.5%に達し、その後減少するが、40年生時でも8.8%とかなり大きい。

さらに成長の優劣と幹形とに関連があるかどうかを検討するために、各林齢における平均正形数の10家系中での大きさの順位を求め、15年生時から経年的に順次並べると、次の通りである。

C2: 5 → 8 → 7 → 7 → 7 → 8

優良家系

123: 6 → 6 → 8 → 8 → 8 → 7

149: 4 → 1 → 1 → 2 → 3 → 2

168: 8 → 7 → 4 → 3 → 2 → 3

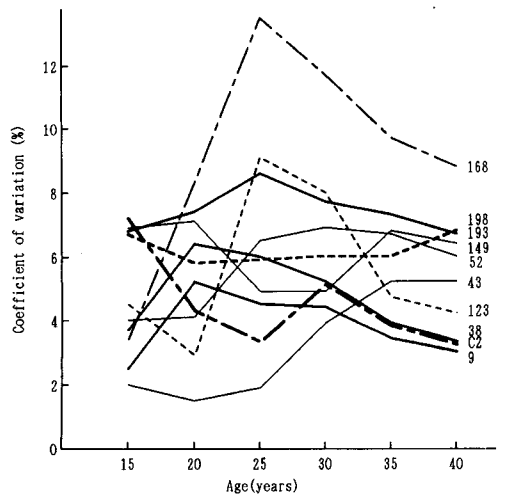


図3 正形数の変動係数の経年変化

中位家系

9: 2 → 4 → 6 → 6 → 6 → 6

38: 7 → 5 → 3 → 4 → 4 → 4

52: 3 → 2 → 2 → 1 → 1 → 1

不良家系

43: 1 → 3 → 5 → 5 → 5 → 5

193: 10 → 10 → 10 → 10 → 10 → 10

198: 9 → 9 → 9 → 9 → 9 → 9

これらの大きさの順位列でみると、成長不良家系193, 198は常に10位, 9位であるが、成長が優良であるほど正形数は大きい、あるいはその逆といった傾向は認められないようである。また、25年生時までは順位の変動が大きいが、30年以降になると順位はきわめて安定している。

次に、家系間に幹形の差があるかどうかを見るために、表-4に一元配置による分散分析の結果を示している。この表から明らかなように、15, 20, 25, 35, 40年生時には有意水準1%で、30年生時には5%で有意差があり、いずれの林齢においても家系間で幹形に差があることが分かった。

次に Tukey の方法により、多重比較を行い、どの家系間に有意差があるかを示したのが、表-5である。15年生時には家系193と家系149, 9, 52, 43との間、及び家系198と家系43との間が1%で、家系193と家系C2, 123との間、及び家系43と家系168との間が5%で有意差がある。

20年生時には有意水準1%で家系193と家系149, 52, 43との間で、5%で家系193と家系9, 38との間で、25年生時には1%水準で家系193と家系149, 52の間で、5%水準で家系193と家系168, 38の間で、30年生時には5%で家系193と家系149, 52で有意差がある。

35年生時には5%水準で家系193と家系168, 52との間に、40年生時には家系193と家系52との間に有意差がある。

ところで、分散分析の有意水準と多重比較の場合の有意水準とは必ずしも一致しない(35, 40年生時)が、これは上述の判定基準の違いによるものである。有意差のある家系の対の数を経年変化で見ると、15年生時には8, 20年生時には5, 25年生時で4, 30年生時で2, 35年生時で2, 40年生時で1と、林齢の増加に伴って減少する。15年生時における有意差の組み合わせの家系43と家系168, 198を除けば、いずれも家系193と他の家系との組み合わせであり、その家系を調べると、15年生時より40年生時まで常に有意差があるのは家系52である。家系149は30年生時まで有意差があるが、35年生

時に降なくなる。家系43, 9は20年生時まで、38は20, 25年生時で、C2, 123は15年生時のみである。家系168は25, 35年生時と離散的に有意差がある。

以上の結果をまとめると次の通りである。

相対直径列を主成分分析により解析した結果、今回、用いた資料の場合には寄与率から判断して、相対幹形の特徴の9割弱は1変数で表現可能であり、しかもこの変数は正形数に相当すると考えられる。

正形数の経年変化を10家系全体で見ると、15年生時から25年生時にかけて急激に増加し、それ以降は比較的安定する家系が多いが、35年生時まで増加が持続す

表4 一元配置による分散分析表

15年生時

| 要因 | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | 分散比 F_0 |
|-----|----------|-----|-----------|-----------|
| 家系間 | 0.027557 | 9 | 0.0030618 | 5.55** |
| 誤差 | 0.022076 | 40 | 0.0005519 | |
| 計 | 0.049633 | 49 | | |

20年生時

| 要因 | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | 分散比 F_0 |
|-----|----------|-----|-----------|-----------|
| 家系間 | 0.032359 | 9 | 0.0035954 | 4.25** |
| 誤差 | 0.033810 | 40 | 0.0008452 | |
| 計 | 0.066169 | 49 | | |

25年生時

| 要因 | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | 分散比 F_0 |
|-----|----------|-----|-----------|-----------|
| 家系間 | 0.051429 | 9 | 0.0057144 | 3.51** |
| 誤差 | 0.065199 | 40 | 0.0016300 | |
| 計 | 0.116628 | 49 | | |

30年生時

| 要因 | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | 分散比 F_0 |
|-----|----------|-----|-----------|-----------|
| 家系間 | 0.036659 | 9 | 0.0040732 | 2.60* |
| 誤差 | 0.062763 | 40 | 0.0015691 | |
| 計 | 0.099422 | 49 | | |

35年生時

| 要因 | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | 分散比 F_0 |
|-----|----------|-----|-----------|-----------|
| 家系間 | 0.038058 | 9 | 0.0042287 | 3.11** |
| 誤差 | 0.054314 | 40 | 0.0013579 | |
| 計 | 0.092372 | 49 | | |

40年生時

| 要因 | 平方和 | 自由度 | 平均平方 | 分散比 F_0 |
|-----|----------|-----|-----------|-----------|
| 家系間 | 0.034887 | 9 | 0.0038764 | 3.14** |
| 誤差 | 0.049418 | 40 | 0.0012354 | |
| 計 | 0.084305 | 49 | | |

F(9, 40; 0.01) = 2.888

F(9, 40; 0.05) = 2.124

表 5 多重比較による家系間の有意差

表 5 - a 15年生時

| 家系 | C2 | 123 | 149 | 168 | 9 | 38 | 52 | 43 | 193 |
|-----|-------|-------|--------|-------|--------|------|--------|--------|------|
| 123 | .006 | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 149 | .005 | .011 | — | — | — | — | — | — | — |
| 168 | .025 | .019 | .030 | — | — | — | — | — | — |
| 9 | .013 | .018 | .008 | .037 | — | — | — | — | — |
| 38 | .007 | .001 | .012 | .018 | .020 | — | — | — | — |
| 52 | .006 | .012 | .001 | .031 | .006 | .014 | — | — | — |
| 43 | .033 | .039 | .028 | .058* | .021 | .040 | .027 | — | — |
| 193 | .057* | .051* | .062** | .032 | .069** | .050 | .063** | .090** | — |
| 198 | .026 | .020 | .031 | .001 | .038 | .019 | .032 | .059** | .031 |

 $q_{0.05} (10, 40) \sqrt{V_e/5} = .050$
 $q_{0.01} (10, 40) \sqrt{V_e/5} = .059$

表 5 - b 20年生時

| 家系 | C2 | 123 | 149 | 168 | 9 | 38 | 52 | 43 | 193 |
|-----|------|------|--------|------|-------|-------|--------|--------|------|
| 123 | .005 | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 149 | .035 | .030 | — | — | — | — | — | — | — |
| 168 | .004 | .002 | .003 | — | — | — | — | — | — |
| 9 | .016 | .010 | .020 | .012 | — | — | — | — | — |
| 38 | .012 | .006 | .023 | .008 | .004 | — | — | — | — |
| 52 | .032 | .027 | .003 | .028 | .017 | .020 | — | — | — |
| 43 | .030 | .025 | .005 | .026 | .015 | .018 | .002 | — | — |
| 193 | .055 | .060 | .090** | .059 | .071* | .067* | .087** | .085** | — |
| 198 | .016 | .021 | .051 | .020 | .031 | .028 | .048 | .046 | .039 |

 $q_{0.05} (10, 40) \sqrt{V_e/5} = .062$
 $q_{0.01} (10, 40) \sqrt{V_e/5} = .073$

表 5 - c 25年生時

| 家系 | C2 | 123 | 149 | 168 | 9 | 38 | 52 | 43 | 193 |
|-----|------|------|--------|-------|------|-------|--------|------|------|
| 123 | .000 | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 149 | .049 | .049 | — | — | — | — | — | — | — |
| 168 | .018 | .019 | .031 | — | — | — | — | — | — |
| 9 | .012 | .012 | .037 | .006 | — | — | — | — | — |
| 38 | .021 | .021 | .028 | .002 | .009 | — | — | — | — |
| 52 | .045 | .045 | .004 | .027 | .033 | .024 | — | — | — |
| 43 | .013 | .014 | .036 | .005 | .001 | .008 | .032 | — | — |
| 193 | .068 | .067 | .117** | .086* | .079 | .088* | .113** | .081 | — |
| 198 | .025 | .025 | .074 | .043 | .037 | .046 | .070 | .038 | .042 |

 $q_{0.05} (10, 40) \sqrt{V_e/5} = .085$
 $q_{0.01} (10, 40) \sqrt{V_e/5} = .101$

表 5 - d 30年生時

| 家系 | C2 | 123 | 149 | 168 | 9 | 38 | 52 | 43 | 193 |
|-----|------|------|-------|------|------|------|-------|------|------|
| 123 | .004 | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 149 | .046 | .050 | — | — | — | — | — | — | — |
| 168 | .039 | .043 | .007 | — | — | — | — | — | — |
| 9 | .005 | .010 | .041 | .034 | — | — | — | — | — |
| 38 | .025 | .029 | .021 | .014 | .020 | — | — | — | — |
| 52 | .048 | .052 | .002 | .009 | .042 | .023 | — | — | — |
| 43 | .009 | .013 | .038 | .031 | .003 | .017 | .039 | — | — |
| 193 | .040 | .036 | .086* | .079 | .046 | .065 | .088* | .049 | — |
| 198 | .016 | .012 | .062 | .055 | .022 | .041 | .064 | .025 | .024 |

$$q_{0.05}(10, 40) \sqrt{V_e/5} = .084$$

$$q_{0.01}(10, 40) \sqrt{V_e/5} = .099$$

表 5 - e 35年生時

| 家系 | C2 | 123 | 149 | 168 | 9 | 38 | 52 | 43 | 193 |
|-----|------|------|------|-------|------|------|-------|------|------|
| 123 | .003 | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 149 | .045 | .048 | — | — | — | — | — | — | — |
| 168 | .054 | .057 | .009 | — | — | — | — | — | — |
| 9 | .005 | .008 | .040 | .049 | — | — | — | — | — |
| 38 | .021 | .025 | .023 | .032 | .016 | — | — | — | — |
| 52 | .058 | .061 | .014 | .005 | .053 | .037 | — | — | — |
| 43 | .020 | .023 | .025 | .034 | .015 | .001 | .038 | — | — |
| 193 | .027 | .024 | .072 | .081* | .032 | .049 | .086* | .047 | — |
| 198 | .014 | .011 | .059 | .068 | .019 | .036 | .072 | .034 | .013 |

$$q_{0.05}(10, 40) \sqrt{V_e/5} = .078$$

$$q_{0.01}(10, 40) \sqrt{V_e/5} = .092$$

表 5 - f 40年生時

| 家系 | C2 | 123 | 149 | 168 | 9 | 38 | 52 | 43 | 193 |
|-----|------|------|------|------|------|------|-------|------|------|
| 123 | .001 | — | — | — | — | — | — | — | — |
| 149 | .055 | .053 | — | — | — | — | — | — | — |
| 168 | .052 | .051 | .002 | — | — | — | — | — | — |
| 9 | .010 | .009 | .044 | .042 | — | — | — | — | — |
| 38 | .026 | .025 | .032 | .026 | .016 | — | — | — | — |
| 52 | .063 | .062 | .008 | .010 | .053 | .036 | — | — | — |
| 43 | .018 | .017 | .036 | .034 | .008 | .008 | .044 | — | — |
| 193 | .017 | .018 | .071 | .069 | .027 | .043 | .080* | .035 | — |
| 198 | .006 | .007 | .060 | .058 | .015 | .032 | .068 | .024 | .011 |

$$q_{0.05}(10, 40) \sqrt{V_e/5} = .074$$

$$q_{0.01}(10, 40) \sqrt{V_e/5} = .088$$

る家系168, 若齢時には大きい, その後の増加が穏やかな家系43, 常に正形数の小さい家系193及び198も存在する。

正形数の変動係数は家系168のみが極端に大きく, その他の家系では2%から9%の範囲にあるが, 経年変化には一定の傾向はないようである。

成長の良否と正形数の大ききとの間には明確な傾向はない。

家系間の幹形の差を見るために, 家系を要因とする一元配置の分散分析を15年生時から5年毎に40年生時まで行ったところ, いずれの場合にも有意差が認められた。

多重比較により、有意差のある家系の組み合わせを求め、この組み合わせ数を経年的に見ると、15年生時で8、20年生時で5、25年生時で4、30年生時及び35年生時で2、40年生時で1と、林齢の増加に伴って減少する。しかし、この有意差には正形数の最も小さい家系193が大きく影響し、この家系を除けば、15年生時における家系43と家系168、198との間にのみ有意差があった。

要 約

岡山県にある『津川山スギ品種改良試験地』内の10家系の42年生時における樹幹解析木の資料を用いて、家系間の幹形の差異について検討した。

家系毎の平均正形数は15年生時から25年生時の間で急激に増加し、その後微増する家系が多いが、その経年変化は家系によって多様である。

林齢ごとに家系を要因とする分散分析の結果、いずれの林齢においても有意差があった。しかし、有意差のある家系間の組み合わせ数は林齢の増加に伴って減少した。

また、家系の成長の優劣と正形数の大きさととの間に傾向は認められなかった。

文 献

- 市田浩三・吉本富士市 1979 スプライン関数とその応用。教育出版、東京。
- 栗延晋・西村慶二・松永健一郎 1979 スギ在来品種の完満度の比較。日林九支研論, 32:193-194.
- 増谷利博 1983 スギ相対幹形の林分間差異。日林論, 94:75-76.
- 宮島寛・矢幡久・児玉貴・渡部桂・久保田茂・沐木達郎・山本福寿・野上寛五郎・黒木晴輝 1985 スギ精英樹の樹幹形。日林九支研論, 38:97-98.
- 西川匡英 1975 多変量解析の応用に関する研究(III) —主成分分析による細り曲線のパターン分類—。日林講, 86:75-76.
- 大隅真一・北村昌美・菅原聡・大内幸雄・梶原幹弘・今永正明 1971 森林計測学。養賢堂、東京。
- Snedecor, G. W. and W. G. Cochran 1980 *Statistical Methods*, 7th ed. Iowa State Univ. Press, Iowa (America)
- Stoline, M. R. 1981 The Status of multiple comparisons —simultaneous estimation of all pairwise comparisons in one-way ANOVA designs—. *The American Statistician*, 35:134-141
- 外山三郎・岡田滋・黒木嘉久 1984 42年生スギ101家系間の生長差。日林論, 95:315-316.

Summary

Three-old seedlings derived from seeds collected from individual tree across Japan and local one as control were planted out at Tsugawayama Experimental Forest for Cryptomeria Breeding in 1944. These families were classified into 3 groups according as their bole volume growth, namely superior, median and inferior ones at the age of 42 in 1983. Fifty trees selected from 3 families for each group and from the control were subjected to stem analysis.

Using the values obtained from stem analysis, we calculated normal form factors every 5 years from 15- to 40-year old, and then analyzed the difference of stem form among 10 Cryptomeria families.

Generally, mean normal factors in each family had been increasing sharply for 10 years from 15-year old, and gradually after that. There are the various types of changes of the factors over time, however.

As a results of the analysis of variance by one-way layout with the factor of the family and the test by multiple comparisons, there are significant differences among the families at every ages, but the number of combinations with significant differences decreases as the trees grow older. There is no tendency that the more superior tree growth is, the larger normal form factor is, and vice versa.