

# トドマツ苗タイプの指数化と

## その生長能力との関係

畠山末吉\*

Preliminary studies on the estimation of indices showing  
plant types of Todo-fir (*Abies sachalinensis*) families  
and their relation with growth ability.

By Suekichi HATAKEYAMA\*

### はじめに

育種における品種や系統の検定は、収集した多数系統の中から、優れた育種材料をえらぶうえで重要である。しかし、収集した多数系統の多数形質についての検定は労力、費用、年数の点から実際上容易でない。そこで、系統や品種の特性の分析、あるいはタイプによる分類から能力がたかいと予測される材料をある程度適確に評価できれば、育種能率向上の面で意義が大きいと思われる。

農作物には草型による分類があり、この草型は、収量や栽培特性などに密接に関係するとの報告が多い (TSUNODA, 1962; JENNINGS, 1964; MORISHIMA *et al.*, 1967; THSENG and HOSOKAWA, 1972)。

林木では、トドマツ (*Abies sachalinensis*) 苗の品質区分に“よい苗木”という、あいまいで概念的な表現がつかわれている。これは主観的であるが、苗木の総合印象による表現であるから、農作物における草型と概念的におなじ意味と考えられる。

トドマツの次代検定で家系別に育苗したものをみると、各家系はいろいろなタイプをしめすことに気づく。このタイプは、形態や生理的特性の総合値の表現 (MORISHIMA, 1967) と考えられるから、うえにのべた農作物の草型や“よい苗木”と概念的におなじものと考えられる。

しかし、“よい苗木”は得苗率とともに、育苗における目標であるが、造林木としてたかい生産力や適応性をもつとの確証がないため、林木の育種では重要に考えていなかった。

本報では、形質の総合がしめす苗木のタイプの生産力や適応性に関する意義を考える手はじめとして、造林木として生長量大きい家系の、苗畑におけるタイプを検討した。まず、主成分分析法によって、概念的なトドマツのタイプを客観的に表現する試みをおこなった。さらに、とりだされた主成分の生物学的特性を検討し、主成分スコアでトドマツのタイプを評価することの有効性をたしかめた。また、トドマツのタイプをあらわすと考えられる主成分スコアとそれに対応する系統群の造林ごの樹高生長の関係を検討した。

植物の分類に主成分分析を適用した研究はいろいろみられる。たとえば、望月・奥野 (1967) は主成分分析に

---

\* 北海道立林業試験場 Hokkaido Forest Experiment Station, Bibai, Hokkaido.

よって品種分類が客観的になるとのべ、MORISHIMA (1967) らは主成分分析によって草型の遺伝変異をあきらかにし、草型の季節変化や生長の潜在能力の関係について報告している。

#### 材料および調査形質

この試験にもちいた苗木の種子源は、北海道浦河、池田、北見、旭川林務署管内の造林地である。

種子は各造林地内に約 0.3ha の標準地を設け、そこから無作為に抽出した母樹から母樹別に採取した。種子源となったこれら 4 林分は、ともに昭和 6 年植栽で、球果採取時の生立本数は、浦河の約 2,500 本/ha をのぞき、ほかの 3 林分は約 1,800 本/ha であった。

この試験は苗木育成年次のちがいから 2 つの試験にわけた。第 1 次試験の浦河・池田両林分産の種子は昭和 38 年、第 2 次試験の北見・旭川産は昭和 39 年に採取した。まきつけは、それぞれ種子採取の翌春、北海道立林業試験場の実験苗畑におこなった。実験計画は家系ごとに乱塊法 4 反覆で配置した。測定は 1 回床替 4 年生苗(81 本/m<sup>2</sup>植え)についておこなった。調査本数はプロットの中央部から 1 家系、1 プロットにつき 36 本ずつ、1 家系の合計で約 144 本調査した。供試された林分(種子源)の所在地と、それから育成した家系数は表 1 にしめた。

表-1 トドマツのタネの産地

Table 1. Details of seed sources of *Abies sachalinensis*.

試験番号 Experimental No.	タネの産地 Seed source	所在地 Location	家系数 Number of families
I	浦河 Urakawa	浦河 目黒 Meguro, Urakawa	20
	池田 Ikeda	池田 大津 Ohtsu, Ikeda	21
II	北見 Kitami	北見 若松 Wakamatsu, Kitami	14
	旭川 Asahigawa	旭川 当麻 Tohma, Asahigawa	16

調査形質は苗木の品質に関係するとおもわれる苗高、根元径、頂芽数、当年伸長、当年枝数、当年枝長、開舒日、冬芽形成率、2 次生長の発生率のほか成熟度の 10 形質である。成熟度とは年間の総生長量にたいする生育期間中のある時期までの当年伸長量の割合である。調査した 10 形質のうち、冬芽形成率と 2 次生長の発生率はプロット平均を調査した。パーセントであらわされる測定値は分析のまえに逆正弦変換した。

#### 分析方法(主成分分析)

主成分分析法の考え方については、いろいろな説明がおこなわれているが、ここでは KENDALL (1957)、奥野 (1965) らを参照し簡単に紹介する。

まず、 $n$  個の系統からなる対象集団について、 $P$  種類の特性を測定したとすれば、これら測定値は  $P$  次元空間に分布する、 $n$  個の点であらわされると考えられる。主成分分析は測定した多くの特性値のデータのバラツキと、特性値間の相関にもとづいて、総合的に大きな効果をもち、特性値の数より少ない成分を検出するための統計的方法である。したがって、情報の損失をなるべく少なくし、最初の次元数  $P$  を、少ない次元数  $m$  ( $P > m$ ) に変換した変量(主成分)で、特性値全体の変動を総合的に評価しようとする手法である。

この試験では、各測定形質の尺度がちがうので、分散共分散のかおりに相関係数行列 $|R - \lambda I| = 0$ をとき、固有値、固有ベクトルをもとめた。さらにに各形質とそれぞれの主成分との相関係数をもとめ、形質の主成分にたいする寄与率を計算した。

## 結果と考察

### 形質の家系間差異および形質間相関

主成分分析は多数形質め変異を総合的に評価しようとするものであるが、まず、主成分分析につかえる形質を選択するため、調査した全形質について、家系平均値間差異の統計的有意性を検定した。分散分析の検型式はプロット内の講次標本がない形質をのぞき、つぎによった。

$$Y_{ijk} = m + fi + bj + Eij + eijk$$

ここで、 $Y_{ijk}$ はある形質のプロット平均をあらわし、 $fi$ は家系 $i$ の平均効果、 $bj$ はブロック $j$ の平均効果、 $Eij$ は家系 $i$ とブロック $j$ の交互作用をあらわし $eijk$ は誤差項をあらわす。

この模型式にしたがって分析した第1次試験の浦河・池田産トドマツ後代の10形質と、第2次試験の北見・旭川産後代の9形質の家系平均値間差異の有意性検定は表-2にしめた。第1次試験についてみれば、浦河産は冬芽形成率と成熟度が5%水準で有意差をしめし、苗高、根元径、当年伸長、当年枝数、頂芽数のほか開舒日などの8形質は1%水準で有意差をしめた。池田産は成熟度のみが5%水準で、ほかの9形質はすべて1%水準で有意差をしめた。

第2次試験であつからた後代については冬芽形成率を測定しなかつたので、9形質しか分析できなかつた(表-2)。北見産の家系平均値は頂芽数と成熟度が5%水準で、ほかの7形質はすべて1%水準で有意差をしめた。旭川産は成熟度が5%水準であつたほか、あとの8形質はすべて1%水準で有意差をしめた。

表-2 両試験におけるトドマツ家系平均の分散分析による有意性検定  
Table Statistical significance test for family means by the analysis of variance for the data of Todo-fir (*Abies sachalinensis*) families in the two series of experiments.

形質 Character		第1次試験		第2次試験	
		The 1st series of experiments	of	The 2nd series of experiments	of
		URAKAWA	IKEDA	KITAMI	ASAHIGAWA
Height	苗高	**	**	**	**
Diameter	根元径	**	**	**	**
# of branches	当年枝数	**	**	**	**
Current height	当年伸長	**	**	**	**
Branch length	当年枝長	**	**	**	**
# of terminal buds	頂芽数	**	**	*	**
Flushing date	開舒日	**	**	**	**
Rammar shoot(%)	2次生長率	**	**	**	**
Terminal bud formation(%)	冬芽形成率	*	**	—	—
Maturity of seedlings	成熟度	*	*	*	*

注：\*と\*\*はそれぞれ5%と1%水準で統計的に有意であることをしめす

Note: \*and\*\*stand for statistical significance at the 5% and 1% levels, respectively.

両試験とも、調査した全形質の家系間差異が、統計的な有意差をしめしたので、主成分分析のもとになる相関係数の計算は、各試験ごとに、産地をこみにし家系平均をつかい、調査した全形質相互間でおこなった。相関係数行列と、主成分分析の計算はすべて大型電子計算機によった。

第1次試験の相関係数行列は表-3にしめす。相関係数の右肩のアスタリスクは、相関係数が1%水準で有意であることをしめす。表-3から、つぎのような関係をみることができる。

Table 表-3 浦河・池田産トドマツの家系平均の形質間相関係数  
Correlation coefficients between characters observed in 41 families  
of todo-fir collected from Urakawa and Ikeda stands.  
第1次試験 (the 1st series of experiments)

Character		X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
苗高 Height	X1	.777*	.581*	.923*	.803*	.109	.150	.556*	.498*	-.016
根元径 Diameter	X2		.461*	.865*	.851*	.172	.021	.551*	.466*	-.023
当年枝数 # of branches	X3			.418*	.357	-.081	.229	.528*	.265	.024
当年伸長 Current height	X4				.912*	.146	0.44	.531*	.565*	-.054
当年枝長 Branch length	X5					.222	-.031	.449*	.502*	-.089
頂芽数 # of terminal buds	X6						.036	-.583*	-.191	.273
開舒日 Flushing date	X7							.142	.052	.116
2次生長 Rammar shoot	X8								.581*	-.235
冬芽形成率 Terminal bud formation	X9									-.430*
成熟度 Maturity of seedlings	X10									

注：\*は1%水準で統計的に有意であることをしめす

Note : \* stands for statistical significance at the 1% level.

- A) 苗高, 根元径, 当年伸長, 当年枝数が大きい家系ほど, 2次生長しやすく, かつ冬芽形成率がたかい。
- B) 苗高, 根元径が大きく, 2次生長しやすい家系ほど当年枝数が多い。
- C) 頂芽数が多いほど2次生長しない。
- D) 冬芽形成のおそい家系ほど成熟度が小さい。

ほかの形質と統計的に有意な関係にない形質は開舒日のみであった。

第2次試験の相関係数行列で統計的に有意な関係をもつ形質群を要約するとつぎのようになる。

- A) 苗高, 根元径, 当年伸長, 当年枝長が大きい家系ほど当年枝数が多い。
- B) 頂芽数が多い家系ほど成熟度が大きい。
- C) 苗高の大きい家系ほど開舒日がはやい。

第2次試験で他形質と統計的に有意な関係をしめさない形質は2次生長のみであった。これら両試験で有意な関係をしめした形質を群わけし表-4にしめした。

表-4 形質間の相関係数が相互に有意な形質の群わけ

Table 4. Clustering of the characters which the sorrelaton coefficients between characters are statistically significant in the two series of experiments.

群 Cluster	第1次試験		第2次試験	
	The 1st series of experiments		The 2nd series of experiments	
	関係 Relation	形質 Character	関係 Relation	形質 Character
I	正 Positive	苗高, 直径, 当年伸長, 当年枝長, 2次生長, 冬芽形成率 Height, Diameter, Current heinght, Branch length Rammar shoot, Terminal bud formation.	正 Positive	苗高, 直径, 当年枝数, 当年枝長, 当年伸長 Height, Diameter, # of branches, Current height, Branch length.
II	正 Positive	当年枝数, 2次生長, 苗高, 直径 # of branches, Rammar shoot, Height, Diameter	正 Positive	苗高, 開舒日 Height, Flushing date
III	負 Negative	頂芽数, 2次生長 # of terminal buds, Rammar shoot.	負 Negative	頂芽数, 成熟度 # of terminal buds, Maturity of seedlings.
IV	負 Negative	冬芽形成率, 熟成度 Terminal bud formation, Maturity of seedlings.		

主成分分析

さきへのべた、主成分分析の考えかたと分析法にしたがい、第1次試験と第2次試験の測定データを解析した。

本試験では、分析はすべて第3軸（第3主成分）までとし以下を打切った。

表-5には第1次試験と第2次試験からもとめた固有値、固有ベクトルの値をしめした。固有値は主成分の分散をあらわすから、この値からそれぞれの主成分が、全形質変動の何割が説明されているか示ることができる。固有値の下段のパーセントは第1主成分から第3主成分までで全形質の変動の何割が説明されているかの累積割合をあらわす。表にしめした固有値の値からあきらかなように $\lambda_1$ は全形質の変動の約47%を、 $\lambda_1$ と $\lambda_2$ では約65%、 $\lambda_3$ までで約77.5%の変動を説明している。つまり、第1次試験における10形質の全変動は第3主成分までの抽出によって、約77.5%説明された。

第2次試験の北見・旭川産についての固有値、固有ベクトルは表-5の右欄にしめした。表からあきらかなように $\lambda_1$ で約45%、 $\lambda_1$ と $\lambda_2$ で約69%、 $\lambda_3$ までで全形質の約83%の変動が説明されている。

しかし、以上は全形質をこみにした見かたで、分析した全形質の個々の形質変動がもれなく、十分説明されたことを意味しない。この検討は以下にのべよう。

表-5の下段にしめした3主成分の固有ベクトルの値から、3主成分にたいする個々の形質の寄与の度合いを示ることはできる。しかし、3主成分が、個々の形質の変動をどの程度説明しているかを数量的にみるには、形質と主成分との相関係数の形質ごとの自乗和、つまり累積寄与率でみるのがよい。ここでいう相関係数は、主成分の平方根と固有ベクトルの積からも計算される。

第1次試験の第1主成分と、統計的に有意な相関をしめす形質数は第2、第3主成分に比較しより多く、相関係数値も大きい傾向がみられる（表-6）。

表-5 両試験における固有値と固有ベクトル

Table Eigen valves and eigen vectors in the two series

主成分 Principal component		1次試験			2次試験		
		The 1st series of experiments			The 2nd series of experiments		
		1st	2nd	3rd	1st	2nd	3rd
固有値 Eigen value	( $\lambda \kappa$ )	4.674	1.181	1.260	4.102	2.135	1.253
パーセント Percent	(%)	46.74	64.93	77.53	45.57	69.30	83.23
固有ベクトル Eigen vector	( $l \kappa i$ )	$l \kappa i$	$l \kappa i$	$l \kappa i$	$l \kappa i$	$l \kappa i$	$l \kappa i$
苗高 Height		.425	.133	.072	.469	.007	.020
根元径 Diameter		.408	.176	-.080	.395	.002	.080
当年枝数 # of branches		.281	-.044	.44	.380	.108	-.390
当年伸長 Current height		.434	.156	-.107	.450	-.010	.051
当年枝長 Branch length		.407	.197	-2.07	.420	-.004	.246
頂芽数 # of terminal buds		-.006	.655	-.153	.089	.662	-.059
開舒日 Flushing date		.054	.020	.672	.272	-.319	-.301
2次生長率 Rammar shoot		.332	-.413	.199	.089	-.178	.797
冬芽形成日 Termminal bud formation		.315	-.285	-.199	—	—	—
熟成度 Maturity of seedlings		-.076	.451	.427	.006	.645	.201

3主成分にたいする形質の累積寄与率は、80%以上が6形質、60%以上が3形質で、もっとも寄与率がひくい形質でも58%であった。

第2次試験では、分析された9形質のうち、7形質が80%以上のたかい累積寄与率をしめた。もっとも寄与率がひくい根元径と、開舒日の両形質の累積寄与率も約60%で、比較的たかい値をしめた(表-6)。

これらを要約すると、第1次と第2次の両試験で抽出された3主成分が、分析した全形質の変動と分析された個々の形質変動を十分説明しているといえる。

#### 主成分の生物学的特性とトドマツのタイプの指数化

以上のべてきたように、形質の全変動と個々の形質の変動を代表できる少数の主成分が抽出された。そこで第1次試験の41家系の第1、第2主成分に関する家系散布図を図-1にプロットした。しかし、主成分分析そのものは、鈍粋に統計的な手法であるから、とりだされた主成分の生物学的特性があきらかにされなければ、両主

成分を軸とした平面上に散布する各家系にあたえられた主成分スコアの生物学的特性があきらかにならない。

各家系の主成分スコアは、第1主成分から第3主成分までの相関係数および形質の3主成分による積和と主成分との相関係数および形質の3主成分による積和とを比較して計算されている。

Table Correlation coefficients between character and principal component an cummulative contribution to the first three principal component in the two series of experiments.

形質 Character	第1次試験 The 1st series of experiments				第2次試験 The 2nd series of experiments			
	主成分			累積寄与率 Cummulative contribution	主成分			累積寄与率 Cummulative contribution
	Principal component				Principal component			
	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>		
苗高 Height	.918*	.180	.081	.881	.949*	.011	.022	.901
直径 Diameter	.883*	.232	-.089	.844	.801*	.003	.092	.650
当年枝数 # of branches	.603*	-.059	.498*	.621	.771*	.158	-.447*	.819
当年伸長 Current height	.939*	.211	-.120	.940	.930*	-.010	.057	.867
当年枝長 Branch length	.881*	.265	-.231	.889	.850*	-.006	.275	.798
頂芽数 # of terminal buds	-.014	.883*	-.171	.809	.181	.967*	-.066	.972
開舒日 Flushing date	.116	.027	.754*	.582	.552*	-.466*	-.337	.635
2次生長率 Rammar shoot	.718*	-.557*	.227	.875	.181	.260	.892*	.896
冬芽形成日 Terminal bud formation	.681*	-.385	-.224	.665	—	—	—	—
成熟度 Maturity of seedlings	-.164	.608*	.479*	.626	.014	.942*	.224	.937

注：\*は1%水準で統計的に有意であることをあらわす

Note : \*stands for statistical significance at the 1% level.

$$X_{ja} = \sum_{i=1}^p l_{jk} \mu_{ka}$$

ここで  $X_{ja}$  は家系  $a$  の主成分  $X_j$  に関するスコアであり、 $l_{jk}$  は固有値  $j$  に対応する固有ベクトル  $R$  の値、 $\mu_{ka}$  は家系  $a$  における形質値  $R$  を平均が 0、分散が 1 になるように基準化した値である。

うえの式からあきらかなように、主成分スコアは、基準化した形質値と重み係数（固有ベクトルの要素）との積和、つまり、形質値とそれに対応する係数値の積の各項の和からなっている。

ある特定主成分を考えると、家系のちがいに

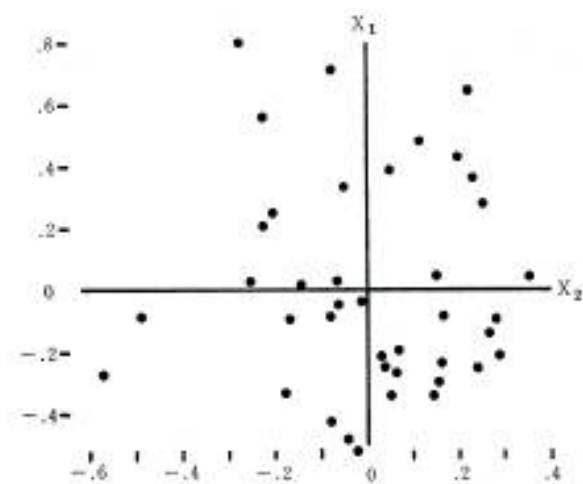


図 - 1 トドマツ家系の散布図 X<sub>1</sub>, X<sub>2</sub> はそれぞれ第1, 第2主成分をあらわす

よって形質値はかわるが、係数値は一定である。

しかし、形質のちがいで係数値もかわるか Fig. 1. Scatter diagram of Todo-fir families in two dimensional space, projected in the (X<sub>1</sub>-X<sub>2</sub>)

表-7 両次試験における3主成分にたいする形質の貢献度による形質の階級わけ

Table 7. Assortment of characters by the degree of contribution to the first three principal components in the two series

主成分 Principal Component	級 Class	形質 Character	
		第1次試験 The 1st series of experiments	第2次試験 The 2nd series of experiments
X <sub>1</sub>	+	苗高, 根元径, 当年枝数, 当年伸長, 当年枝長, 2次生長率 Height, Diameter # of branches, Currnt height, Branch length, Rammar shoot, Terminal bud formation.	苗高, 根元径, 当年枝数, 当年伸長, 当年枝長, 開舒日 Height, Diameter # of branches, Currnt height, Branch length, Flushing date
X <sub>2</sub>	+ -	頂芽数, 成熟度 # of terminal buds, Maturity of seedlings. 2次生長率 Rammar shoot.	頂芽数, 成熟度 # of terminal buds, Maturity of seedlings.
X <sub>3</sub>	+ -	開舒日, 当年枝数, 成熟度 Flushing date, # of branches, Maturity of seedlings.	2次生長率 Rammar shoot.  当年枝数 # of branches

注： 形質は主成分と形質間の相関係数によって分類した

Note: Character was assorted by the correlation coefficients between character and principal component.

+; Coefficient was positive and statistically significant. +は係数が正で統計的に有意な係数

-; Coefficient was negative and statistically significant. -は係数が負で統計的に有意な係数

ら、第1主成分から第3主成分までの形質の係数値を、その値によって、正、負、零などに階級わけできる。階級わけは、主成分と形質との相関係数(表-6)をもとにし、正、負はそれぞれ相関係数が正、または負の統計的に有意な形質、零は有意でない形質とした(表-7)。

第1次試験の第1主成分で正に階級わけされた形質は苗高、根元径、当年枝数、当年伸長、当年枝長、2次生長率、零の形質は頂芽数、開舒日、成熟度で負の形質はない。この主成分のスコアが正で、しかも値が大きいためには、係数値、形質値とも正で大きい必要がある。いいかえると、苗高、直径とも大きく、当年枝が多く、しかも長大であり2次生長しやすい家系である。このような家系の変異方向は、苗木は大型であるが幾分、徒長型で軟弱な苗木になる方向といえるだろう。一方、主成分スコアが負で値が大となる変異方向は、2次生長はしないが苗木が小型化する方向である。したがって、この主成分は苗木の大小や生育期および2次生長に関係した主成分といえる。

第2主成分で係数が正の形質は、頂芽数と成熟度、負の形質は2次生長発生率で、ほかの形質の係数はすべて零であった。この主成分のスコアが正で大きな値をとるためには、係数が正の形質では、形質値が正で大なること、負の形質では、形質値が負で絶対値が大きいことが必要である。つまり、頂芽(つぎの生長期の側枝)が



多く、上長生長が短期間におこなわれるが、2次生長しない家系ほど、主成分スコアが正の大きな値をとることになる。この家系の変異方向は、つぎの生長期の側枝数が多く、しかも上長生長の生育期がみじかく、2次生長しない、いわゆる将来、側枝数が多くなり充実した苗木という方向である。したがって、この主成分はつぎの生長期における側枝数の多少と、生育期間の長短や苗木の充実度と関係している。

第3主成分の係数が正の形質は、開舒日、当年枝数と成熟度である。第3主成分のスコアが正で大きな値をとるためには開舒がはやく、上長生長が早めにとまり、当年枝数が多い必要がある。つまり、生育期間の長短と側枝数の多少と関係した主成分である。

第2次試験における第1主成分の係数が正の形質は苗高、根元径、当年枝数、当年伸長、当年枝長、開舒日で、第1次試験における第1主成分で係数が正であった2次生長と、開舒日が入れかわっただけで第1次試験のそれと類似している。また係数が負の形質はなく、零の形質は頂芽数、2次生長、成熟度である。このような家系の変異方向は、第1次試験の第1主成分とおなじで、開舒日がはやく、しかも苗木が大型化する方向で、苗木の大小や生長開始の遅速と関係がふかい。

第2主成分で係数が正の形質は、頂芽数と成熟度で負の形質は開舒日のみである。この主成分スコアが正の大きい値をとるためには、頂芽が多く、上長生長がはやくとまり、開舒日が遅い必要がある。このような家系の変異方向は、第1次試験の第2主成分とおなじく、つぎの生長期における側枝数が多く、生育期間が短かいという方向である。したがって、この主成分は、つぎの生長期における側枝数の多少と、生育期間の長短という苗木の充実度と関係がふかい。

第3主成分で係数が正の形質は2次生長発生率、負の形質は当年枝数のみである。この主成分でスコアが正で大となるためには、2次生長しやすく、当年枝数がすくない必要がある。つまり、この主成分は苗木の軟弱さや側枝数の多少と関係がふかい。

以上のべてきた各主成分の生物学的特性を要約すれば、すくなくとも、第1次試験であつかった材料に関する限り、つぎのようになる。

第1主成分：苗木の大小や生育期間の長短および2次生長に関した主成分

第2主成分：頂芽数（将来の側枝数）の多少および苗木の充実度に関した主成分

第3主成分：生育期間の長短や現在までの側枝数の多少と関係した主成分

しかし、これらの試験は2林分からの家系群をこみにした分析であるから、それぞれの林分からの家系群でも同じ傾向をしめすかどうか検討しよう。

図-2はこの点を検討するため、第1次試験の浦河と池田産の家系を区分し、それぞれの主成分の生物学的特性の代表的な形質と、主成分スコアとの関係をみたものである。

図の左は苗高と、第1主成分スコアとの関係をしめしたものであるが、両林分からの家系とも、第1主成分スコアにたいする苗高の傾斜は同じ傾向をしめした。ただ、形質値、主成分スコアとも池田産の家系が浦河産より大きいようである。中央の図は頂芽数と、第2主成分スコアとの関係をしめしている。この相関図からも、林分のちがいによる関係のちがいはみとめられない。当年枝数と第3主成分スコアとの関係は右側の図にしめした。第3主成分にたいする当年枝数の傾斜は、林分によって多少の変化がみられた。しかし、相互関係は同じである。

これらの検討から、主成分スコアによって、トドマツ系統のタイプを表現できると考えられる。したがって、うえにのべてきた主成分分析法は、トドマツ系統のタイプを数値で分類・評価するのに有効な方法と考えられた。

ここでいうタイプは、従来農作物につかてきた草型と同じ概念であるが、望月・奥野（1967）らと同じ“多数形質が複合してあらわす変異の型”を意味する。

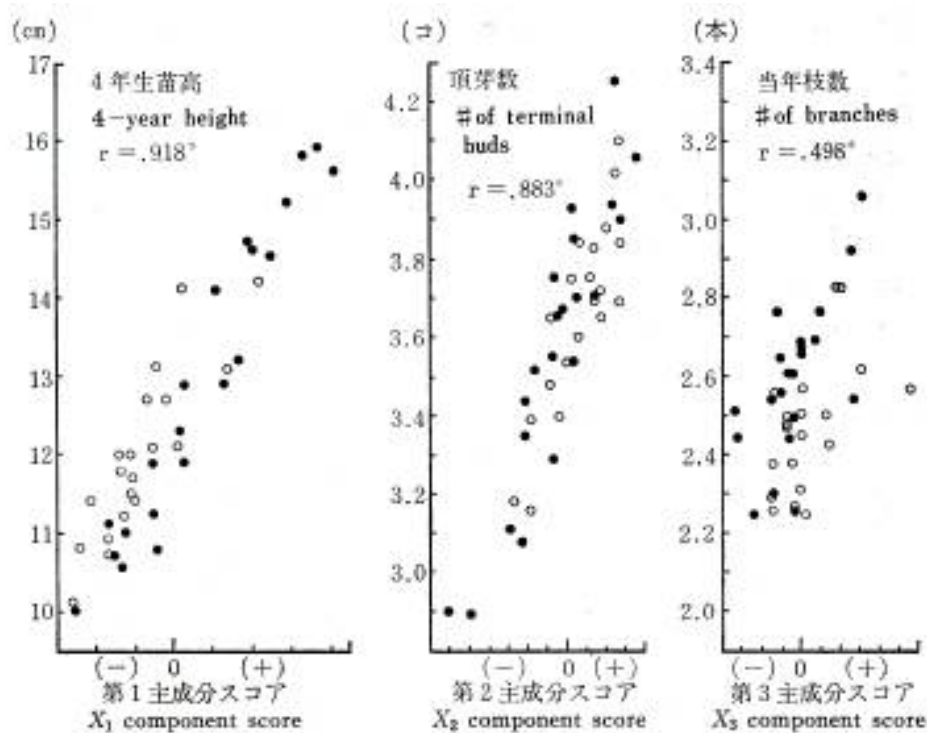


図-2 第1, 第2, 第3主成分と相関がたかい形質との相関図

● : 池田産, ○ : 浦河産

Fig. 2. Scatter diagrams showing correlation between  $X_1$ ,  $X_2$  and  $X_3$  component score and corresponding characters.

● : Ikeda, ○ : Urakawa

#### トドマツのタイプと生長能力との関係

トドマツの次代検定で、苗畑における苗木のタイプを無視した4~5年生の苗高は、林地に植栽されてから数年ごの樹高生長と無関係にちかい(久保田 1971)といわれ、苗畑でしめたある系統の苗高は、それらが造林されたあとの生長能力と関係がないという例が多い。

ところが、岡田(1972)らは、ニホンカラマツ(*Larix leptolepis*)やスギ(*Cryptomeria japonica*)の老幼相関に関する研究で、約10年生時の樹高や直径は、伐期にちかい樹齢のそれぞれと比較的たかい関係があると報告している。筆者が、4林分、72個体のトドマツについて、樹齢約15年と33年の樹高の関係を見るため、相互の相関係数を計算した例でも、林分によつて.69から.86までの比較的たかい関係がみられた(畠山未発表)。

このように、造林ご数年経過したときの樹高は、伐期にちかい樹齢時の樹高と比較的たかい関係をもつが、苗畑における単純な苗高は、造林されて数年ごの樹高との関係がひくい。

もしここで、苗畑において4年生のトドマツがしめすタイプから、約10年生の樹高生長を評価できればいろいろな面で都合がよい。たとえば、造林ごの初期生長が旺盛な系統が早期に選抜できること、さきの老幼相関がしめすように、苗畑時におけるトドマツのタイプから、樹齢30年以上の樹高生長をある程度適確に評価できるかもしれないからである。

そこで、4年生のトドマツ家系やタイプとそのこの生長量との関係を見るため、トドマツ苗のタイプを表現すると考えられる主成分スコアと、それに対応するトドマツ家系の移植ご4年経過した樹齢8年の樹高との相関

図をかいた (図 - 3)。8年生樹高の測定値は、実験苗畑の隣接地に、1プロット16本/m<sup>2</sup>植え、乱塊法2反覆で、さきのタイプを推定した同じ家系群を移植し、4年経過したものからえた。

図-3 は、左から、それぞれ8年生の樹高と4年生の苗高、8年生の樹高と4年生時の第1主成分スコア、8年生の樹高と4年生苗の第2主成分スコアとの相関図をしめす。図からあきらかなように、8年生の樹高と4年生の苗高との関係は比較的たかく、相関係数は.562である。8年生の樹高と第1主成分スコア(4年生の苗木の大小や生育期間の長短と関係する主成分)との関係は、4年生の苗高との関係とほぼ同じで、相関係数は.536である。

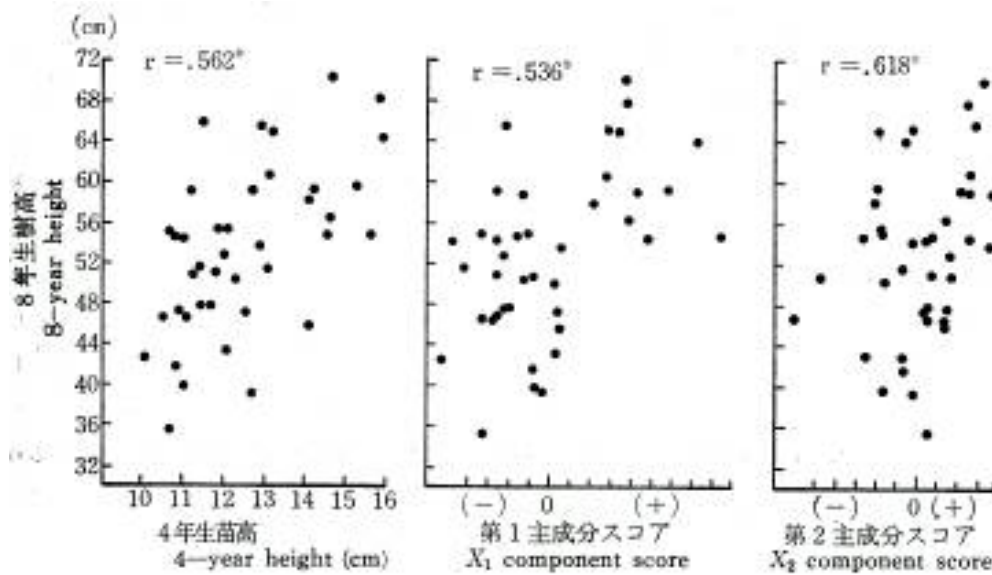


図-3 8年生樹高と4年生苗高、第1、第2主成分スコアとの相関図

Fig. 3. Scatter diagrams showing correlation between 4-year height,  $X_1$  or  $X_2$  component score and 8-year height..

表-8 第1次試験における苗高と主成分スコアとの相関係数

Table 8. Correlation coefficients (r) between height growth and principal component score in the families of Todo-fir (the first series of experiments).

	4年生の苗高 4-year height	8年生の樹高 8-year height	4~8年間の樹高生長 4-8 year height growth	Deviation from regression of 8-year on 4- year height
$X_1$ component	.918*	.536*	.401*	-.081
$X_2$ component	.190	.618*	.536*	.129
$X_3$ component	.081	-.062	-.268	.032
4-year height	1.000	.562*	.407*	-.090

Note:  $X_1$  component score has major correlations on current height (.938), height (.918), diameter (.883), branch length (.881), rammar shoot (.718), termina bud formation (.681) and # of branches (.608).

$X_2$  component score has major correlations on # of terminal buds (.883), Maturity of seedlings (.608) and rammar shoot (-.557).

X<sub>3</sub> component score has major correlations on flushing date (.754) and # of branches (.498) .

\* stands for statistical significance at the 1% level.

8年生樹高と第2主成分スコアの相関係数は.618で、8年生樹高と4年生の苗高や、8年生樹高と第1主成分スコアとの関係がしめす相関係数より大きい値をしめた。

移植ご4年間の総樹高生長と各主成分スコアとの関係でも、第2主成分スコアがもつともたかい相関係数の値をしめた(表-8)。

8年生樹高や造林ご4年間の総樹高生長とたかい関係をもつ、第2主成分があらわすトドマツ家系のタイプは、頂芽数と苗木の充実度の変異をしめている。この第2主成分にもっとも寄与が大きい形質は、4年生時の頂芽数である。この第2主成分と頂芽数との相関係数は、第1次試験では.883、第2次試験では.967で、ともにたかい値である。したがって、第2主成分スコアであらわされるトドマツのタイプは、大部分が頂芽数の多少をあらかわしているとも考えられる。そのため、第2主成分スコアがあらわすトドマツ系統のタイプと生長との関係を、頂芽数と生長能力の関係として検討してみた。

角田(1964)は葉と葉が重なりあわない条件下では、葉面展開力のつよい品種ほど、全乾物収量が大きいといい、吉良(1965)は幹の生長量は葉の積算量に比例するとのべている。

トドマツも葉面の傾斜や、陽光の透過率のちがいを無視し、単純に考えれば、葉面積が大きい家系ほど生長量が大きいことになる。この仮定どおりであれば、第2主成分スコアが大きい系統は葉面積が大きくなければならない。しかし、この試験では葉面積の測定をしていないから、別の調査資料で第2主成分にもっとも寄与が大きい頂芽数と、葉面積との関係の検討から、第2主成分と葉面積との関係を推定しようと考えた。

表-9は、材料は別だが、4年生のトドマツから測定したもので、これにつかった家系数は50、約500個体の調査によるものである(畠山未発表)。

表-9 葉面積と他の形質との相関係数

Table 9. Correlation coefficients between leaf area and the other characters

タネの産地 Seed source	当年枝数 # of branches	頂芽数 # of terminal buds	全乾物量 Dry weight
アイザン Aizan	.076	.665**	.894**
アポイ Apoi	.005	.656**	.955*

\*\* stands for statistical significance at the 1% level.

葉面積の大小と関係する形質として、まず第3主成分と関係する側枝数も考えられるので、当年枝数と葉面積との関係をしらべた。しかし、この相関係数は零にちかく、4年生時の側枝数は、葉面積とはあまり関係がなさそうである。つぎに主題の頂芽数と葉面積との関係では、アイザン、アポイ両産地とも、相関係数がそれぞれ.665、.656で統計的にも有意なたかい関係をしめた。このことから、4年生時に頂芽数の多い家系は、比較的葉面積が多い家系であると考えられる。さらに、葉面積と非同化部分の全乾物重とは、非常にたかい関係があり、さきにのべた、. 葉面積が大きい家系ほど生長量が大きいという考えと一致した。

以上検討してきたことは、資料や方法の面でまだ十分とはいえない。しかし、第2主成分スコアが大きい(頂芽数が多く、生育期間がみじかい)家系が、造林ごたかい樹高生長をしめたのは、偶然ではなく、因果関係と考えられる。

この試験は、苗畑と同環境で、しかも枝がふれあわない条件下でおこなわれてきたが、環境の異なる条件で

の結果は第2次試験の検定林の調査からあきらかになるだろう。

主成分スコアによるタイプの評価も問題がないわけではない。主成分分析法は、各形質ごとに個々別々の結論を導き出すのと異なり、互に関連しあつた形質から総合した結論を導き出している。そのためここでとりあげた10形質以外にトドマツのタイプに関係する形質がないかどうか、あるいは、とりあげた形質の軽重を考えず、すべて同列にあつた点は、総合的評価とはいえ問題をふくんでいる。

さらに、生育環境のちがいがトドマツ家系のタイプをどのように変化させるかはこれからの試験であきらかにしなければならない。

## ま と め

遺伝的に相互関係がないと考えられる4林分から71家系のトドマツを育成し、主成分分析を適用し、トドマツ家系のタイプをしめす指数の推定をした。さらにとりだした主成分の生物学的特性と、造林地ですぐれた生長をしめす家系のタイプについて考察した。

トドマツ苗の代表的な10形質をえらび、形質問相関行列を計算した(表-3)。主成分分析によって、固有値と固有ベクトルをとり出した結果、第3主成分までで、全変動の約80%が説明できることがわかった(表-5)。

つぎに主成分の生物学的特性を考察し(表-7)、第1主成分は苗木の大小や生育期間の長短および2次生長、第2主成分は頂芽数の多少および充実度、第3主成分は生育期間の長短や4年生の側枝数と関係した主成分であった。このことから、主成分スコアはトドマツ家系のタイプの指数としてつかえるといえよう。

主成分スコアとそれに対応するトドマツ家系の造林ご4年間の生長との関係を検討した。その結果、第2主成分スコアが8年生樹高との相関がたかいことがわかった。この第2主成分は苗木の葉面積とふかい関係があると思われる。

## 文 献

JENNINGS, P. R. 1964 Plant type as a rice breeding objective. *Crop Sci.* 4: 13-15.

吉良竜夫 1965 樹型のパイプモデル. *北方林業* 192: 69-74

KENDALL, M. G. 1957 *A course in multivariate analysis.* Charles Griffin and Company Ltd. London. 185p.

久保田泰則 1971 精英樹選抜によるトドマツの造林初期における育種効果. 昭和46年度林木育種研究発表会講演集 78-80

望月昇・奥野忠一 1967 主成分分析による四国在来種の品種分類と育種材料の探索. *育学雑* 17: 39-47

MORISHIMA, H. *et al.* 1967 Analysis of genetic variation in plant type of rice. *Japan. J. Breed.* 17: 39-47.

岡田幸郎 1973 林木における生長の早期検定. *育種学最近の進歩* 第13集 27-34

奥野忠一 1966 多変量解析法 (1, 2, 3). *品質管理* 17: 805-810, 983-990, 1349-1488

THSENG, F. S. and T. HOSOKAWA 1972 Significance of growth habit in Soybean. *Japan. J. Breed.* 22: 261-268.

TSUNODA, S. 1962 A developmental analysis of yielding ability in varieties of field crops. iv. Quantitative and spatial development of the stem system. *Japan. J. Breed.* 12: 49-55.

角田重三郎 1964 作物品種の多収性の研究—生育解析の立場より—34p. 日本学術振興会 東京

## S u m m a r y

Principal component analysis was successfully applied to estimates of the indices showing plant types of todo-fir (*Abies sachalinensis*) family. Materials used in this study are 71 families collected from 4 different stands

For the purpose of understanding the relation between characters and principal components, the characters were assorted into three classes, plus, minus and zero on the basis of value of eigen vector corresponding to the respective characters in Table , (Table 4),

Correlation matrix of ten characters were calculated (Table 3) following principal component analysis. About eighty of the total variation of ten characters were accounted for by the three principal components, and hence about eighty percent could be explained in total (Table 5).

Biological meanings of the first principal component, the characteristics corresponded to the general size of vegetative characteristics of Todo-fir seedlings, growing period duration and rammar shoot. In the case of the second principal component, the characteristics concerned with the number of terminal buds and maturity of seedlings. By the similar consideration of biological meaning, the third principal component appeared to correspond to the growing period duration and the number of branches (Table 7) .

From the above results, the principal component scores seemed to be useful as an index of plant types of Todo-fir families. Correlation coefficient between the second principal component scores for 4 - year seedlings and 8 - year height of corresponding to respective families were higher than their 4 - year height, and the second principal component has close relation with leaf area of their seedlings.