

扁栢의 樹幹成長에 關한 解析的 研究¹

安鍾萬² · 李光南³

An Analytical Study on Stem Growth of *Chamaecyparis obtusa*¹

Jong Man An² · Kwang Nam Lee³

要 約

扁栢(*Chamaecyparis obtusa*)은 1924年 日本에서 導入된 後 韓國 南部地方의 主要造林種으로 植栽되고 있다. 그러나 現存하는 扁栢林의 大部分이 幼令林에 屬하고 있으며 林木의 多角의 用途 開發이라는 最近의 趨勢를 考慮할 時, 合理的인 經營管理에 必要한 綜合的인 情報究明이 時急한 課題라고 할 수 있다. 이러한 觀點에서 全南 長成郡 三西面에 植栽된 23年生 扁栢林을 對象으로 83本の 標本木을 選定伐木하여 各種 樹幹成長因子들을 測定한 後 正準相關分析法, 主成分分析法 및 因子分析法을 適用하여 成長의 特性, 成長因子間의 關係, 潛在的 및 綜合的 情報究明을 위하여 調查分析한 結果를 要約하면,

幹材積과 質의 成長因子의 正準相關分析에서 正準相關係數는 0.988**이며, 正準變量의 係數에서 肥大成長因子에서는 胸高直徑, 上長成長因子에서는 樹高가 有力한 因子로 밝혀 졌으며, 胸高直徑과 樹高를 1組로 線形 結合한 正準變量과 幹材積間의 相關을 分析한 結果는 幹材積에 對한 影響力은 胸高直徑이 樹高에 比하여 높았다. 12個의 樹幹 諸成長因子들에 對한 主成分 分析結果에서 設定된 有效目標 85.00%에 合當하도록 採擇된 第1~第2 主成分까지의 累積奇與率은 88.16%이며, 第1, 第2 主成分은 各各 “크기因子”, “形狀因子”로 解釋되었다. 有效主成分의 各變量에 對한 奇與率은 樹冠直徑, 枝下高 및 望高를 除外한 모든 變量의 情報가 87.00% 以上을 說明해 주었다. 相關行列의 對角線要素를 SMC로 하여 얻어진 固有值에 依해서 共通因子를 2個로 定하였으며 f_1^* 은 樹幹의 肥大成長系의 f_2^* 은 上長成長系의 形質因子의 潛在的因子로 解析되었다. 各種成長因子의 內在現象은 枝下高, 樹冠直徑을 除外한 共通性이 78.62~98.30%의 높은 說明力을 가진다. 供試木 83本은 因子得點의 標準偏差(1)를 半徑으로 한 圓內의 標準木은 中間型으로 그리고 第 1, 2, 3, 4 象限別의 樹幹形質分類는 各各 肥大, 樹高成長의 總合型, 細長型, 矮小型 및 短肥型 等の 5個類型으로 分類할 수 있었다.

ABSTRACT

Considering the recent trend toward the development of multiple-use of forest trees, investigations for comprehensive information on these young stands of Hinoki cypress are necessary for rational forest management. From this point of view, 83 sample trees were selected and cut down from 23-year old

¹ 接受 10月 4日 Received on October 4, 1988

² 順天大學 林學科 Department of Forestry, Suncheon National University, Suncheon, Korea

³ 全南大學校 農科大學 College of Agriculture, Chonnam National University, Kwangju, Korea

stands of Hinoki cypress at Changsung-gun, Chonnam-do. Various stem growth factors of felled trees were measured and canonical correlation analysis, principal component analysis and factor analysis were applied to investigate the stem growth characteristics, relationships among stem growth factors, and to get potential information and comprehensive information.

The results are as follows :

Canonical correlation coefficient between stem volume and quality growth factor was 0.9877. Coefficient of canonical variates showed that DBH among diameter growth factors and height among height growth factors had important effects on stem volume. From the analysis of relationship between stem-volume and canonical variates, which were linearly combined DBH with height as one set, DBH had greater influence on volume growth than height.

The 1st-2nd principal components were adopted to fit the effective value of 85% from the principal component analysis for 12 stem growth factors. The result showed that the 1st-2nd principal component had cumulative contribution rate of 88.10%. The 1st and the 2nd principal components were interpreted as "size factor" and "shape factor", respectively. From summed proportion of the efficient principal component for each variate, information of variates except crown diameter, clear length and form height explained more than 87%.

Two common factors were set by the eigen value obtained from SMC (squared multiple correlation) of diagonal elements of canonical matrix. There were 2 latent factors, f_1 and f_2 . The former was interpreted as nature of diameter growth system. In inherent phenomenon of 12 growth factors, communalities except clear length and crown diameter had great explanatory power of 78.62 98.30%. Eighty three sample trees could be classified into 5 stem types as follows: medium type within a radius of ± 1 standard deviation of factor scores, uniformity type in diameter and height growth in the 1st quadrant, slim type in the 2nd quadrant, dwarfish type in the 3rd quadrant, and full-boled type in the 4th quadrant.

Key words : Chamaecyparis obtusa ; stem growth ; canonical correlation analysis ; principal component analysis ; factor analysis .

緒 論

扁栢이 導入樹種으로 韓國에 植栽되면서 扁栢에 對한 育林技術은 一般 針葉樹의 施業方法의 테두리를 못벗어나고 있는 바, 現存의 幼令林을 森林이 가지는 機能을 效果的으로 達成할 수 있도록 育成하기 위해서는 個個 樹木의 能力과 樹幹의 成長生理를 科學的으로 究明하여 合理的이고 效率的인 育林技術의 體系가 이루어져야 할 것이다.

이러한 育林上의 問題解決의 方案으로서 林學에서 지금까지 林木成長樣態를 나타낸 Logistic curve와 林分의 材積推定 혹은 成長豫測에 適用한 母集團에 關한 推計的인 統計理論을 많이 利用해 왔다. 하지만 樹幹의 成長은 한두가지 因子에 依하여 單純히 說明될 수 있는 것이 아니며, 이와 같은 單純한 測定 및 推定에 의한 數値의 提示보

다는 樹幹의 實體를 多面的인 各種成長因子들의 綜合體로 보는 視角에서 이들이 어떠한 相互關係를 가지고 樹幹形成에 影響하는가를 把握하는 것이 좀더 根本的인 育林上의 課題解決方案이라 할 수 있겠다. 이러한 分析方法의 하나로서 最近 Computer의 發達과 함께 發展된 理論인 多變量分析方法中 다음과 같은 3가지 方法을 들 수 있다.

첫째 樹幹의 形質과 品質에 關係하는 森林測定上 重要한 各種 成長特性變量들을 2個의 變量群으로 하여 變量群間的 相關의 構造에서 變量間的 關係의 背景을 把握하려는 正準相關分析法 (Canonical correlation analysis method), 둘째 이 變量들이 가지는 變動을 少數의 線型 合成變量(主成分)을 導出하여 總合的인 情報로 集約하려는 主成分分析法(principal component analysis method) 및 셋째 多變數를 少數의 共通의 潛在變數의 線型結合으로 說明하려는 것으로 行動科學에서 많이

適用하였던 因子分析(factor analysis method) 등이 有用하게 適用될 수 있을 것이다.

以上の 解釋方法을 綜合하면 生物學的 特性值를 變量으로 하는 情報과 變量 및 非生物學的 因子, 即 環境因子를 綜合한 情報에 關한 研究로 分類할 수 있다.

李²³⁾는 正準相關分析과 主成分分析法을 援用하여 落葉松의 樹幹에 關한 成長因子間의 關係를 解析한 結果, 成長因子中 樹高와 胸高直徑이 材積成長에 크게 奇異한다고 하였으며, 各種 樹幹成長因子에 依하여 얻을 수 있는 總合的인 情報 即 第1主成分은 크기因子로서 63.3%의 높은 情報吸收力을 가지며, 第2主成分은 立體的 形狀의 指標인 形狀因子로서 13.2%라고 報告하였다. 車¹⁾는 竹稈의 成長因子에 關한 多變量分析에서 第1主成分은 크기因子, 第2主成分은 形狀因子라고 하였으며, 增谷²⁶⁾은 杉나무의 相對幹型에서 第1主成分은 相對直徑列의 크기, 第2主成分은 樹幹의 細長度를 나타내는 因子라고 發表하였다.

阪上和 平³⁵⁾는 多雪地帶에 있어서 杉나무 幼令木의 根元彎曲과 그의 回復이 季節의 樹高生長型에 미치는 影響을 解析한 結果, 第1主成分은 根元部の 彎曲現象因子, 第2主成分은 根元部の 彎曲現象의 程度를 나타내 주는 因子, 第3主成分은 根元部彎曲의 狀態를 나타내주는 因子로 報告하였다. 李²³⁾는 海松의 分布와 變異에 關한 造林學의 研究에서 主成分分析과 Cluster分析法을 適用하여 韓國에 自生하고 있는 海松集團의 類似性과 形態를 分類하였다. 重松⁴¹⁾은 休養林에서 下刈作業, 光條件, 踏壓等의 環境因子의 變化에 따른 林相의 變化를 主成分分析法에 依하여 究明하였으며, 田中等⁴⁵⁾, 西川³⁰⁾, 安江 등⁴⁸⁾은 主成分分析과 Cluster分析法에 依하여 自然林을 群集 區分하였다. Johnson¹⁵⁾은 濕地에서 發生하는 植物集團의 生態的 敵地를 究明하기 위하여 主成分分析法을 適用하였으며, Pritts와 Hancock³³⁾는 *Vaccinium angustifolium*. 集團에서 生活史의 獨立性을 解析하기 위하여 環境的變量, 生態的變量을 統計的 Package Spss인 PAI型에 依해서 主成分分析하였으며, 5主成分까지의 Eigenvector를 利用하여 經路分析(path analysis)에 의해서 直接效果를 解析하였다. Shaver와 Lechowicz³⁸⁾는 正準相關分析法에 依하여 Tundra地域 植物 6個品種을 對象으로 하

여 施肥效果를 分析하였으며, Gittns⁶⁾는 正準相關分析法을 生態學에 反應한바 있고, Sinba와 Wallace⁴²⁾는 2個地域의 穀物狀態에 있어서 環境, 菌, 種子發芽力 間의 關係를 正準相關分析法으로 解析하였다. 菊池와 鈴木²¹⁾, Chebib 등³¹⁾은 環境因子와 農作物의 成長에 關한 綜合的인 情報 解析을 위하여 主成分分析法을 適用하였고 北村²⁰⁾은 主成分分析法에 依하여 森林에 對한 市民意識을 年齡과 關聯시켜 分析 報告하였다.

車¹⁾은 因子分析에 依한 竹稈의 成長因子에 關한 解析의 研究에서 第1因子는 竹稈의 크기 因子로서 85.60%의 說得力을, 第2因子는 第1因子와는 다른 形質系의 因子임을 報告한바 있다. Morishima와 Oka²⁷⁾은 濕地의 雜草群落 植物에 있어서 內的 變異型의 研究에서 4個의 共通因子와 共通性(h_{ij})을 解析하였으며, 4個의 共通因子 因子負荷量에 依해서 Cluster分析法에 의하여 樹形圖를 作成하여 品種間의 類似性을 解析한바 있다. 그리고 開化特性(鶴具 등)⁴⁶⁾, 種分類(柴田, 望月; 金과 李)^{43,28,19)}等의 研究에도 主成分分析法이 效果的으로 利用되고 있다.

以上과 結果에서 多變量解析을 利用한 分野는 大部分, 農作物의 育種, 植物의 生態 및 環境과의 關係를 解析하는데 適用되고 있다. 이러한 分析法을 森林測定分野의 林分解析에 採用함으로써 林木의 成長生理와 樹幹의 諸成長因子 間의 關係의 變動, 그 背後構造 및 潛在的 特性을 밝혀 그 結果에 依해서 다른 分析法을 導入適用하는데 充分한 發展의 餘地가 있는 것으로 思料되기 때문에 林分의 構成과 이에 關한 研究가 今後 더욱 活潑하게 進行될 것을 期待한다. 이에 本 研究의 目的은 扁栢의 同令單純林을 對象으로 林木樹幹의 成長生理를 把握하기 위하여 이와 關係하는 定量的 諸成長因子들을 위의 方法을 適用하여 分析하므로써, 첫째 成長因子間의 各種 關係의 變動과 그 背後構造에 對한 多次元的 解析으로 森林 社會學的 側面에서 諸成長因子의 力學的인 關係를 究明하고, 둘째 諸成長因子를 合成, 分類, 豫測해서 森林計測學에서 直徑, 樹高, 形狀, 材積 및 成長의 測定과 推定의 範圍를 벗어나 林分構造의 解析에서 諸成長因子에 대한 幅 넓은 情報를 提供할 수 있는 方法을 提示하여 攄으로서 森林에 對한 合理的인 施業管理에 意思決定의 資料解析에 奇異함이다.

近來에 林木의 多角的 利用 추세에 따른 效率의 인 森林의 經營管理에 必要한 各種 成長因子 情報를 把握하기 위하여 多變量解析에 關한 研究가 活潑하게 進行되고 있다. 田中⁴⁷⁾, 奥野³²⁾, Karson¹⁵⁾은 多變量解析의 그 主된 內容으로 正準相關分析, 主成分分析 및 因子分析 등을 들고, 各各의 分析法을 適用함으로써 各種 變量에 대한 綜合的인 情報를 把握할 수 있다고 하였다. 正準相關分析은 多數의 變量을 2個의 變量群으로 區分하여 變量群間의 相關 및 變量群內의 各變量들의 係數 vector에 의하여 奇與度를 推定하는 方法이다.^{32,36)} 主成分分析은 相互 關聯性이 있는 變量이 가지고 있는 情報를 最少數의 合成變量, 即 主成分에 依하여 總合的인 解釋을 하는 것이나, 因子分析은 直接的으로 推定할 수 없는 몇개의 潛在的 因子를 間接的인 方法에 依하여 相互關聯性이 있는 觀測資料로서 이를 推定하는데 있다.^{18,33,40,47)}

材料 및 方法

1. 調査地의 概況

本 研究에 供與된 調査地는 全南 長城郡 西三面 慕岩里 所在 23年生 扁栢林이다. 그 地理의 位置는 北韓 35°22' 東經 126°43', 標高 300~450m이고, 文殊山(620.5m)에 位置하고 있다. 이 地域의 主要造林 樹種은 扁栢(*Chamaecyparis obtusa*), 杉나무(*Cryptomeria japonica*), 落葉松(*Larix leptolepis*) 및 리기다 소나무(*Pinus rigida*) 등이며 이中 扁栢造林地가 가장 많다.

本 調査地의 地況 및 林況은 Table 1과 같다.

2. 材 料

1) 標準木 選定

調査對象 林分은 協業指導所에서 作成한 慕岩營林區와 大德營林區의 營林計劃圖에 나타난 扁栢林에서 現地의 地形 및 土壤條件에 따라 8個地區로 分割하여 各地區마다 4個所의 標準地(20m×20m)를 設定하였다.

標準木의 選定은 各標準地의 直徑分布를 고려하여 2cm括約으로 各直徑階가 配分될 수 있도록 樹高, 幹形 및 立木度를 考慮하여 標準地別로 2~3本, 都合 83本の 標準木을 選定 伐採하였다.

2) 各種 成長因子의 測定

標準地에서 選定된 標準木을 根元直徑(Diameter at ground level; x_1), 胸高直徑(Diameter at breast height; x_3), 正直徑(Normal diameter; x_2 ; 樹高의 1/20直徑), 中央直徑(Mid-diameter; x_4), 枝下高直徑(Diameter at clear length; x_5)^{9,14)}를 cm의 單位로, 樹冠直徑(Crown diameter, x_3)^{5,17)}은 m單位로 測定하여 이를 肥大成長因子로 하였다. 樹高(Total height; x_7), 望高(Form height; x_9) 및 枝下高(Clear length; x_8) 등을 m單位로 測定하여 이를 上長成長因子로 하였다. 量的 成長因子인 幹材積(Total volume; x_{12}), 望高材積(Form height volume; x_{11}) 및 枝下高材積(Clear length volume; x_{10}) 등을 Huber의 區分求積法에 依하여 算出하였다.^{2,19)}

3. 分析 方法

以上에서 測定된 12個의 成長因子를 變量으로

Table 1. Physiographic soil factors and stand structure of blocks.

Block No.	Stand D. B. H. (cm)	Ht. (m)	Aspect	Physiographic soil factors					
				Slope (°)	Altitude (m)	Alluvial type	Soil type	Effective depth (cm)	Soil texture
1	17.1	13.3	SE	29	370	CR	BD	92	CL
2	17.6	13.0	SE	27	420	RE	BD	76	CL
3	16.3	13.5	E	29	430	RE	BD	107	CL
4	17.5	13.3	SE	24	475	CR	BD	93	CL
5	14.6	13.2	NE	25	340	CR	BD	92	CL
6	16.8	13.9	SW	21	370	RE	BD(d)	93	L
7	16.2	12.9	S	24	430	AL	BD(d)	97	L
8	17.2	12.4	SW	22	390	AL	BD	82	CL

Note: D. B. H.: Average diameter at breast height, Ht: Average total height, CR: Creeping, RE: Residual, AL: Alluvial, BD: Moderately moist brown forest soil, BD(d): Slightly dried brown forest soil, CL: Clay loam, L: Loam

하여 2個組의 多變量 Data間의 相關關係를 各組에서 相互 獨立性을 가진 少數個의 正準變量間의 相關關係로 要約하는 分析手段인 正準相關分析法 (canonical correlation analysis method),^{1,6,12,16,23,31,33,38,39,47)} 한 組의 多變量 Data가 分散共分散 關係 또는 相關關係를 相互 獨立인 少數個의 正準變量의 分散으로 要約하는 分析技法인 主成分分析法(principal component analysis method)^{1,3,4,7,8,10,11,12,15,16,18,19,20,21,22,23,24,26,27,28,29,30,32,33,35,35,38,39,41,43,45,46,47,48,51,52)} 및 複雜한 現象中의 많은 變量이 지니고 있는 情報을 少數의 潛在的因子에 依해서 說明 또는 規定코져 하는 分析方法인 因子分析(factor analysis method)^{1,29,32,40,47)}을 導入適用하여 處理分析하였다. 本 研究의 統計分析하였다.

本 研究의 統計分析은 順天大學 林學科 UnionX₁-16bit perscom에 依하여 田中⁴⁷⁾가 編성한 Program(basic)을 5 1/4 inch Floppy diskette에 入力하여 利用하였다.

結果 및 考察

1. 各種 成長因子의 統計量

扁栎23年生 同令單純林을 構成하고 있는 個個林木의 質的 成長因子와 量的 成長因子 卽 平均樹高(12.9m)와 平均胸高直徑(15.4 cm)은 山內³⁰⁾의 愛媛縣地方 扁栎林의 林令이 25年生일때 平均樹高가 12.1m, 平均胸高直徑이 16.7cm로 나타나 2年

의 林令差를 考慮할때 큰 差異가 없었다. 그러나 Table 2에서 上長因子群인 樹高(x₇)와 望高(x₉)의 變異係數가 枝下高(x₈) 보다 낮게 나타나, 枝下高에 比해서 樹高와 望高는 森林 環境因子의 影響을 적게 받는 다는 것을 알 수 있다.²⁵⁾

Table 3에서 12個의 樹幹成長因子間의 相關係數(₁₂C₂)는 有意水準 1%에서 有意性이 認定되는 것이 95.4%나 되어 樹幹成長因子 相互間에 높은 相關이 있다는 것으로 나타났다.

2. 成長因子間의 正準相關과 그의 背後構造

正準變量(canonical variate)이란 N個의 各標本에 對한 p種의 變量(特性值) 卽, p個의 多變量 Data(x₁, x₂, ..., x_p)를 r個의 變量群(x₁, x₂, ..., x_r)과 p-r=s個의 變量群(x_{x+1}, x_{x+2}, ..., x_r)等 2個群(一般的인 경우 s≥r로 함)으로 區分하여, 各 群의 所屬變量에 關한 線形結合(linear combination)形式의 合成變量(總合特性值)

$$\begin{cases} u = a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_r x_r \\ v = b_1 x_{x+1} + x_{x+2} + \dots + b_s x_s \end{cases}$$

를 推定함에 있어, E{u}=**a**E{X₁}=0, E{v}=**b**E{X₂}=0 및 V{u}=**a**V{X₁}**a**=1, V{v}=**b**V{X₂}**b**=1의 條件下에서 最大의 相關係數를 갖는 合成變量 u, v를 뜻하는 것으로서, 各群의 所屬因子間의 相關行列 R₁₁, R₂₂(部分行列)과 兩群의 因子相互間의 相關行列 R₁₂, R₂₁(部分行列)에 依

Table 2. Basic statistics for growth factors.

Variable	Mean	Variance	SD	Min	Max	CV
x ₁ (Do)	23.07220	34.13058	5.84213	12.10000	39.50000	0.25321
x ₂ (Dn)	16.54819	12.93131	3.59601	10.40000	26.60000	0.21730
x ₃ (Db)	15.36145	10.81971	3.28933	9.50000	22.40000	0.21412
x ₄ (Dm)	11.11084	5.26317	2.29416	6.40000	16.20000	0.20647
x ₅ (Dc)	11.51325	9.72629	3.11870	5.10000	18.50000	0.27087
x ₆ (Cd)	3.88915	0.57805	0.76029	2.30000	5.70000	0.19549
x ₇ (Ht)	12.94217	1.16539	1.07953	10.30000	15.10000	0.08341
x ₈ (Hc)	6.48915	0.54902	0.74094	4.60000	9.10000	0.11418
x ₉ (Hf)	8.96265	0.53066	0.72846	7.00000	10.30000	0.08127
x ₁₀ (Vc)	0.09953	0.00152	0.03909	0.03390	0.20180	0.38281
x ₁₁ (Vf)	0.12655	0.00340	0.05831	0.00760	0.25450	0.46074
x ₁₂ (Vt)	0.13469	0.00361	0.06010	0.03960	0.26760	0.44618

Note: SD: standard deviation, Min: minimum, Max: maximum, CV: coefficient of variation, Do: diameter at ground level, Dn: normal diameter, Db: diameter at breast height, Dm: mid-diameter, Dc: diameter at clear length, Cd: crown diameter, Ht: total height, Hc: clear length, Hf: form height, Vc: clear length volume, Vf: form height volume, Vt: total volume.

Table 3. Correlation and covariance matrix.

	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	X ₁₀	X ₁₁	X ₁₂
X ₁	34.13058	0.93894	0.92991	0.89509	0.85366	0.71216	0.74513	0.32360	0.48695	0.86211	0.90900	0.91789
X ₂	19.72562	12.93131	0.98241	0.94989	0.92150	0.74648	0.75505	0.37012	0.48360	0.90005	0.94417	0.96810
X ₃	17.86989	11.62042	10.81971	0.95813	0.94010	0.74713	0.80231	0.34437	0.54004	0.93543	0.96405	0.98454
X ₄	11.99665	7.83642	7.23030	5.26317	0.95404	0.74328	0.79978	0.40498	0.57687	0.86624	0.93259	0.95276
X ₅	15.55367	10.33448	9.64393	6.82596	9.72630	0.73815	0.78495	0.51854	0.56041	0.84096	0.92975	0.94324
X ₆	3.16323	2.04090	1.86848	1.29646	1.75027	0.57805	0.58627	0.35674	0.35574	0.65149	0.72557	0.73745
X ₇	4.69935	2.93111	2.84896	1.98075	2.64273	0.48119	1.16539	0.09395	0.89028	0.80991	0.79798	0.82573
X ₈	-1.40079	-0.98618	-0.83933	-0.68842	-1.19827	0.20097	-0.07515	0.54903	0.05120	-0.16691	0.35760	0.35040
X ₉	2.07237	1.26682	1.29403	0.96407	1.27319	0.19703	0.70013	0.02764	0.53066	0.58310	0.54951	0.57460
X ₁₀	0.19692	0.12654	0.12030	0.07770	0.10254	0.01937	0.03416	-0.00484	0.01661	0.00153	0.90930	0.93518
X ₁₁	0.30965	0.19798	0.18490	0.12475	0.16908	0.03217	0.05023	0.01545	0.02334	0.00207	0.00340	0.97665
X ₁₂	0.32228	0.20925	0.19463	0.13137	0.17679	0.03370	0.05357	0.01560	0.02516	0.00220	0.00342	0.00361

Note : Upper ; correlation coefficient, Lower ; variance and covariance
 Significant at the 5% level ; 0.2171
 Significant at the 1% level ; 0.2830

해서 이루어진 行列 $R_{11}R_{12}R_{22}R_{21}$ 의 固有方程式 (characteristic equation) $|R_{11}R_{12}R_{22}R_{21}-\lambda^2 E| = 0$ 을 풀어서 밝힌 것가지 正準量에 關한 分析 結果²³⁾는 Table 4와 같은데 그 內容을 檢討하면 다음과 같이 要約된다.

1) 幹材積과 質的 成長因子

扁栢 樹幹의 質的 成長因子인 根元直徑(x₁), 正 直徑(x₂), 胸高直徑(x₃), 中央直徑(x₄), 枝下高直 徑(x₅), 樹冠直徑(x₆), 樹高(x₇), 枝下高(x₈) 및 望高(x₉)等 9個變量에 關한 線形結合 形式인 合成 變量(v₁=b₁x₁+b₂x₂+b₃x₃+.....+b₉x₉)과 量的 成長因子인 x₁₂와의 正準相關이 r_{u₁v₁}=0.9877** (λ₁²=0.9756)과 같이 매우 높은 것으로서 이 경 우에 얻어진 正準變量

$$\begin{cases} u_1 = 1.00000x_{12} \\ v_1 = 0.01629x_1 + 0.012437x_2 + 0.64756x_3 \\ \quad - 0.02119x_4 + 0.15085x_5 - 0.00992x_6 \\ \quad + 0.14551x_7 + 0.00110x_8 - 0.03444x_9 \end{cases}$$

正準變量의 係數에 있어서 肥大成長因子에서는 x₃의 것이 가장크고, 上長成長因子에서는 x₇이 가 장 큰 것으로 나타내고 있으므로 質的 成長因子의 總合特性의 形成에 있어 x₃ 및 x₇이 決定的인 영 향을 주는 有力한 因子임을 알 수 있다. 이와 같 은 事實에 따라 x₃과 x₇이 幹材積의 決定에 주는 奇異度가 絶對的인 것으로서, 幹材積 計測에 있어 서 兩因子가 必須的인 因子로 採用되고 있는데 對 한 科學性을 立證해 주고 있다. 特히 成長因子中 x₈과 x₆는 幹材積形成과는 何等の 關聯性이 없는 것으로 解析된다.

2) 量的 成長因子와 肥大成長因子

量的 成長因子인 枝下高材積(X₁₀), 望高材積 (X₁₁) 및 幹材積(X₁₂) 등의 3個因子와 肥大成長因 子인 x₁, x₂, x₃, x₄, x₅ 및 x₆ 등의 6個因子를 各各 의 群으로 連結한 合成變量間의 相關關係를 分析 하여, 第1正準相關 r_{u₁v₁}=0.986** (λ₁²=0.9730) 및 第2正準相關 r_{u₂v₂}=0.5720* (λ₂²=0.3272)과

$$\begin{cases} \text{第1正準變量} \begin{cases} u_1 = 0.06962x_{10} + 0.09422x_{11} \\ \quad + 0.84239x_{12} \\ v_1 = 0.05178x_1 - 0.04907x_2 \\ \quad + 0.87946x_3 + 0.00033x_4 + \\ \quad 0.13844x_5 - 0.01476x_6 \end{cases} \\ \text{第2正準變量} \begin{cases} u_2 = 2.82496x_{10} + 0.07660x_{11} - \\ \quad 2.74061x_{12} \\ v_2 = -0.12048x_1 - 2.58346x_2 + \\ \quad 5.41592x_3 - 0.67173x_4 - \\ \quad 2.01220x_5 - 0.02661x_6 \end{cases} \end{cases}$$

을 얻었다. 이에 따라 兩合成變量間의 高度相關에 關한 影響力 構造와 그의 力學關係를 살펴보면, 第1正準變量에서 量的 成長에 대한 總合特性은 x₁₂에 依해서, 肥大成長에 對한 總合特性은 x₃에 依해서 各各 形成됨으로써 量的 成長因子 中の x₁₂와 肥大成長因子中の x₃가 兩 成長因子間의 正準 相關에 絶對的인 影響을 주는 因子일 뿐만 아니라 正準 變量의 兩式이 係數符號가 서로 달라 係數의 代數和가 0에 가까운 것으로 되어있어 形式上 各 式이 總合特性이 各變量의 差에 依해서 形成되는 것으로 되어 있는 第2正準變量 역시 실제상 x₁₂와 x₃이 다른 變量보다 越等히 크기 때문에 結果的으

로 量的成長과 肥大成長 各各의 總合特性이 x_{12} 와 x_3 에 依해서 決定된다고 解析된다. 이에따라 前 1項에서 밝혀진 바 있는 幹材積計測上 胸高直徑이 必須有力 因子임을 再 確認하게 된다.

3) 量的成長因子와 上長成長因子

量的成長因子인 x_{10} , x_{11} , x_{12} 와 上長成長因子인 x_7 , x_8 , x_9 를 各個君으로 連結한 各各의 3個變量에 關한 合成變量($u_1 = a_{10}x_{10} + a_{11}x_{11} + a_{12}x_{12}$, $v_1 = a_7x_7 + a_8x_8 + a_9x_9$)間的 相關分析에서, 第1正準相關 $r_{u_1, v_1} = 0.9156^{**}$ ($\lambda_1^2 = 0.83830$), 第2正準相關 $r_{u_2, v_2} = 0.4848^*$ ($\lambda_2^2 = 0.23508$)과

第1正準變量

$$\begin{cases} u_1 = -0.09847x_{10} - 0.03480x_{11} + 1.12547x_{12} \\ v_2 = 1.50577x_7 - 0.22153x_8 - 0.70652x_9 \end{cases}$$

第2正準變量

$$\begin{cases} u_1 = 2.7876x_{10} - 0.5203x_{11} - 2.0052x_{12} \\ v_2 = 0.6823x_7 + 0.9984x_8 + 0.3434x_9 \end{cases}$$

등을 얻었다.

第1正準相關 內部的 影響力 構造를 살펴보면, 量的成長因子 中에서는 x_{12} 가, 上長成長因子 中에서는 x_7 이 各各의 總合特性的 形成에 支配的인 影響力을 保有하고 있을뿐 其他의 因子들은 極히 微弱한 것으로서, 兩合成變量 即 兩成長因子群 間의 高度의 相關關係는 x_7 과 x_{12} 에 依해서 成立된다는 것을 알 수 있다. 第2正準相關($r_{u_2, v_2} = 0.4848^*$)은 相關도가 매우 낮을 뿐만 아니라, 因子交互間的 單相關이 보다 높은 것이 있으므로, 第2正準相關은 正準相關 本然의 意義에 따라 認定할 수 없게 된다.

4) 上長成長因子와 肥大成長因子

上長成長因子(x_7, x_8, x_9)群과 肥大成長因子(x_1, x_2, x_4, x_5, x_6)群을 各各 線形結合으로한 兩合成變量 間의 正準相關 $r_{u_1, v_1} = 0.9256^{**}$ ($\lambda_1^2 = 0.8576$)과 正準變量

$$\begin{cases} u_1 = 1.29309x_7 - 0.37486x_8 - 0.51735x_9 \\ v_1 = 0.25056x_1 - 0.34477x_2 + 0.28272x_3 \\ \quad - 0.04111x_4 + 0.83719x_5 + 0.04453x_6 \end{cases}$$

을 얻었다.

正準變量에 있어 第1合成變量에서는 x_7 의 係數(1.29309)가, 第2合成變量에서는 6個의 成長因子中 x_5 의 係數(0.8379)가 各各 餘他的 것에 比하여 越等히 크게 나타나므로, 樹高와 枝下高直徑은 上長 및 肥大成長에 있어서의 代表的인 因子로서,

幹材積成長과 매우 密接한 關係가 있음을 알 수 있다.

3. 成長因子的 主成分에 依한 情報의 評價

N個의 各標本에 對한 相互關聯性이 있는 p種의 變量(x_1, x_2, \dots, x_p)(多變量 data)을 相互 獨立性을 지닌 $m(m \leq p)$ 個의 線形結合性式의 合成變量 $Z_i = a_{i1}x_1 + a_{i2}x_2 + \dots + a_{ip}x_p$ ($a_{i1}^2 + a_{i2}^2 + \dots + a_{ip}^2 = 1$ 의 條件)로 變換할 경우, Z_i 가 變量 x_1, x_2, \dots, x_p 等에 關한 모든 1次式(合成變量)이 갖은 分散中 最大分散을 가질때, 이 $Z_i(i=1 \dots m)$ 를 第i主成分(ith principal component)이라 稱하는 것으로서, 本 試料인 12種의 成長因子的 特性值에 依한 다음과 같은 相關行列(correlation matrix) R의 固有值問題(eigenvalue problem) $Ra = \lambda a$ 를 解決함으로써, 即 相關行列 R의 固有方程式(characteristic equation) $|R - \lambda E| = 0$ 를 풀어서 얻은 R의 固有值(eigenvalue) λ_i (主成分 Z_i 의 分散)에 對應한 R의 固有 vector $a_i(i=1 \dots 12)$ (主成分 Z_i 의 係數 vector)를 反復法(iteration method; power method)에 依하여 算定하고, 算定된 λ_i 와 a_i 에 따라 各主成分의 奇與率(percentage variance, proportion)과 因子負荷量(factor loading) 및 主成分 Z_i 까지의 累積奇與率(accumulated percentage variance)등을 Table 5와 같이 算出하였다.²³⁾

1) 主成分과 그의 奇與度

樹幹의 成長因子를 主要變動數으로 하여 그의 特徵을 把握할 目的으로 相關性이 있는 12次元의 情報(12種의 特性值)를 最大의 說得力을 지닌 相互 無相關의 合成變量 即 主成分으로 變換 導出하였다. Table 5에서 12主成分(原變量과 同數)을 導出하였으나, 主成分分析은 多次元變量에 對한 有效次元의 縮少로서, 原變量이 가지고 있는 情報量을 設定된 有效 目標에 따라 最大限으로 說明할 수 있는 少數個의 主成分을 導出하는데 있으므로, 本 研究에서 有效目標를 85.00%로 設定할 경우^{23,47)} 第2主成分까지의 蓄積奇與率이 88.16%로서, 有效目標 85.00%를 超過하게 되므로, 第1, 2 即 2個의 主成分으로써 12種의 原變量이 지니고 있는 全情報量 88.16%를 說明할 수 있게 된다. 따라서 第3主成分 以上の 導入은 必要치 않음을 알 수 있다.

Table 4. Canonical correlation analysis.

Group I	Group I : a			Eigen vector						Coefficient vector of canonical variates						Group II : b		Eigen		Canonical correlation		
	a ₁	a ₂	a ₃	a ₁₁	a ₁₂	a ₁₃	a ₁₄	a ₁₅	a ₁₆	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	value	sign	d. f.	
X ₁₂				1.0000						0.0162	0.1243	0.6475	0.0211	0.1508	0.0099	0.1455	0.0011	0.0344	0.9755	0.9877	0.0000	9
X ₁₃				1.0000						0.0417	0.0048	0.8003	0.0150	0.1582	0.0112				0.9723	0.9860	0.0000	6
X ₁₄				1.0000															0.8375	0.9151	0.0000	3
X ₁₅				0.6036	0.0942	0.8423				0.0517	0.0490	0.8794	0.0003	0.1384	0.0147				0.9730	0.9864	0.0000	18
X ₁₆				2.8249	0.0766	2.7406				-0.1204	2.5834	5.4159	0.6717	2.0122	0.2660				0.3271	0.5720	0.0500	10
X ₁₇				-0.0984	0.0348	1.1254													0.8383	0.9155	0.0000	9
X ₁₈				2.7876	0.5202	2.0652													0.2350	0.4848	0.0350	4
X ₁₉				1.2930	0.3748	-0.5173				0.2505	0.3477	0.2827	0.0411	0.8371	0.0445				0.8576	0.9256	0.0000	18
X ₂₀										0.9163									0.9729	0.9863	0.0000	2

Table 5. Principal component analysis

Variable	Z ₁			Z ₂			Z ₃			Z ₄			Z ₅			Z ₆			Z ₇			Z ₈			
	E.V.	F.I.	F.L.	E.V.	F.I.	F.L.	E.V.	F.I.	F.L.	E.V.	F.I.	F.L.	E.V.	F.I.	F.L.	E.V.	F.I.	F.L.	E.V.	F.I.	F.L.	E.V.	F.I.	F.L.	
X ₁	0.2064	0.9316	0.0079	0.6558																					
X ₂	0.3170	0.9621	0.0813	0.1015																					
X ₃	0.3231	0.9847	0.0354	0.0393																					
X ₄	0.3128	0.9698	0.0626	0.0693																					
X ₅	0.3157	0.9587	0.1262	0.1461																					
X ₆	0.2523	0.7783	0.1744	0.1983																					
X ₇	0.2826	0.8682	0.3739	0.4203																					
X ₈	0.1215	0.3652	0.6300	0.7849																					
X ₉	0.2949	0.8299	0.5020	0.6256																					
X ₁₀	0.3047	0.9067	0.1588	0.1182																					
X ₁₁	0.3180	0.9704	0.0339	0.0794																					
X ₁₂	0.3287	0.9830	0.0134	0.01630																					
E.V.	0.28763		1.29129																						
F.I.	77.397		10.761																						
A.P.V. %	77.397		88.158																						

Note : E.V. : eigen vector, F.I. : factor loading, P.C. : principal component, S.p.c.p.c.v. : summed proportion of the efficient principal component (1st-2nd p.c.) to each variate, P.V. : percentage variance (proportion), A.p.c. : accumulated proportion.

2) 主成分의 因子負荷量과 因子型

Table 5에서 具體化된 各主成分의 係數 vector와 因子負荷 vector의 內容에 따라, 各 主成分內에서의 成長因子 間의 影響力 構造와 主成分과 各 成長因子와의 相關關係를 考察해 보면, 奇與率 77.40%의 強한 情報吸收力을 지니고 있는 第1主成分(Z_1)

$$\begin{aligned} \text{即 } Z_1 = & 0.30564x_1 + 0.31770x_2 + 0.32311x_3 + \\ & 0.31828x_4 + 0.31457x_5 + \\ & 0.25523x_6 + 0.28246x_7 - 0.12125x_8 + \\ & 0.20649x_9 + 0.30407x_{10} + 0.31840x_{11} + \\ & 0.32387x_{12} \text{는 枝下高}(x_8) \text{를 除外한 모} \end{aligned}$$

든 成長因子의 係數가 +0.3內외의 값으로 되어 있어, 變量의 크기에 따라 總合特性值 亦是 尙지제 되므로, 이는 곧 樹幹의 크기의 指標 即 "크기의 因子(size factor)"이며, 또한 各種 成長因子가 Z_1 의 總合特性值의 形成에 주는 影響力은 거의 同等하다는 事實을 알 수 있다. 各種 成長因子와 Z_1 과의 相關 및 Z_1 의 得點과의 關係를 因子負荷量 및 係數에 따라 살펴보면, 肥大成長因子 中에서는 胸高直徑(x_3)이 $E_1 = 0.3231$, $F_1 = 0.9847$; 量的成長因子 中에서는 幹材積(x_{11})이 $E_1 = 0.3239$, $F_1 = 0.9870$; 上長成長因子 中에서는 樹高(x_7)가 $E_1 = 0.2825$, $F_1 = 0.8608$ 로 되어 相對的으로 가장 큰 값을 가지므로써, 樹幹 크기의 指標 Z_1 은 胸高直徑, 樹高 및 幹材積 等의 影響을 가장 크게 받게 됨을 알 수 있으며, 이에 따라 幹材積 크기의 絶對的인 因子 또한 胸高直徑과 樹高임을 아울러 알 수 있게 된다. 第2主成分(Z_2)

$$\begin{aligned} \text{即 } Z_2 = & -0.04979x_1 - 0.08813x_2 - 0.03514x_3 - \\ & 0.05626x_4 - 0.12862x_5 - 0.17454x_6 + \\ & 0.37139x_7 + 0.69300x_8 + 0.55050x_9 + \\ & 0.12568x_{10} - 0.03339x_{11} - 0.01434x_{12} \text{는} \end{aligned}$$

成長因子의 係數의 符號가 +, -로 混成되어 있어, 變量의 값의 變動에 따라 樹幹의 形狀을 달리하게 되므로, 이는 곧 "形狀의 因子(shape factor)"임을 알 수 있다. Z_2 의 總合特性值는 그의 各成長因子의 係數와 因子負荷量에 따라 相對的으로 가장 큰 係數 0.6930($f_1 = 0.7875$)를 가진 枝下高(x_8)를 비롯한 望高(x_9), 樹高(x_7) 等의 上長成長因子의 支配的인 影響力 下에서 形成 即 樹幹의 形狀은 望高와 樹高 特히 枝下高의 特性值에 따라 달리 決定되어 짐을 알 수 있다.

3) 有效主成分의 各變量에 對한 奇與度

設定된 有效目標 85.00%에 따라 採擇된 2個의 主成分 即 第1~第2主成分($Z_1 \sim Z_2$)의 各變量에 對한 情報吸收力을 알아보기 위한 것으로서 Table 5에서 樹冠直徑($v_6 = 64.44\%$)을 除外한 모든 成長因子의 情報가 2個의 有效主成分에 依해서 75%以上씩 說明되며, 特히 正直徑, 胸高直徑, 中央直徑, 枝下高直徑, 樹高, 望高材積 및 幹材積等은 自體情報量의 91.00~97.00%까지 說明될 수 있다는 것을 알 수 있는데, 이와 같은 사실은 Fig. 1에 의해서 더욱 確實視된다.

4. 成長因子의 潜在的 性能과 그의 構造

因子分析(factor analysis)는 心理學, 教育學, 社會學等의 行動科學(behavioral science)分野에서 研究開發된 分析手段으로서, 이는 主成分分析과는 달리 外的인 面에서 統計的 model이 設定되며, 因子軸의 回轉(rotation of factors)이 行해질 뿐 아니라, 實質的인 面에서는 後者は 相互關聯性이 있는 多變量 Data가 지니고 있는 情報를 少數個의 合成變量(主成分)에 依해서 總合的으로 究明함을 目的으로 하는데 對하여, 前者는 直接的으로 推定할 수 없는 少數個의 潛在因子(latent factor)를 觀測 Data에 依해서 間接法으로 推定함을 目的으로 하는데 兩者間의 相違點은 規定된다.

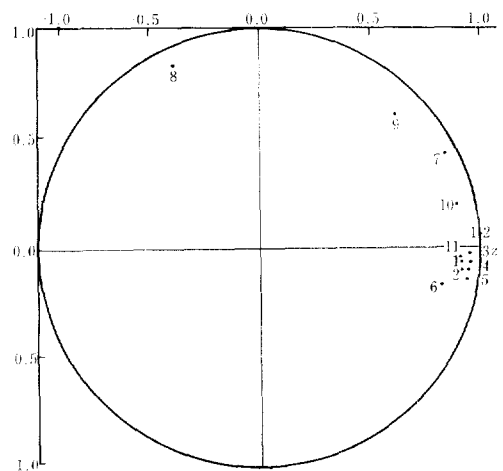


Fig. 1. Scatter diagram for 12 characteristics by factor loadings of the 1st and 2nd principal components. (Arabic numerals indicate growth factor number)

前節의 主成分分析에서 얻은 分析 結果를 別法의 視覺에서 再 確認함과 同時에 各 成長因子에 內在하고 있는 潛因子를 導出하므로써, 各 成長因子의 潜在的 性能과 屬性 및 그의 共通性 내지는 各 樹幹에 對한 類型의 特徵을 把握하고자 이 에 因子分析을 施行하여 그 內容을 檢討하였던 바 다음과 같았다.

1) 成長因子와 共通因子의 相關

各種 成長因子에 對한 標準變量(Z_{ji})과 所定數(m)의 潛因子(共通因子; f_k)間的 關係를 密度 있게 表現할 수 있는 統計的 model로서

$$Z_{ji} = a_{j1}f_{1i} + a_{j2}f_{2i} + \dots + a_{jk}f_{ki} + \dots + a_{jm}f_{mi} + e_{ji}$$

{j(成長因子 No.)=1, 2, 3, ..., p;
i(標本 No.)=1, 2, 3, ..., n;
k(共通因子 No.)=1, 2, 3, ..., m}

와 같은 線型結合形式의 因子分析 model을 設定할 수 있다. 여기에서, a_{jk} 는 變量 Z_{ji} 와 共通因子 f_k 와의 相關程度를 表示하는 係數 卽 因子負荷量(factor loading)이다.

上記 model을 行列로 表記하면,

$$\mathbf{z}_i = \mathbf{A} \mathbf{f}_i + \mathbf{e}_i \quad (i=1, 2, 3, \dots, n) \text{로 되는데}$$

여기서 \mathbf{A} 는 共通因子負荷行列(common factor loading matrix),
 \mathbf{f}_i 는 共通因子得點 vector(common factor score vector),
 \mathbf{e}_i 獨自因子得點 vector(unique factor score vector)

이다. 因子分析 model에서는 各因子에 다음과 같은 假設的 條件을 부여하고 있다. 卽 共通因子와 獨自因子 相互間에는 서로 直交하여 無相關인 것으로 假定하며 또한 共通因子 間에는 直交性이 있다고 假定하는 境遇와 그렇지 않은 境遇等 2가지 境遇가 있는데, 前者인 境遇의 分析 model을 直交因子 model(orthogonal factor model), 後者인 境遇의 것을 斜交因子 model(oblique factor model)이라 稱하는데, 本 研究에서는 分析過程이 簡明하고 容易한 것으로 評價되고 있는 直交因子인 境遇를 採用하였다.

위에서 設定된 $\mathbf{z}_i = \mathbf{A} \mathbf{f}_i + \mathbf{e}_i$ 가 直交因子 model인 경우, p變量 vector \mathbf{z} 의 分散共分散行列 $\Sigma = \mathbf{A} \mathbf{A}' + \mathbf{D}$ 卽 因子分析의 基本方程式(fundamental equation)을 얻게 됨에 따라 이로부터

A와 D를 推定하게 된다. 이때 $\sum_{p \times p}$ 는 Z가 標準化 된 것이므로 原變量의 相關行列(R)과 同一하여, 基本方程式에서의 ($\Sigma - D$)의 對角線要素는 $b_{jj} = 1 = a_{j1}^2 + a_{j2}^2 + \dots + a_{jm}^2 + d_j^2 = h_j^2 + d_j^2$ 에서 $h_j^2 = b_{jj} - d_j^2 = 1 - d_j^2$ (共通性; communality)가 되며, D는 獨自因子 e_i 의 分散 d_i^2 (獨自性; uniqueness)을 對角要素로한 對角行列 卽 $D = \text{diag}(d_1^2, d_2^2, \dots, d_p^2)$ 로 된다.

앞에서 統計的 model의 理論에 따라 設定된 $\mathbf{z}_i = \mathbf{A} \mathbf{f}_i + \mathbf{e}_i$ 의 潜在的 共通因子의 數를 成長因子值 間의 相關行列(R)(Table 3)의 1.0以上의 값을 가진 固有值의 個數($\lambda_1 = 9.288, \lambda_2 = 1.291, \lambda_3 = 0.666$), 또는 R의 對角線 要素를 SMC(squared multiple correlation)로 代替한 行列의 正(+)의 固有值 個數($\lambda_1 = 9.213, \lambda_2 = 1.085, \lambda_3 = 0.415$)인 2로 決定하여, 分析 model을 $Z_{ji} = a_{j1}f_{1i} + a_{j2}f_{2i} + e_{ji}$ 卽 $\mathbf{z}_i = \mathbf{A} \mathbf{f}_i + \mathbf{e}_i$ ($i=1, 2, 3, \dots, 83$)로 推定하였다.

確定된 分析 model에 關한 未知의 共通因子負荷行列 卽 初期(回轉前) 因子負荷行列(initial factor loading matrix) A을 可能한 限 少數個의 共通因子에 依해서 原變量(特性值)의 變動을 說明할 수 있도록 한다는 見地에서, 主因子法(principal factor method)(反復法)을 適用하여 Table 7과 같이 推定하였는데, 이때의 共通性 h_j^2 의 推定

Table 6. Initial factor loading matrix.

Variate (X_j)	Factor f_1 (a_{j1})	Factor f_2 (a_{j2})	Communality (h_j^2)
x_1	0.9222	-0.0964	0.8597
x_2	0.9692	-0.1522	0.9626
x_3	0.9795	-0.0833	0.9664
x_4	0.9691	-0.0805	0.9457
x_5	0.9563	-0.1394	0.9339
x_6	0.7468	-0.1675	0.5857
x_7	0.8587	0.5079	0.9953
x_8	-0.3434	0.4433	0.3145
x_9	0.6190	0.6349	0.7862
x_{10}	0.9169	0.0902	0.8489
x_{11}	0.9696	-0.0691	0.9449
x_{12}	0.9904	-0.0469	0.9830

Note: diagonal=SMC(the squared multiple correlation)

iterated estimates of factor loading

eps=0.00001 (constant for judgement convergence)

iterations=28

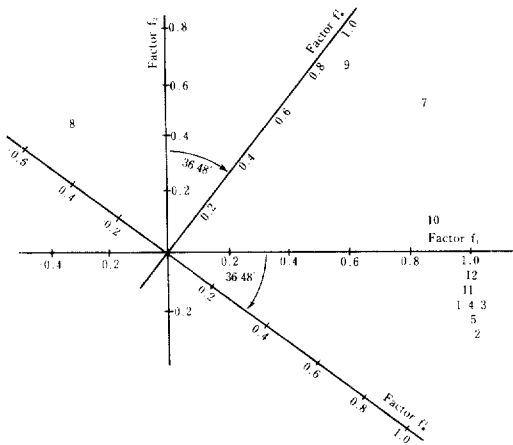


Fig. 2. Unrotated and rotated factor structure. (Arabic numerals indicate growth factor number.)

值로서는 $SMC = 1 - \frac{1}{r_{jj}^{(i,j)}}$ ($r_{jj}^{(i,j)}$; R^{-1} 의 (i, j) 要素)을採用하였다. (1, 3, 2, 9, 8, 4, 0, 4, 7)

Table 6과 Fig. 2에서 밝혀진 初期因子負荷行列($A_{12 \times 2}$)에 따라 樹幹의 各種成長因子 2個의 共通因子와의 關係에 따라 第1因子(f_1)는 主成分分析에서의 第1主成分(Z_1)과 類似한 傾向을 나타내므로써 이는 樹幹體積의 總合指標로서의 Size factor이며, 第2因子(f_2)는 因子負荷量의 符號(+, -)가 混在되어 있을 뿐만아니라 그 分布樣相이 第2主成分(Z_2)과 同一하여 樹幹의 形狀指標로서의 Shape factor임을 再 確認할 수 있다. 兩 共通因子(f_1, f_2)의 各 成長因子와의 構造的 關係를 살펴보면, f_1 에서는 枝下高(x_8)만이 -를 지니고 있어 f_1 과는 無相關($a_{81} = -0.3434$)에 가까우며 異質性을 가진 것으로서 其他 11種의 高度相關을 가진 成長因子와는 部類를 달리함을 알 수 있다.

따라서 f_1 는 樹幹의 크기(굵기)를 決定해 주는 因子라고 解釋된다. 또한 11種의 同質係의 成長因子는 f_1 과의 關聯度에 따라 幹材積(x_{12}), 胸高直徑(x_3).....等 9種으로 된 Group과 望高(x_9), 樹冠直徑(x_6)等 2種으로 된 Group로 層別할 수 있는 것으로 思料된다. f_2 에서는 因子負荷量의 weight와 符號의 方向에 따라 即 樹幹의 各部位의 높이의 尺度인 樹高(x_7), 枝下高(x_8), 望高(x_9)等과의 關聯性을 認定할 수 있을뿐 其他의 成長因子와는 거의 相關이 없으며, 이들 3個 成長因子(x_7, x_8, x_9)와 이들을 除外한 其他의 成長因子와는 因子負荷量의 符號가 相反되므로써, f_2 는 樹幹의 各種

成長因子를 上長因子와 肥大 體積 因子群으로 分別하는 性能을 가짐과 同時에 上長因子의 幹形에 주는 影響의 程度를 나타내는 上長成長系의 因子라 解釋되므로 이는 各種 成長因子에 對한 屬性을 分別해주는 形質系의 因子인 것으로 一旦 豫斷된다.

그런데, 因子分析에서는 因子의 不定性(indeterminacy of factor)의 存在 即 因子分析 model $Z_{12 \times 1} = A_{12 \times 2} f_{2 \times 1} + e_{12 \times 1}$ 의 關係를 充足 시킬수 있는 解 $A_{12 \times 2}$ 와 $f_{2 \times 1}$ 가 無數히 많이 있으므로 初期因子負荷行列 $A_{12 \times 2}$ 그대로에 依한 因子解釋이란 解釋 그 自體가 模糊하고 어려울 뿐만아니라 解釋된 內容 또한 適切하지 못한 것이 通常의인 境遇이다. 따라서 위에서 論述된 因子解釋 內容 亦是 初期因子負荷行列에 依한 것으로서 適正하지 않을 可能性이 있다.

以上에서와 같은 因子解釋上的 問題點을 解消하기 위하여 座標軸의 回轉의 不定性을 안고 있는 Table 6의 初期因子負荷行列을 心理學者 L.L. Thurstone가 提案한 單純構造原理(principle of simple structure)에 잘 符合할 수 있도록 變換 即 因子解釋을 適正하고, 쉽게 할 수 있도록 直交回轉(orthogonal totation)의 하나인 Varimax法에 依한 因子軸의 回轉(rotation of factors)을 CW方向으로 $\theta = 36.48^\circ$ 施行함과 더불어 이 回轉角度에 따라 Table 7과 같은 回轉後의 因子負荷行列(rotated final factor loading matrix)을 推

Table 7. Rotated final factor loading matrix.

Variate (X_j)	Factor loading		Communality (h_j^2)
	Factor f_1^* (a_{1j}^2)	Factor f_2^* (a_{2j}^2)	
x_1	0.8000	0.4687	0.8597
x_2	0.8710	0.4516	0.9626
x_3	0.8353	0.5183	0.9664
x_4	0.8284	0.5094	0.9457
x_5	0.8530	0.4543	0.9339
x_6	0.7008	0.3075	0.5857
x_7	0.3909	0.9179	0.9953
x_8	-0.5393	0.1537	0.3145
x_9	0.1225	0.8782	0.7862
x_{10}	0.6852	0.6159	0.8489
x_{11}	0.8220	0.5183	0.9449
x_{12}	0.8256	0.5489	0.9830
Eigen value	6.2899	3.8393	10.1292
P.v.(%)	52.416	31.994	
A.p.v.(%)	52.416	84.410	

定하였다. 因子軸의 回轉을 爲한 回轉角度($\theta_{1,2}$)는 Kaiser의 式⁴⁰⁾

$$\tan 4\theta_{1,2} = \frac{D-2AB/p}{C-(A^2-B^2)/p}$$

에 依하여 算出하였는데,

이 式에서 $x_j = a_{j1}/h_j$, $y_j = a_{j2}/h_j$

(a_{j1}, a_{j2} : j變量에 對한 第1, 2因子의

因子負荷量,

h_j : j變量에 對한 共通性 h_j^2 의 平方根,

j : 變量の No. 1, 2, ..., p ; 變量數)

라 할 경우,

$$A = \sum_{j=1}^p (x_j^2 - y_j^2) = \sum_{j=1}^p \left(\frac{a_{j1}^2 - a_{j2}^2}{h_j^2} \right),$$

$$B = 2 \sum_{j=1}^p x_j y_j, \quad C = \sum_{j=1}^p \{ (x_j^2 - y_j^2)^2 - 4x_j^2 y_j^2 \},$$

$$D = 4 \sum_{j=1}^p x_j y_j (x_j^2 - y_j^2) \text{이다.}$$

共通因子의 適正解釋이 可能하도록 單純構造로 接近시킨 回轉後 因子負荷行列($A_{12 \times 2}^*$) (table 7)의 內容과 그의 兩 vector(\mathbf{a}_{j1}^* , \mathbf{a}_{j2}^*)間的 關係를 圖示한 Fig. 2에서, 各成長因子와 共通因子(f_1^* , f_2^*)와의 構造關係를 檢討하여 보면, 前述한 初期因子負荷行列($A_{12 \times 2}$)과는 構造의 樣相이 判異하게 다르며, 各成長因子와 f_1^* 및 f_2^* 와의 關係의 事象을 鮮明鮮明하고 보다 密度있게 나타내 주고 있다.

第1因子(f_1^*)에서는 f_1 에서와 같이 枝下高(x_8)만이 唯一하게 負(-)의 매우 낮은 關係性($a_{81}^* = -0.5393$)을 가지므로서 枝下高는 其他 11種의 成長因子와는 完全한 異質性的 因子이며, 또한 望高(x_9)와 樹高(x_7)는 枝下高를 除外한 모든 成長因子와 異質性的 因子이다

$a_{91}^* = 0.1225$, $a_{71}^* = 0.3909$ 와 같이 나타남으로써, 이들 亦是 枝下高와 함께 樹幹의 굵기나 體積形成에는 何等の 關係가 없는 即 影響을 주지 않는 因子로서 f_1^* 는 樹幹의 肥大成長系의 形質因子이며, 이는 52.42%의 說明力을 지니고 있음을 알 수 있다. 第2因子(f_2^*)에서는 f_1^* 와는 매우 相關性이 稀薄했던 枝下高($a_{82}^* = 0.1537$)를 除外한 樹高($a_{72}^* = 0.9179$) 및 望高($a_{92}^* = 0.8782$)와의 關聯性이 類別하게 높을뿐 其他의 成長因子와는 매우 낮은 同水準의 關聯性을 지니고 있음으로써, f_2^* 는 樹幹의 各種成長因子 內에 潛在되어 있는 共通된 性能 即 成長因子의 屬性, 換言하여 f_2^* 는 樹高나 望高因子 內에 樹幹의 形質을 象徴적으로 表現하는 共通된

基本性能의 要因이 作用하고 있음을 나타내주는 것으로서, f_1^* 와는 서로 다른 上長成長系의 形質因子임을 보다 鮮明하게 알 수 있다. 따라서 12個의 成長特性值를 基礎로하여 把握하고자 하는 扁栢 樹幹의 關한 綜合的인 潛在的 現象과 그의 構造關係가 84.41%의 높은 說得力을 지닌 2個의 共通因子에 依해서 規定 또는 說明되어진다는 事實을 알 수 있다.

또한, Table 7의 共通性(communality)의 內容에 따라 f_1^* , f_2^* 와 關聯性이 없거나 또는 相對的으로 매우 稀薄한 枝下高($a_{82}^* = 0.1537$)와 樹冠直徑($a_{62}^* = 0.3075$)을 除外하고는, 各種 成長因子들이 保有하고 있는 情報가 78.62~98.30%나 되는 高度의 說得力을 가진 2個의 共通因子에 依해서 說明되어 진다는 事實 또한 意義있는 일이라 생각된다.

2) 扁栢樹幹의 形質의 評價

各種 成長因子의 觀測資料에 依하여 樹幹의 相對的인 크기나 形質(形狀)의 直接的인 判定은 매우 困難하거나 不可能에 가까운 일이 아닐 수 없다. 이와같은 事實을 因子分析手段으로 克服될 수 있는지의 可能與否를 알아보고자 本 研究에서의 供試木 83本에 對한 共通因子得點(common factor score)을 回歸法(regression method)인

$$\mathbf{f}_i^* = \mathbf{z}_i \mathbf{W} = \mathbf{z}_i \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A}^*$$

$$12 \times 1 \quad 12 \times 12 \quad 12 \times 12 \quad 12 \times 12 \quad 12 \times 12 \quad 12 \times 2$$

($\mathbf{W} = \mathbf{R}^{-1} \mathbf{A}^*$; 加重值行列, \mathbf{A}^* : 回轉後의 因子負荷行列, $i=1, 2, \dots, 83$)에 依하여 Table 8과 같이 推定하고, 이에 따라 各 樹幹에 對한 共通因子 得點의 分布를 $f_1^* - f_2^*$ 平面上에 圖示하였던 바 Fig. 3과 같다.

Fig. 3에서 第1象限에 分布된 標本木은 肥大成長과 上長成長이 다같이 發達된 樹幹인 것으로서, 標本木 No. 80, 81, 82等은 肥大와 上長이 均衡있게 成長發達한 것이며, 特히 No. 78은 上長보다는 肥大하는 方向으로 No. 79는 肥大보다 上長하는 方向으로 發達된 것임을 알 수 있다. 第2象限에 屬한 標本木은 細長(瘦瘠)한 樹幹으로서, No. 24, 26, 31等은 道殺形의 것으로 생각되며, No. 46은 매우 瘦瘠한 것으로 推測된다.

第3象限에 分布된 標本木은 上長, 肥大間의 均衡을 갖춘 即 相對的인 完滿度를 지닌 매우 倭小한 樹幹으로써, 特히 No. 2, 8, 12等은 樹幹의 굵

Table 8. Common factor scores.

Common factor Sample No.	common factor score		common factor Sample No.	common factor score	
	Factor f_1^*	Factor f_2^*		Factor f_1^*	Factor f_2^*
1	1.4963	-0.8237	42	0.0236	-0.5288
2	-0.6576	-0.2299	43	-0.4691	0.8875
3	-0.8609	-1.6949	44	0.1693	-0.3537
4	-1.0705	-1.5992	45	-0.3213	0.6040
5	-0.9150	-1.4611	46	-1.6112	2.9084
6	-0.9427	-1.0942	47	-0.1140	0.2348
7	-2.0198	0.7496	48	-0.4189	0.7459
8	-0.6372	-1.9664	49	-0.3496	1.0137
9	-0.8801	-1.1962	50	-0.4130	0.7155
10	-0.9829	-0.9427	51	0.3954	-0.4305
11	1.2171	-0.4855	52	0.2075	-0.1035
12	-0.1729	-1.8735	53	0.7589	-0.7644
13	-0.7417	-0.6865	54	0.7308	-0.1493
14	-1.1948	-0.1459	55	0.1648	0.6466
15	0.7116	-0.8561	56	-0.7048	2.0368
16	0.3375	-1.3230	57	0.1414	0.5846
17	-0.9652	0.0316	58	0.5361	-0.1206
18	-0.9033	-0.2827	59	0.4616	0.1545
19	0.0668	-2.0928	60	0.8329	-0.4247
20	1.4891	0.5103	61	0.5901	0.5790
21	-0.2935	-0.9402	62	1.2455	-0.0012
22	-1.3670	0.6934	63	1.1770	-0.4452
23	-0.5694	-0.3458	64	0.8161	0.6242
24	-1.5186	1.1281	65	-0.0056	1.7044
25	0.0480	-0.7118	66	1.3523	-0.5049
26	-1.3598	1.9517	67	1.2234	-0.3813
27	0.4958	-1.8567	68	0.3734	1.0692
28	0.7885	0.6408	69	1.3116	0.2144
29	0.1287	-1.2768	70	0.8575	0.5391
30	-0.4643	0.0065	71	0.4081	1.1380
31	-1.2228	1.3884	72	1.3170	0.4580
32	-0.9339	0.9095	73	1.2438	0.3596
33	0.7241	0.5085	74	2.6250	-1.0301
34	-0.7151	1.0474	75	1.4090	0.5367
35	0.5156	-1.2734	76	1.0286	0.2549
36	0.5592	0.7086	77	1.2949	0.6034
37	-0.8068	0.8250	78	2.0382	0.2159
38	0.1045	0.2056	79	0.4190	2.1774
39	0.3958	-1.2452	80	1.3277	0.9790
40	0.0679	-0.5343	81	1.6184	1.2355
41	0.0812	-0.4651	82	1.1686	1.2116
			83	3.3174	-1.0914
			Mean	0.0000	0.0000
			Standard deviation	1.0000	1.0000

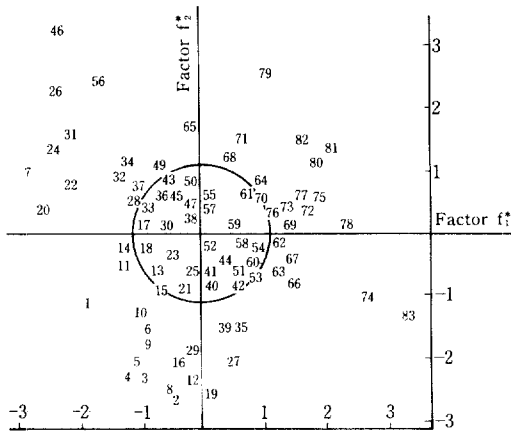


Fig. 3. Structure of common factor scores. (Arabic numerals indicate sample tree number)

기에 比하여 樹高가 顯著하게 작은 것임을 알 수 있다.

第4象限에 屬한 標本木은 完滿도는 比較的 높으나 樹高가 顯著하게 짧아서 完滿한 幹形을 지닌 것으로서 特히 No. 74, 83과 같은 것은 完滿幹形의 極致인 것으로 생각된다. 또한 Fig. 3에서 座標의 原點을 中心으로하여 因子得點의 標準偏差(1)을 半徑으로 한 圓을 그려볼때, 單位圓內에 屬한 樹幹이 34本으로서, 全 標本木의 40.96%에 不過한 것으로 보, (標準正規曲線에서 標準偏差 ±1인 點의 面積率 68.27%를 正常的의 範圍로 假定하고, 이 範圍內에 屬한 것을 平準 樹幹으로 看做할 경우) 本 扁栢林의 林木成長의 發達狀態는 아직 正常에 미치지 못한 狀況에 있는 것으로 推測된다.

위에서와 같은 形質判別은 앞으로의 積極的인 研究進展에 따라 보다 精密하고 效果的인 樹幹形質(形狀)의 判別方法으로 發展할 수 있을 것으로 期待되며, 精密性이 있는 判別에 따라서는 用材利用上의 集約性을 높일수 있으며, 育林撫育의 成果 診斷에 크게 奇與할 수 있을 것으로 思料된다.

引用 文 獻

1. 車璵洙. 1987. 多變量分析에 依한 竹稈의 成長因子에 關한 解析的 研究. 全南大 碩士學位 論文. 40pp.
2. Chapman, H.H. and W.H. Meyer. 1949. Forest mensuration. McGraw-Hill. 576pp.

3. Chebib, F.S., S.B.Helgason and P.L.Kaltsines. 1973. Effect of variation in plant spacing, seed size and genotype on plant-to-plant variability in wheat. Z.Pflenzuchttag 69 : 301-332.
4. Fomby, T.B., R.C. Hill and S.R. Johnson. 1978. An optimal property of principal components in the content of restricted least squares. J. Amer. Stat. Ass. 73 : 191-193.
5. 藤森隆郎·金澤洋一·清野嘉之·加茂皓一·飯盛功. 1984. 一齊單純林における密度と樹冠構造および幹の生長の關係(I). 日林誌. 66(4) : 132-140.
6. Gittns, R.1979. Ecological applications of canonical analysis in multivariate methods in ecological work. International Cooperative Publishing House, Fairland, MD. 309-535.
7. 芳齋效郎·橋本茂司. 1983. 回歸分析と主成分分析. 日科技連. 228.
8. 今永正明·吉田茂二郎·湯之上修. 1985. 屋久島の森林施業に關する(I). スギ人工林の生育地解析. 鹿兒島大學 演習林報告. 13 : 67-74.
9. Gallagher, G.H. 1981. Biological aspects of spacing and thinning in conifers. XVII IUFRO World Congress Div. 4 : 445-458.
10. 伊藤達夫. 1984. 樹木の樹幹の形成とその表示法, その研究の現状と展望. 日林誌 66(12) : 516-520.
11. Greenberg, E. 1975. Minimum variance properties of principal component regression. J. Amer. Statistical Association, 70 : 194-197.
12. Gunst, R.F. and R.L. Mason. 1978. Some considerations in the evaluation of alternate prediction equations. Technometrics 21 : 55-63.
13. Japanese Forest Technical Association. 1982. Wood supply and demand in Japan. Jap. For. Ass. 72pp.
14. John, F. 1981. Growth and yield studies in mixed indigenous tropical forests. IUFRO World Congress XVII Div. 4 : 342-346.
15. Johnson, E.A. 1977. A multivariate analysis of plant population in raised bogs. Can. J.

- Bot. 55 : 1211-1220.
16. Karson, M.J. 1982. Multivariate statistical methods. Iowa State University Press. 299pp.
 17. 金澤洋一・清野嘉之・藤森隆即. 1985. 一齊單純林における密度と樹冠構造および幹の生長關係(II). 日林誌 67(10) : 391-397.
 18. 姜倫淳・吳柱七. 1982. 光陵森林群集에 대한 ordination 方法의 適用. 韓林誌. 25(2) : 83-99.
 19. 金恩植・李昌福. 1983. 韓國産 능수버드나무類의 數量的 分類에 關한 研究. 韓林誌. 59 : 1-8.
 20. 北村昌美. 1983. 森林に對するフライブルグ市民意識. 年齢との關連を中心として. 林業經濟 411 : 11-17.
 21. 菊池文雄・鈴木茂. 1975. 收量の適應性と他形質の安定性との關連. 育種學最近の進歩. 16 : 32-40.
 22. 李康寧. 1986. 韓國에 있어서 해송의 分布와 變異에 關한 造林學的 研究. 慶尙大 論文集. 25(1) : 81-118.
 23. 李光南. 1985. 主成分 및 正準相關分析에 의한 樹幹成長 解析에 關하여. 韓林誌. 70 : 7-16.
 24. Masahiro, N., A. Tomoya and I. Noburo. 1976. Directional changes of quantitative characters in trisomics. Jap. J. Breed. 26(1) : 51-58.
 25. 馬相圭. 1977. 일본잎갈나무 林分の 生産力과 密度管理에 關한 研究. 韓林誌. 34 : 21-30.
 26. 増谷利博. 1984. スギ相對幹形に關する二三の檢討. 日林誌 66 : 518-519.
 27. Morishima, H. and H.I. Oka. 1960. The pattern of interspecific variation in the *Oryza* Evaluation 14 : 153-165.
 28. 望月昇. 1968. 主成分分析によるトウモロコシの品種分類と育種材料探索に關する研究. 農業技術研究報告 19 : 85-140.
 29. 中村慶一. 1979. 應用多變量解析. 森北出版. 224pp.
 30. 西川匡英. 1975. 多變量解析の應用に關する研究(IV). クラスタ分析と主成分分析を併用した天然林の分類. 86回. 日林講 86 : 77-78.
 31. Norusis, M.J. 1986. Spss/ps. Spss Inc. F-6 pp.
 32. 奥野忠一. 1980. 應用統計ハンドブック. 養賢堂. 827 pp.
 33. Pritts, M.P. and J.F. Hancock. 1984. Independence of life history parameters in populations of *Vaccinium angustifolium*. Torrey Botanical Club. 3(4) : 451-461.
 34. Phillips, R. 1981. Trees in Britain, Europe and America. W.S. Cowell Ltd. 223pp.
 35. 阪上俊郎・平英彰. 1986. 多雪地帯のスギ幼齡木の根元曲りとその回復が季節的 樹高生長パターンに及ぼす影響. 日林誌 68(3) : 87-94.
 36. Saio, K. 1972. Some methods for the evaluation of organism characters and their applications. Evaluation 17 : 113-123.
 37. 山林廳. 1981. 林業技術. 山林廳. 1362pp.
 38. Shavers, G.R. and M.J. Lechowicz. 1985. A multivariate approach to plant mineral nutrition, dose-response relationships and nutrient dominance in factorial experiments. Can. J. Bot. 63 : 2138-2143.
 39. 芝祐順・渡部洋. 1984. 統計用語辭典. 新曜社. 374 pp.
 40. 芝祐順. 1986. 因子分析法. 東京大出版部. 294 pp.
 41. 重松敏則. 1983. レクリエーション林における下刈り, 光, 踏壓の諸條件が林床植生に及ぼす效果. 造園雜誌 46 : 194-199.
 42. Sinba, R.N. and H.A.H. Wallace. 1969. Canonical correlation of seed viability, seed borne fungi, and environment in bulf grain ecosystem. Can. J. Bot. 47 : 27-34.
 43. 柴田勝. 1976. 針葉の主成分分析による雜種アカクロマツの分類. 日本育種雜誌 26(2) : 77-90.
 44. 武市伸幸. 1983. 氣象要素の變動に對する樹木の反應の解析手法について. 日林誌 65(5) : 179-182.
 45. 田中和博・石橋整司・高田功一・柴田前・南雲季次郎. 1987. 多變量解析法による天然林の林型區分(1) 擇伐林分の場合. 日林誌 69(4) : 127-135.

46. 鶴見和恒・大庭嘉八郎・村井正文. 1987. スギの3世代材料を用いたジバレリンによる着生性の遺傳. 日林誌 69(2):64-68.
47. 田中豊. 1984. パンコン統計解析ハントフシク(II). 多變量解析編. 共立出版. 400 pp.
48. 安江保民・荻山統一・須藤昭二・塚原初男・宮原文彦・大庭喜八郎. 1987. ジテルペン炭化水素組成の個體割合に基づくスギ天然林の地理的區分. 日林誌 69(4):152-156.
49. 山田茂夫・村松保男. 1971. 例解測樹の實務. 精興社. 258 pp.
50. 山内健雄. 1986. 植樹, 植林のすすめ. 精文社. 226 pp.
51. Yarranton, G.A. 1967. Principal component analysis of data from saxicolous bryophyte vegetation at steps biridge, devon. Can. J. Bot. 45:93-115.
52. Yarranton, G.A. 1967. Principal component analysis of data from saxicolous bryophyte vegetation at steps bridge, devon(II). Can. J. Bot. 45:229-247.