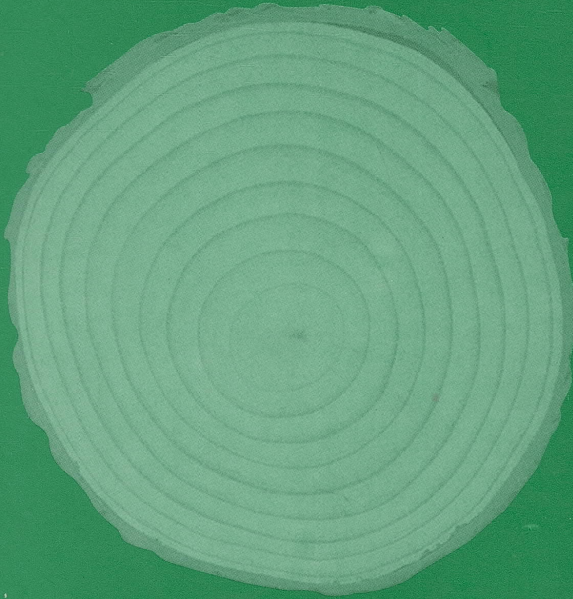


ISSN 1226-8186

# 한국산림측정학회지

창간호

1998년 6월



한국산림측정학회

# 한국산림측정학회지

제1권 제1호(창간호)

1998년 6월

창간사 ..... 정영관

## 論 文

인공림과 천연림에서의 직경분포 추정을 위한 Beta와 Weibull 함수의 비교  
..... 신만용 · 정동준... 3

소나무 林分의 林分形數 推定에 關한 研究  
(江原道 地方을 中心으로) ..... 徐丁源...12

공간인자에 의한 혼효림의 구조, 밀도 및 다양성 조사기법 개발연구  
..... 이우균 · 신만용 · 배상원...27

위치중속산림조사용 산림정보분석시스템(FIAS1.5) 개발  
..... 이우균 · 독고세준 · 변우혁...37

경쟁지수를 이용한 소나무-굴참나무 혼효림에서의 경쟁관계 구명  
..... 鄭東浚 · 李鐘樂...50

경기도 포천지방 35년생 잣나무림인공림의 바이오매스에 관한 연구  
..... 李慶學 · 鄭榮教 · 孫英模...61

한국산림측정학회 회칙 ..... 69

한국산림측정학회 회원명부 ..... 70

한국산림측정학회 원고투고규정 ..... 74





## 인공림과 천연림에서의 직경분포 추정을 위한 Beta와 Weibull 함수의 비교<sup>1</sup>

신만용<sup>2</sup> · 정동준<sup>3</sup>

### Comparison of Beta and Weibull Functions for the Estimation of Diameter Distributions in Plantation and Natural Stand<sup>1</sup>

Man Yong Shin<sup>2</sup> · Dong-Jun Chung<sup>3</sup>

#### 요 약

본 연구는 인공림과 천연림에서 Beta 및 Weibull 함수의 직경분포 추정 능력을 검증하였다. 이를 위하여 낙엽송 인공림과 소나무와 참나무가 혼효된 천연림을 대상으로 각각 Beta와 Weibull 함수의 직경분포 추정능력을 비모수추정량인 Kolmogorov-Smirnov 통계량에 의하여 검증하였다. 한편 천연림의 상·하층을 구성하는 소나무와 참나무의 직경분포와 그 추정능력을 비교하기 위하여 같은 방법을 적용하였다.

낙엽송 인공림은 Beta와 Weibull 함수가 모두 뛰어난 직경분포 추정능력을 보였으나 천연 혼효임분의 직경분포는 Weibull 함수가 적합한 것으로 나타났다. 반면에 천연림의 상층을 점유하고 있는 소나무의 직경분포는 Beta와 Weibull 함수가 모두 뛰어난 추정능력을 보였으나 하층의 참나무 직경분포는 Beta 함수만이 직경분포를 잘 추정하는 것으로 판명되었다. 이러한 결과는 임분의 직경분포 추정에서 Weibull 함수의 효율성과 함께 Beta 함수의 가능성을 보여주는 것으로 판단된다. 특히 인공림 및 천연림내의 상·하층을 차지하는 소나무와 참나무의 직경분포는 Beta 함수가 Weibull 함수보다 더 추정능력이 뛰어났는데, 이는 제한된 임분의 형태에 적용할 경우에 Beta 함수가 몇가지 제약조건에도 불구하고 직경분포 모형에서 유용하게 사용될 수 있다는 것을 나타낸 결과로 판단된다.

#### ABSTRACT

This study was conducted to verify the capability of Beta and Weibull functions for the estimation of diameter distribution in plantations and natural stands. Data were collected and classified into 4 different types; larch plantation, natural mixed stand of pine and oak, pines in upper story of the natural stand, and oaks in lower story of the natural stand. The goodness of fit test was conducted by Kolmogorov-Smirnov statistic.

Both Beta and Weibull functions showed efficient estimation of diameter distribution in larch plantation and pines in upper story of the natural stand. On the other hand, in natural mixed stand, only Weibull function provided good estimation of diameter distribution. Also,

<sup>1</sup> 접수 1997년 10월 6일 Received on October 6, 1997.

<sup>2</sup> 국민대학교 산림과학대학 산림자원학과 Department of Forest Resources, College of Forest Science, Kookmin Univ., Seoul 136-702, Korea.

<sup>3</sup> 경희대학교 생명자원과학연구소 Institute of Life Resource Science, Kyunghee Univ., Suwon 449-701, Korea.

it was concluded that only Beta function fitted well to the diameter distribution of oaks in lower story of the natural stand. These results not only give a proof of Weibull function's efficiency, but provide the possibility of Beta function. Especially, Beta function is superior to Weibull function in the estimation of diameter distributions except for natural mixed stand. This means that Beta function might provide precise estimation in diameter distribution model even though it has some listrcted conditions.

*Key words* : Diameter distribution, Beta function, Weibull function, stand types

## 서 론

임분의 성장과 수확을 정확하게 파악하는 것은 합리적인 산림경영이라는 측면에서 필수적인 과제이다. 그동안 임분의 성장과 수확을 정도(精度)를 높여 추정할 수 있는 하나의 방안으로 다양한 성장 및 수확모형이 개발되고 이용되어져 왔다. 성장 및 수확모형은 각각의 특징적인 기능에 따라 전체임분 모형(whole stand model), 직경분포 모형(diameter distribution model), 그리고 단목 시뮬레이션 모형(individual tree simulation model)의 3가지로 대별되어 사용되고 있다.

이러한 통계모형이 제공하는 결과의 신빙성(reliability)과 세부항목(details), 그리고 모형의 적용에 따른 유연성(flexibility)과 계산의 효율성(computational efficiency)등을 고려할 때, 그동안 성장과 수확을 예측하기 위한 통계모형의 개발은 주로 직경분포 모형에 집중되어 왔다. 이 모형은 입력에 요구되는 변수가 임령, 지위, 그리고 밀도의 기본적인 임분 통계량으로 한정되어 있으나 상대적으로 세분화된 정보를 제공하는 장점을 가지고 있다. 하지만 이 모형을 개발하기 위하여는 임분의 직경분포를 확률함수(probability function)를 이용하여 추정하여야 하는 어려움이 있다. 결국 직경분포 모형의 성패는 얼마나 정밀하게 직경별 분수를 추정하느냐에 달려있고, 그동안 다양한 형태의 확률분포를 이용하여 직경분포를 추정하고자 하였다.

직경분포를 추정하기 위한 확률분포의 적용은 1960년대 중반에 Beta분포(Clutter and Bennett, 1965)가 소개되기 이전에는 변형된 형태의 정

규분포(Petterson, 1955; Bliss and Reinker, 1964)와 감마분포(Nelson, 1964)를 이용하였지만 현실적인 직경분포를 추정하기에는 한계를 가지고 있었다. Beta함수는 주로 동령림의 직경분포를 잘 추정하지만 천연림의 분포를 추정하는데는 그 분포의 특성상 문제점을 가지고 있었고, 추정해야 할 모수(parameter)가 상대적으로 많은 단점을 가지고 있다. 이러한 한계는 Bailey와 Dell(1973)에 의하여 Weibull 함수가 직경분포를 추정하기 위한 방법으로 소개됨으로서 해결할 수 있었다. 이 분포는 원래 수명검정을 위하여 추출한 자료의 분포를 설명하기 위하여 제안된 분포이나, 임학분야에 적용된 이래 많은 학자들에 의하여 그 유연성과 효율성이 입증되었다. 그 이후에 Hafley와 Schreuder(1977)가 임학분야의 직경분포 추정에  $S_B$  분포(Johnson, 1949)를 소개하고 이용하였다. 이 분포는 다양한 형태의 직경분포를 잘 추정하지만 모수가 수가 많고 계산과정이 복잡하기 때문에 다른 분포에 대한 상대적 우수성을 인정받지 못하여 그다지 주목을 받지 못하였다.

우리나라에서는 Weibull 분포를 이용하여 직경분포를 추정한 연구(윤종화, 1983a, 1983b; 윤종화와 조민국, 1991; 이경학, 1991)가 있으나 아직 이 분야에 대한 연구는 활발하지 못한 것이 현실이다. 특히 다양한 임분형태에 따라 어떤 확률분포가 직경분포의 추정에 적합한지를 검증하기 위한 시도는 거의 전무한 것이 현실이다. 이는 보편적으로 인정받고 있는 Weibull 분포의 우수성(Tham, 1988)때문에 대부분의 경우에 다른 확률분포의 적용 가능성이 간과되어져 온 때문으로 판단된다. 따라서 Weibull 분포를 포함하여 각 확률분포간



에 직경분포 추정의 상대적 우수성에 대한 검증이 정도가 높은 생장과 수확을 추정하기 위한 방법으로 고려되어야 한다. 특히, Beta 분포에 대한 Weibull 분포의 우수성은 추정해야 할 모수의 수가 적다는 점과 계산과정이 상대적으로 간단하다는 것이었으나, 컴퓨터의 이용이 보편화되어 있는 현실에서는 이러한 점은 더 이상 확률분포의 선정기준이 될 수 없다(Maltoma *et al.*, 1995).

이러한 현실에서 본 연구는 인공림과 천연림을 대상으로 그 동안 사용되었던 확률분포 중에서 Beta 함수와 Weibull 함수의 적용 가능성 및 상대적 우수성을 직경분포의 추정능력에 근거하여 비교하였다. 이를 위하여 낙엽송 인공림과 소나무-참나무 천연 혼효임분 뿐만 아니라 천연림의 상·하층을 차지하는 소나무 상층목과 참나무 하층목에 대하여 각각 Beta와 Weibull 함수를 비교함으로써 임분 형태에 따라 직경분포를 추정하는 적합한 확률분포를 제시하기 위하여 수행되었다.

**재료 및 방법**

**1. 연구자료**

본 연구에서 사용된 자료는 연구의 목적을 달성하기 위하여 인공림과 천연림으로 구분하여 수집하였다. 인공림은 강원도 평창관리소 관내의 163입반 다소반의 낙엽송 단순림을 대상으로 하였다. 이 임분은 III 영급의 남동사면으로 비교적 경사가 완만한 지역인데 그동안 관리가 잘되어 양호한 생장상태를 보이고 있다. 이 임분에 대한 측정은 0.04 ha(20m×20m)의 표본지 50개를 설치하고 표본지내에 생육하는 흉고직경 6cm 이상의 모든 임목을 대상으로 흉고직경을 측정하여 기록하였다.

천연림에 대한 자료는 공주영림서 총주관리소 관내 지역을 대상으로 소나무와 참나무가 혼효된 임분을 대상으로 하였다. 이 임분은 충청북도 괴산군 청천면에 속하며, 북위 36° 37' 30", 동경 127° 47' 30"에 위치하고 있다. 조사지의 해발고도는 200~600m의 범위에 속하고 경사는 30~35° 사이의 비교적 경사가 심한 지역이다. 능선과 하부에는 각각 소나무 및 참나무 단순림이 분포하며, 그 중간 구역에 소나무와 참나무가 혼효림을 이루고 있어 능선과 하부지역을 제외한 혼효림을 대상으로 조사를 실시하였다. 조사지는 상층목으로 천연 소나무가 조성되어 있으며 하층에는 치수로부터 약 30cm 내외의 직경을 갖는 굴참나무가 분포되어 있다. 조사는 지형적인 특성을 고려하여 반경이 12.62m인 원형 표준지 0.05ha를 8개 설치하고, 각 표준지내의 흉고직경 6cm 이상의 임목을 대상으로 수종명을 기록하고 흉고직경을 측정하였다. 천연림의 직경분포 특성을 좀 더 세밀히 분석하기 위하여 수종의 구분없이 소나무-참나무 혼효임분의 직경분포, 상층을 구성하는 소나무의 직경분포, 그리고 주로 하층을 구성하는 참나무의 직경분포로 각각 구분하여 자료를 정리하였다.

표 1은 인공림과 천연림 조사자료의 요약이다. 인공림인 낙엽송의 경우에는 최소직경이 8cm에서 최대 34cm까지 분포하고 있으며, 평균직경은 19.1cm이고 ha당 본수는 575본이다. 천연 혼효림 전체는 ha당 1,323본으로 비교적 본수가 많은 편인데 직경은 6~48cm의 범위에 분포하며 평균직경은 19.0cm이다. 반면에 상층을 구성하는 소나무는 16~48cm의 분포를 보이고 평균직경은 31.3cm이고, 하층인 참나무는 6~32cm의 범위에 분포하고 평균 직경은 14.8cm이다.

**Table 1.** Summary of stand attributes in study areas.

Stand Types	DBH (cm)				No. of Trees (N/ha)
	Mean	Min.	Max.	SD	
Plantation	19.1	8	34	4.6	575
Natural Stand	19.0	6	48	9.6	1,323
<i>Pine</i>	31.3	16	48	7.7	333
<i>Oak</i>	14.8	6	32	5.9	990

2. 통계적방법

(1) 직경분포 추정을 위한 확률함수

본 연구는 임분의 직경분포 추정에 가장 일반적으로 사용되는 Beta와 Weibull 확률함수를 이용하였는데 각 확률함수의 특성은 아래와 같다.

① Beta 함수

임분의 직경분포를 추정하기 위하여 Beta 확률분포를 임학분야에 처음 적용한 사람은 Clutter와 Bennett(1965)인데 Beta 분포는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$f(x) = c(x-L)^{\alpha}(U-x)^{\beta} \quad L \leq x \leq U$$

$$= 0, \text{ elsewhere} \quad (1)$$

여기에서,  $c = \frac{1}{\int_L^U (x-L)^{\alpha}(U-x)^{\beta}}$  에 의

하여 계산되는 조정계수(scaling factor),  $x$ =입목의 흉고직경,  $L$ =베타분포에서 추정해야 할 최소 직경,  $U$ =베타분포에서 추정해야 할 최대 직경, 그리고  $\alpha, \beta$ =베타분포에서 추정해야 할 모수이다.

결국 Beta분포에서 추정해야 할 모수는  $L, U, \alpha, \beta$ 의 4개인데 본 연구에서는 다음과 같은 방법에 의하여 추정하였다. 먼저  $L$ 과  $U$ 를 추정하기 위하여 Zöhre(1972)가 제안한 아래의 방법을 이용하였다.

$$L = x_L - w/2 \quad (2)$$

$$U = x_U + w/2 \quad (3)$$

여기에서,  $x_L$ =괄약된 실측 최소직경 범위의 중앙값,  $x_U$ =괄약된 실측 최대직경 범위의 중앙값, 그리고  $w$ =괄약된 직경의 범위이다.

한편 Beta 분포의 모수  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 위에서 추정된  $L$ 과  $U$ , 그리고 해당 임분의 실측 직경의 산술평균과 표준편차를 이용한 수학적 방법에 의하여 다음과 같이 추정하였다(Loetsch *et al.*, 1973).

$$\alpha = Z(\beta+1) - 1, \quad (4)$$

$$\beta = \frac{\frac{Z}{s_k^2(Z+1)^2} - 1}{Z+1} - 1 \quad (5)$$

여기에서,  $Z = \frac{x_k}{1-x_k}, \quad x_k = \frac{\bar{x}-L}{U-L},$

$s_k^2 = \frac{s^2}{(U-L)^2}$ , 그리고  $s$ =실측 직경의 표

준편차이다. 본 연구는 위의 계산식을 이용하여 Beta 모수의 추정을 SAS(SAS Institute Inc., 1988)에 의하여 수행하였다.

② Weibull 함수

Bailey와 Dell(1973)은 임학분야에서는 처음으로 임분의 직경분포를 추정하기 위하여 다음과 같은 Weibull 확률분포를 이용하였다.

$$f(x) = \frac{c}{b} \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right]$$

$$(a \leq x < \infty)$$

$$= 0(x < a) \quad (6)$$

여기에서  $a$ 는 위치의 모수(location parameter)로 분포의 최소직경을 나타내고,  $b$ 는 척도의 모수(scale parameter)로 분포의 범위를 나타낸다. 또한  $c$ 는 형태의 모수(shape parameter)인데 이  $c$ 값의 변화에 따라 다양한 형태의 직경분포를 나타낸다.

본 연구에서는 Weibull 모수를 추정하기 위하여 통계분석 소프트웨어인 Statgraphics Plus를 이용하였다. 이 소프트웨어는 Weibull 함수에 대하여 모수  $b$ 와  $c$ 를 백분위수 통계량을 이용하여 추정하는데, 백분위수 추정량은 Weibull의 누적밀도함수(cdf)를 이용하여 2개의 모수를 추정하기 위한 방법으로 Dubey(1967)에 의하여 제안되었다. 그 이후 많은 연구자들(Bailey, 1973; Lohrey and Bailey, 1976; Zanankis, 1979; Bailey *et al.*, 1981; 1982; McTague and Bailey, 1987; 윤종화와 조민국, 1991)이 다양한 백분위수를 이용하여 모수를 추정하는 방법을 제안하고 적용하였다. 한편 위치의 모수  $a$ 는 Anon(1984)이 제안한 범위  $0.5(0.3 \sqrt[n]{d_{min}}) \leq a \leq 0.3 \sqrt[n]{d_{min}}$ 에서 다양한 값을 적용하여 가장 정도가 높은 값을 채택하였다. 이때  $d_{min}$ 은 각 임분에서 측정된 최저직경을 이용하였고  $n$ 은 측정된 입목의 본수이다.

(2) 평가통계량

각 임분의 형태에 따라 어떤 확률분포가 임

분의 직경분포를 더 합리적으로 추정하는나의 검정은 통계적 가설검정에 의하여 수행하였다. 이는 각 임분이 Beta와 Weibull분포에 의하여 직경분포를 추정할 수 있다고 보아도 되는지 또는 어느 분포가 각 임분의 직경분포를 더 합당하게 추정하는지를 검정하기 위한 것이다. 이를 위하여 대표적인 비모수 추정량(non-parametric estimator)인 Kolmogorov-Smirnov 검정(Kolmogorov, 1933; Reynolds *et al.*, 1988)에 의하여 적합성 검정을 실시하였는데 이때 사용된 통계량  $D_n$ 은 다음과 같다.

$$D_n = \sup |F_n(x) - F_0(x)| \quad (7)$$

여기에서,  $\sup$ 는 상한값 또는 최소상계(least upper bound)를 말하며,  $F_n(x)$ 는 표본 누적분포, 그리고  $F_0(x)$ 는 귀무가설하의 누적분포를 나타낸다.

### 결과 및 고찰

#### 1. 직경분포의 추정

본 연구에서 사용된 자료를 이용하여 임분의 형태에 따른 Beta와 Weibull 함수의 모수 추정 결과는 표 2와 같다. Beta 분포에서의 최소직경(L)과 최대직경(U)은 2cm 팔약을 이용하였기 때문에 식 (2)와 (3)에 의하여 실측 직경의 최소와 최대의 범위에서 1cm씩 더 나아간 값을 취하였다. 또한 Beta 분포의 제 1 지수인  $\alpha$ 의 추정치는 인공림과 천연림에서 현격한 차이를 보이고 있었고 이는 제 2 지수인  $\beta$ 의 경우에도 마찬가지였다.

Weibull 분포의 위치의 모수인 a는 Anon (1984)이 제안한 범위 내에서 다양한 값을 적용한 결과, 각 임분의 최소직경보다 0.1cm 작

은 값을 취하는 것이 가장 잘 추정하는 것으로 나타났다. 한편 척도의 모수인 b는 임분의 구조에 따라 다양한 값을 보였는데, 인공림은 12.6 그리고 천연림은 14.9를 나타냈다. 또한 천연림 중에서 상층의 소나무는 분수에 비하여 직경의 범위가 넓게 끌고루 분포되어 있어 가장 큰 17.7을 나타냈고 하층의 참나무는 9.4로 비교적 작아 소경급에 분수가 집중되어 있음을 알 수 있다. 형태의 모수인 c는 낙엽송 인공림의 경우에 정규분포를 나타내는 c의 값 3.6보다 작은 2.4를 나타내 오른쪽으로 길게 늘어진 우측편포의 형태를 보이고 있음을 알 수 있다. 이는 이 임분이 아직 성숙한 임분의 형태에 도달하지 못한 임분임을 의미한

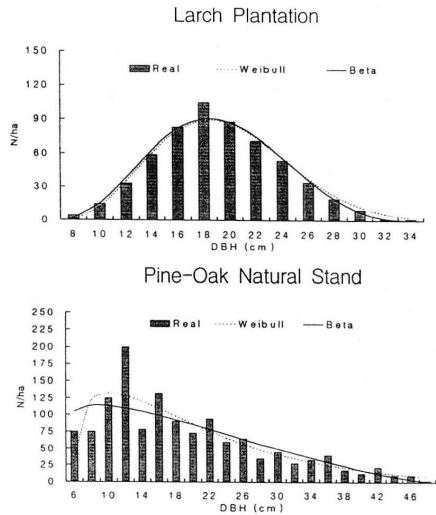


Fig. 1. Estimated Beta and Weibull distributions as compared with the observed diameter distribution by stand types.

Table 2. Estimates of beta and weibull parameters by stand types.

Stand Types	Beta function				Weibull function		
	$\alpha$	$\beta$	L	U	a	b	c
Plantation	2.45756	3.54915	5.0	35.0	7.9	12.6043	2.42885
Natural Stand	0.12624	1.42391	5.0	49.0	5.9	14.9424	1.22355
Pine	0.85345	1.01264	15.0	49.0	15.9	17.6731	2.15417
Oak	0.45556	1.70317	5.0	33.0	5.9	9.4225	1.35134



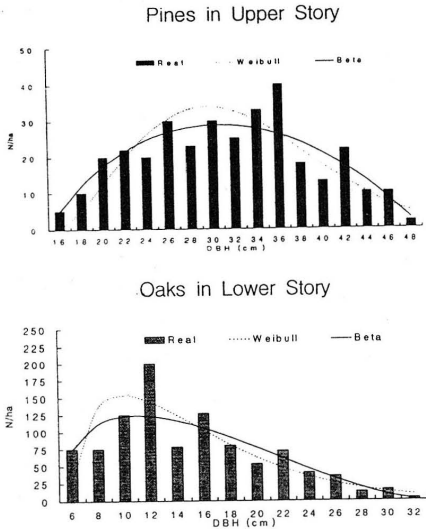


Fig. 2. Estimated Beta and Weibull distributions as compared with the observed diameter distributions for upper and lower stories in natural stand.

다. 한편 천연림의 소나무 상층목도 정규분포와 비교할 때 우측편포를 보이나 낙엽송 인공림에 비하여 그 편포의 정도가 더 심함을 알 수 있다. 반면에 소나무-참나무 혼효림은 c의 값이 1.22로 c의 값이 1 이하일 경우 나타나는 전형적인 천연림의 직경분포인 역 J자형은 아니지만 유사한 형태를 보이는 것으로 볼 수 있다. 천연림의 참나무 하층목은 c가 1.35로 보여 천연림 전체와 상층의 소나무의 중간 정도의 형태를 보임을 알 수 있다. 그림 1은 인공림과 천연림으로 구분하여 각 임분의 형태에 따른 실측 직경분포와 Beta 및 Weibull 분포에 의한 직경분포 추정치와의 비교를 나타

낸 것이다. 또한 그림 2는 천연림에서 상층목과 하층목의 직경분포와 추정치의 비교이다.

### 2. Beta와 Weibull 함수의 직경분포 추정 능력 비교

각 임분의 형태에 따른 직경분포를 Beta 또는 Weibull 함수로 간주할 수 있는지에 대한 가설 검정의 결과는 표 3과 같다. 낙엽송 인공림의 직경분포는 두 개의 확률함수 모두에 의하여 잘 추정되고 있는 것으로 나타났다. Kolmogorov-Smirnov 검정의 결과를 보면 모두 5% 수준에서 유의적인 차이를 인정할 수 없었다. 이러한 결과는 Maltoma 등(1995)의 연구에서도 같은 경향을 보이고 있다.

구주적송과 독일가문비의 흉고단면적 분포의 추정을 위하여 Beta와 Weibull 함수를 비교한 결과 두 함수 모두 추정능력에서 차이를 발견할 수 없었다고 보고하였다. 결국 인공림 또는 인공림과 유사한 직경분포를 보이는 임분에서는 두 함수의 직경분포 추정능력에는 차이가 없는 것으로 판단된다. 어떤 확률분포를 적용할 것인가는 각 함수의 모수추정에 필요한 계산의 효율성을 고려하여 선택하는 것이 바람직할 것으로 보인다. 그러나 이 경우에도 Beta 분포의 K-S 통계량이 더 작은 값을 나타내 인공림의 직경분포 추정에서는 Beta 분포가 더 정도가 높은 것으로 나타났다. 반면에 천연림 전체에 대한 직경분포의 경우에는 5% 수준에서 Weibull 분포만이 유의적인 차이를 인정할 수 없었는데, 이러한 결과는 Weibull 분포의 유연성에 기인한 결과도 생각된다. 결국 인공림과 천연림은 임분의 형태에 따라 다른 형태의 직경분포를 보이는 것과 마찬가지로 직경분포를 추정하기 위하여 적용하여야 할 확률함수에서도 약간의 차이를 보이고 있

Table 3. Results of Kolmogorov-Smirnov test by stand types.

Stand Types	n	D <sub>n</sub> (p=0.05)	D <sub>B</sub>	D <sub>W</sub>
Plantation	575	0.0566	0.0144 <sup>ns</sup>	0.0380 <sup>ns</sup>
Natural Stand	1323	0.0373	0.0522 <sup>**</sup>	0.0370 <sup>ns</sup>
Pine	333	0.0744	0.0340 <sup>ns</sup>	0.0559 <sup>ns</sup>
Oak	990	0.0432	0.0390 <sup>ns</sup>	0.0479 <sup>*</sup>

NS : Non-significant, \* : Significant at 5% level, \*\* : Significant at 1% level.

음을 알 수 있다. 결국 인공림이나 천연림 모두에서 Weibull 분포는 직경분포를 잘 추정하지만 Beta 분포의 경우에는 천연림에는 적합하지 않음을 알 수 있다. 또한 인공림의 경우에는 정도의 측면에서 Beta 분포가 Weibull 분포보다 우수하여 임분의 형태에 따라 선택해야 할 확률분포의 선택에서 이러한 점을 고려하여 조심스럽게 적용해야 할 것으로 판단된다.

앞에서 언급한 바와 같이 천연림 전체에 대한 직경분포의 추정은 Weibull 분포만이 적합한 것으로 나타났지만 이 천연림을 구성하는 상층목과 하층목의 직경분포의 추정에 있어서는 다소 다른 결과를 보이고 있다. 천연림의 상층목인 소나무 직경분포의 추정에서는 인공림과 같이 두가지 확률분포가 모두 적합하지만 천연림의 하층목인 참나무 직경분포는 Beta 함수만이 적합하게 추정을 하고 있고, 기대하였던 것과는 달리 Weibull 분포는 5% 수준에서 유의적인 차이가 인정되었다. 그림 2에서 보는 바와 같이 천연림의 하층목인 참나무의 직경분포가 다소 불규칙적인 형태를 보이는 것

기 때문으로 생각되나, 이러한 경우에도 Beta 분포의 추정능력은 정도가 높은 것으로 나타나 Weibull 분포의 장점으로 지적되는 다양한 형태에 적용할 수 있는 유연성이 Beta 분포에서도 결코 낮지 않은 것으로 나타났다.

종합적인 결과는 역 J자형 분포를 보이는 전형적인 천연림의 직경분포를 제외한 제한된 임분의 형태에 적용할 경우에 Beta분포가 몇 가지 제약조건에도 불구하고 직경분포 모형에서 유용하게 사용될 수 있는 가능성을 시사하는 것으로 판단된다. 이러한 결과는 각 임분 형태별로 Beta 및 Weibull 함수의 추정치와 실제 직경분포의 누적밀도함수를 비교한 그림 3에서도 확인된다. 낙엽송 인공림은 실제 직경분포와 Beta 및 Weibull 누적밀도함수간의 거의 차이가 없다. 다만 Weibull 함수가 직경 17~30cm의 범위에서 약간 과소추정하고 있으나, 이는 통계적으로 오차한계 범위내의 값으로 실제적으로는 차이를 인정할 수 없다. 소나무-참나무 혼효림의 경우에는 Weibull 함수가 비교적 잘 추정하고 있지만 Beta 함수는 직경 12cm까지는 큰 폭으로 과대추정한 결과

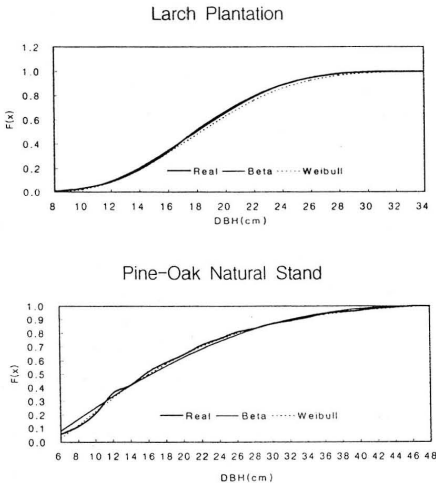


Fig. 3. Estimated cumulative density function of Beta and Weibull as compared with the observed cumulative density function by stand types.

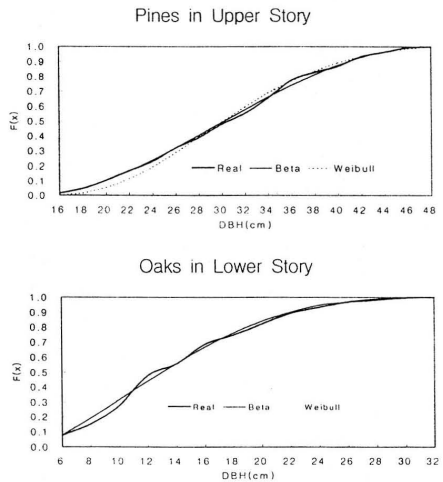


Fig. 4. Estimated cumulative density function of Beta and Weibull as compared with the observed cumulative density function for upper and lower stories in natural stand.

가 결국 직경분포를 추정하기 위한 확률함수로서 적합치 않은 결과를 가져왔다. 천연림의 상층목인 소나무의 경우에는 두 함수가 모두 적합한 것으로 나타났으나 그림 4에서 보는 바와 같이 Weibull 분포는 작은 직경에서 다소 과소추정하고 있어 Beta 함수가 상대적으로 우수함을 인정할 수 있었다. 한편 하층목인 참나무는 현실임분의 직경분포가 상당히 불규칙적인 형태를 보이고 있는 상태에서 Weibull 함수는 작은 직경에서 다소 과대추정한 것이 영향을 미쳐 부적합한 결과를 가져왔다.

### 결 론

본 연구는 인공림과 천연 혼효림에서 Beta 및 Weibull 함수의 직경분포 추정 능력을 검증하였다. 천연 혼효임분의 경우에는 전체 임분 및 상층과 하층을 차지하는 소나무와 참나무로 구분하여 비교하였다. 낙엽송 인공림과 천연림의 상층을 점유하고 있는 소나무는 Beta와 Weibull 함수가 모두 뛰어난 직경분포 추정능력을 보였다. 이 경우에 Beta 함수가 더 우수한 추정능력을 보였지만 두 함수간의 차이는 미미한 것으로 판단된다. 이러한 결과는 임분의 직경분포 추정에서 그동안 우수성을 인정받아온 Weibull 함수뿐만 아니라 Beta 함수의 적용 가능성을 보여주는 것이다.

천연 혼효임분의 직경분포는 기대하였던 대로 Weibull 함수는 정도가 높게 추정하고 있지만 Beta 함수는 적합하지 못한 것으로 나타났다. 반면에 천연림의 하층에 생육하는 참나무의 경우에는 반대의 결과가 얻어졌다. 이는 숲의 형태에 따라서는 Beta 함수가 가지는 유연성 때문에 계산과정이 상대적으로 복잡하고 추정해야 할 모수의 수가 많고, 또한 누적밀도함수가 존재하지 않아 컴퓨터의 도움을 받아야 하는 등의 몇가지 제약조건에도 불구하고 직경분포 모형에서 유용하게 사용될 수 있다는 것을 나타낸 것이다.

이상과 같이 본 연구에서 얻어진 결과는 제한된 자료와 숲의 형태에 대한 자료를 적용하여 얻어진 것으로 보편화시킬 수는 없을 것으로 판단된다. 특히 Weibull 분포의 위치의 모

수인  $a$ 를 어떻게 결정하였느냐에 따라 결과가 달라질 수 있을 것으로 보여, 본 연구에서 나타난 Beta분포의 상대적인 우수성에도 불구하고 Weibull 함수의 직경분포 추정능력을 결코 과소평가해서는 안될 것으로 판단된다. 다만 그동안 관심이 적었던 Beta 분포에 대한 추정능력은 앞으로 다양한 자료를 통하여 좀 더 정당하게 평가되어야 할 것으로 생각된다.

### 감사의 글

이 연구는 국민대학교의 1997년 학술 연구비 지원에 의하여 수행되었다. 예리한 지적과 친절한 조언을 통하여 본 논문의 품위를 높여 주신 심사위원께 감사드린다.

### 인 용 문 헌

1. 윤종화. 1983a. Weibull분포를 응용한 임학연구(I). 한림지. 59 : 46-50.
2. 윤종화. 1983b. Weibull분포를 응용한 임학연구(II). 한림지. 61 : 1-7.
3. 윤종화·조민국. 1991. Weibull분포에 의한 직경분포추정에 관한 연구. 한림지 80 (4) : 420-426.
4. 이경학. 1991. 낙엽송의 임분구조 및 수확예측 모델. 서울대학교 박사학위 논문. 87 p.
5. Anon. 1984. IMSL Library, user's manual. International Mathematics and Statistical Libraries Inc., Houston, TX.
6. Bailey, R.L. and T.R. Dell. 1973. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. For. Sci. 19 : 97-104.
7. Bailey, R.L., N.C. Abernathy, and E.P. Jones. 1981. Diameter distribution models for repeatedly thinned slash pine plantations. USDA For. Serv. Tech. rep. SO-34. pp.115-126.
8. Bliss, C.I. and K.A. Reinker. 1964. A log-normal approach to diameter distributions in even-aged stands. For. Sci. 10 : 350-360.



9. Clutter, J.L. and F.A. Bennett. 1965. Diameter distribution in old-field slash pine plantations. GA For. Res. Council. Rep. No. 13. 9p.
10. Dubey, S.D. 1967. Some percentile estimators for Weibull parameters. Technometrics 9 : 119-129.
11. Hafley, W.L. and H. T. Schreuder. 1977. Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. Can. J. For. Res. 7 : 481-487.
12. Johnson, N.L. 1949. Systems of frequency curves generated by methods of translation. Biometrika 36 : 149-176.
13. Kolmogorov, A.N. 1933. Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione. Giorn. Ist Ital. Attuari 4 : 83-91.
14. Loetsch, F., F. Zöhre and K.E. Haller. 1973. Forest inventory 2. BLV. Verlagsgesellschaft, München. 469 pp.
15. Lohrey, R.E. and R.L. Bailey. 1976. Yield tables and stand structure for unthinned longleaf plantations in Louisiana and Texas. USDA For. Serv. Res. Pap. SO-133. 53p.
16. Maltoma, M., J. Puumalainen and R. Päivinen. 1995. Comparison of Beta and Weibull functions for modeling basal area diameter distribution in stands of *Pinus sylvestris* and *Picea abies*. Scand. J. For. Res. 10 : 284-295.
17. McTague J.P. and R.L. Bailey. 1987. Compatible basal area and diameter distribution models for thinned loblolly pine plantations in Santa Catarina, Brazil. For. Sci. 33(1) : 43-51.
18. Nelson, T.C. 1964. Diameter distribution and growth of loblolly pine. For. Sci. 10 : 105-115.
19. Petterson, H. 1955. Barrskogens volymproduktion (yield of coniferous forests). Medd. Statens Skogsförsöksanst., 45p.
20. Reynolds, M.R., T.E. Bu가. and W. Huang. 1988. Goodness-of-fit tests and model selection procedures for diameter distribution models. For. Sci. 34(2) : 373-399.
21. SAS Institute Inc. 1988. SAS procedure guide for personal computers. Ver. 6.03 edition. p.441.
22. Tham, A. 1988. Structure of mixed mixed *P. abies*(L.) Karst. and *Betula pendula* Roth and *Betula pubescens* Ehrh. stands in south and middle sweden. Scand. J. For. Res. 3 : 355-370.
23. Zanankis, S.H. 1979. A simulation study of some simple estimators for the three-parameter Weibull distribution. J. Statist. Comput. Simul. 9 : 101-116.
24. Zöhre, F. 1972. The beta-distribution for best fit of stem-diameter-distribution. 3rd Conf. Advisory Group For. Stat. Proc. IUFRO, Institute national Recherche Agronomique, Paris, Publ. 72 -3.

## 소나무 林分の 林分形數 推定에 關한 研究<sup>1</sup>

- 江原道 地方을 中心으로 -

徐 丁 源<sup>2</sup>

## Studies on Estimation of Stand Form Factor for Red Pine (*Pinus densiflora* S. et Z.) Stands<sup>1</sup>

- Focusing on Stands in Kangwon Province -

Jeong Weon Seo<sup>2</sup>

### 要 約

우리나라 江原道 地方의 소나무(*Pinus densiflora* S. et Z.)天然林에서 地位指數 10, 12인 IV 齡級 林分을 대상으로, 평창, 정선, 인제, 양양, 강릉, 삼척, 영월, 횡성, 원주, 춘천, 홍천지역 등 총11개 지역 60개소의 표준지를 선정하여 조사한 자료 중에서 林分構成因子를 이용, 林分形數 推定式을 도출하여 적용 가능성을 검토하며, 향후 강원도 지방의 소나무 林分材積 推定時에 기초자료를 제공할 목적으로 수행된 연구의 결론을 요약하면 다음과 같다.

1. 林分形數와 林分構成因子인 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林齡, ha당 斷面積, 斷面積樹高, 林分形狀高, 林木의 樹幹距離와의 關係性을 偏상관계수로 분석한 결과, 임분구성인자 중에서 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高가 林分形數에 가장 많은 영향을 미치는 林分構成因子로 판명되었다.
2. 임분형수추정식의 모델을 선정한 결과, 1변수식에서는 獨立變數를 林分平均胸高直徑으로 선택한 모델들이, 2변수식에서는 林分平均胸高直徑, 林分形狀高를 獨立變數로 이용한 모델들이 선정기준에 적합하였으며, 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高를 獨立變數로 이용한 3변수식에서는 2개의 모델이 모두 선정기준에 적합한 식으로 판명되었다.  
Wada함수와 Yamamoto함수를 이용, 林分平均胸高直徑과 林分平均樹高를 독립변수로 사용하여 적합한 임분형수추정식을 선정하였다. 두가지 식 모두 收斂基準를 충족하였다.
3. 選定된 식들 중에서 殘差의 標準誤差가 작고 F-value, R-square가 큰 추정식을 각 變數別로 1개식을 선정하였고, 非線型函數式에서는 殘差가 적은 Yamamoto함수식을 선택하여 林分形數表를 調製하였다. 각 林分形數表의 調製에 이용한 식은 다음과 같다.

$$Y=1.2773+0.0550/d$$

$$Y=0.5674-0.0136d+0.0059fh^2$$

$$Y=0.4434+0.0024d-0.0469h+0.0966fh$$

$$Y = 1.6588 \cdot h^{0.0186} / d^{0.4730}$$

4. 回歸係數의 有意性을 最小自乘推定法으로 檢定한 결과, 1변수식, 2변수식, 3변수식의 모델들에 回歸係數가 高度의 有意性이 인정되었으며, 推定式의 有意性을 分散分析으로 檢定한 결과

<sup>1</sup> 접수 1997년 10월 14일 Received on October 14, 1997.

<sup>2</sup> 林業研究院 Forestry Research Institute, Seoul, Korea.

有意水準 1%로 고도의 有意성이 인정되었다. 따라서 選定된 林分形數推定式들도 高度의 有意성이 인정되었다.

5. 1변수식, 2변수식, 3변수식, Yamamoto함수식에 대한 精度를 파악하기 위하여 4개식을 이용하여 推定된 林分形數와 標準地에서 實測된 林分形數와 비교한 결과 실측된 임분형수와 거의 近似值를 보였으며, 推定林分形數와 實測된 林分形數와의 回歸分析결과에서 나타난 것과 같이 推定式들 모두 多重相關係數가 0.82~0.99로 높게 나타났고, 또한 標準誤차는 0.004~0.013으로 낮게 나타났다.
6. 임분형수표 조제에 이용된 임분형수추정식의 適合度を 檢定하기 위하여 T-test를 실시한 결과 有意差가 없었으며, 式들 모두 임분형수 추정시에 활용 가능한 식으로 판단되었다.

### ABSTRACTS

This study was carried out to provide the basic data required for estimating the volume of red pine (*Pinus densiflora* S. et Z.) stands in Kangwon Province in Korea. From the selected eleven study areas, including Chunchon, Inje, Yangyang, Hongchon, Kangnung, Heongsong, Pyongchang, Samchok, Chongson, Wonju and Yongwol in Kangwon Province, the 60 sample plots were located in each place with Site Index of 10 and 12, and average stand age class IV and all plots were surveyed. By using the stand factors surveyed in those plots, the equation for estimating the stand form factor was developed and its performance was compared with those of widely-used stand form factor equations. The stand form factor and resulting equations were also examined and the following results were obtained.

1. The relationship between stand form factor and relevant factor, such as average stand diameter(D), average stand height(H), average stand age(A), basal area per hectare(G), basal area height(GH), stand form height(FH) and distance of stem(Di), was analyzed through calculating partial correlation coefficients by utilizing correlation analysis. The factors statistically contributing to the stand form factor were average stand diameter, average stand height and stand form height.
2. The equations by linear function showed the lowest standard error of residuals and the heighest R-square and F-value. For the one-variable stand form factor equation, average stand diameter was preferred and for the two-variable stand form factor equation, average stand diameter and stand form height were preferred. For the three-variable stand form factor equation, average stand diameter, average stand height and stand form height were considered to be appropriate for meeting the selection standard. The selected stand form factor equation, as independent variable, average stand diameter and average stand height was proved to be appropriate to meet convergence by Wada function and Yamamoto function. For the two equations showed all the lowest residual-value, they were considered to be appropriate for estimating stand form factor.
3. For the construction of stand form factor tables, the optimum equations were chosen among them, which showed the lowest standard error of residuals and the heighest R-square and F-value. The equations used for stand form factor tables were as follows. :

$$Y=1.2773+0.0550/d$$

$$Y=0.5674-0.0136d+0.0059fh^2$$



$$Y = 0.4434 + 0.0024d - 0.0469h + 0.0966fh$$

$$Y = 1.6588 \cdot h^{0.0186} / d^{0.4730}$$

4. The test of goodness of fit of selected stand form factor equations from each equation model was carried out by analyzing to regression coefficients by least-square method and analysis of variance. Therefore, the selected stand form factor equations were considered to be statistically significant.
5. The relationship between estimated value and actual value was  $Y=bX$ , where b constants approached nearly 1.0 and there were no significant differences between them. The multiple correlation coefficient of the estimated equations ranged from 0.82 to 0.99 and regression coefficient was statistically significant.
6. When the stand form factor table was used in practice, the percentage of estimated error on stand form factor table ranged from 1.75% to 6.04%.

### 緒 論

形數는 본래 單木을 대상으로 한 것이므로 材積測定法으로서 測樹學상으로 중요한 의의를 지니고 있다. 그러나 최근에는 단목의 求積法으로서의 形數法은 材積表에 의한 방법으로 변하고 있으며 形數는 林分을 대상으로 한 林分形數가 이용되고 있다. 形數는 줄기(幹)의 完滿度를 나타내기 위한 것이었다. 形數는 樹幹材積에 대한 圓柱體積의 比 즉,  $F=V/GH$ 로 표시되고, 일반적으로 胸高形數를 적용하여 樹幹材積을 推定하는 방법은 널리 사용되고 있다. 胸高形數의 값은 대부분 0.4~0.6 사이에 있다고 하였으며, 樹種, 生育 區域, 地位, 樹冠 密度, 地下高, 樹冠의 量, 樹高, 直徑 및 樹齡 등에 따라 다르다.

研究에 대한 동향을 살펴보면 미국의 Grosenbough(1958)는 Bitterlich법에 의한 point sampling의 이론과 방법을 발전시켰고, Horizontal line sampling은 작은 偏差를 주고 실행상 이점이 있으며, 林木을 보는 視準線은 스스로 傾斜를 補正하기 때문에 편리한 방법이라 하였고, Barret(1969)는 point sample測定值로 plot sample值를 推定할 수 있는 推定式을 구하고, 斷面積係數를 정하는 방법을 제시하였다.

山本(1918)은 胸高形數實驗式  $F=K \frac{H^a}{D^b}$  (D: 胸高形數, H: 樹高)을 표시하였고, 徳久(1935)는  $F=a+b/X$  式을 適用, 形數를 구하

여 立木의 材積을 추정하였다. 西川(1971)은 plot sampling과 plotless sampling의 精度를 비교한 결과, 斷面積推定에는 Bitterlich법, 斷面積 樹高 推定에는  $L_1$ 법이 우수하여 向後 林分形數 研究가 필요하게 될 것이라고 하였고 大友(1962), 上野(1978)는 Strand법에 의한 林分圓柱體(GH)를 직접 추정한 후 林分形數를 사용하여 材積을 추정한 바 있고 藥袋次郎(1982)는 林分形數表 작성 방법 연구를 통하여 平均 直徑 및 樹高別로 林分形數表를 작성하였고 林分形數推定에 平均直徑, 平均樹高, 로라이平均樹高를 사용하였다. 樋渡ミヨ子(1971)는 plotless sampling에 있어 방법별로 필요한 形狀斷面積과 形狀高의 算出에 적합한 식을 檢討한 결과  $fg=aD^b$ ,  $fh=aH^bD^c$ ,  $fh=aH^b$ 式이 적합하다고 하였으며, 이 식을 사용하여 fg 표, fh표를 작성한 바 있다.

우리 나라에서 사용된 것은 日政때 林泰治(1933, 1934)는 江原道産 소나무, 日本잎갈 나무, 상수리나무 등의 胸高形數를 구하여 材積表를 조제하였고, 그 후 工藤(1935)가 北鮮産 잣나무, 잎갈 나무 등에 대하여 胸高形數를 구하여 材積表를 조제 발표하였으며, 최근에 李興均(1988)은 林分形數에 의한 林分の 材積을 추정하고자 林分形數表 작성에 관한 방법을 제시하고 있다. 또한 鄭永觀(1977, 1981)등이 편백 및 굴참나무의 胸高形數를 결정하기 위하여 여러 가지 推定 模型을 적용하여 胸高形數 推定式을 구하였다. 李鐘樂(1987, 1981)

등은 林分材積 推定式의 연구에서 1變數는 樹高나 斷面積樹高, 2變數는 斷面積과 樹高, 3變數는 斷面積, 樹高, 林分形數 등이 關係가 제일 크다고 발표하고, 李興均(1988)은 斷面積 樹高에 의한 林分材積式을 유도하였고, 낙엽송, 잣나무林分에서 측정된 林分構成因子를 가지고 林分形數表 제조법을 연구하였고, 朴南昌(1985)등은 곰솔과 삼나무의 推定 函數를 이용하여 胸高形數 決定에 관한 연구를 수행하였다. 그러나 전체적으로 地域別 齡級別 樹種別에 대한 세분화된 林分形數의 推定에 관한 연구는 미진한 실정이다.

그러므로 本研究의 目的은 精確한 林分形數를 推定하기 위하여 江原道 全域에서 生育하고 있는 소나무 林分을 對象으로 測定된 林分構成因子와 林分形數간의 相關關係의 究明과 林分形數推定을 위한 最適모델 選定 및 適合性을 檢定하고, 林分形數를 決定하여 實測된 林分形數와 比較 檢討하여 林分形數表를 調製하여 向後 合理的인 森林經營計劃에 必要로 하는 江原道 소나무 林分材積 推定時에 基礎 資料를 제공할 目的으로 수행하였다.

材料 및 分析方法

1. 材料

1) 標準地의 選定

강원도 소나무 林分形數를 推定하기 위하여 標準地 선정 개소수는 평창 12개소, 정선 8개소, 인제 8개소, 양양 6개소, 강릉 6개소, 삼척 6개소, 영월 6개소, 횡성 2개소, 원주 2개소, 춘천 2개소, 홍천 2개소등 11개 지역에 분포되어 있는 소나무 天然林에서 IV齡級 60개소로 표준지를 선정하였다. 標準地는 林分構造 및 生育狀態가 비교적 양호하고 균일한 林分으로(20m×25m) 0.05ha의 크기로 표준지 60개소를 유의 선정하였다.

標準地 選定의 위치는 Fig. 1과 같다.

2) 標準地의 調査方法

林分平均胸高直徑은 標準地內 全林木에 대하여 每木調査를 실시한 후 斷面積平均法에 의하여 算出하였으며, 林分平均樹高는 Dendrometer

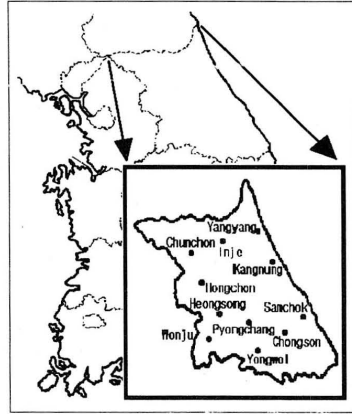


Fig. 1. Location map of the *Pinus densiflora* sample plantations.

를 사용하여 直徑級別로 樹高를 測定하여 樹高曲線式을 誘導한 후 平均直徑에 해당하는 樹高를 算出하였다. ha當 斷面積은 每木調査한 結果로 斷面積表에서 單木의 斷面積을 구한 후 本數를 곱하여 ha當 斷面積을 算出하였고, 斷面積樹高는 每木調査하여 算出한 ha當 斷面積에 林分平均樹高를 곱하여 算出하였다.

ha當 材積은 각 標準地마다 每木調査한 資料를 樹高曲線式에 의하여 구한 樹高를 利用하여 林業研究院에서 作成된 林木材積表에 適用하여 ha當 材積을 算出하였으, 林分形狀高는 ha當 材積을 ha當 斷面積으로 나누어 算出하였고, 林分形數는 ha當 材積을 ha當 斷面積에 林分平均樹高를 곱한 값으로 나누어 算出하였고, ha當 本數는 每木調査한 토대로 ha當 本數를 推定하였다. 林木의 樹幹距離는  $\sqrt{10,000 / \text{ha當 本數}}$ 로서 樹幹距離를 算出하였고, 林齡은 生長錐를 사용하여 木片을 抽出하여 調査하였고, 地位指數는 각 標準地에서 測定한 優勢木의 平均樹高와 林齡을 利用하여 林業研究院에서 作成된 江原道 소나무 地位指數 算定表에 適用하여 地位指數를 算出하였다.

2. 分析 方法

1) 林分形數에 대한 각 因子의 關與度 통계 프로그램 SAS Package를 利用하여

林分形數(從屬變數)와 林分構成因子(獨立變數)들이 상호간에 어떠한 關係를 나타내는지 알아보기 위해 data plotting을 실시하였고, 相關分析, 分散分析, 線型函數와 非線型函數에 대한 回歸分析을 실시하여, 林分形數에 대한 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林齡, ha當 斷面積, 林分形狀高, 斷面積樹高, 林木의 樹幹距離 등과의 偏相關係數를 구하여 關聯因子를 選定하였다.

2) 林分形數推定式的 選定

林分形數推定式的 選定은 크게 線型函數와 非線型函數로 나누어 林分形數推定式으로 사용하였다. 선형함수는 林業研究院에서 作成하여 利用하는 推定式을 適用하였고 비선형함수는 林分形數推定에 많이 利用하는 Wada函數와 Yamamoto函數를 適用하였다.

標準地調査에서 획득된 林分構成因子들을 각 獨立變數로 利用하였다. 선형함수식에서, 獨立變數가 1개인 경우에는 林分形數를 從屬變數로 하고 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林齡, ha當 斷面積, 林分形狀高, 斷面積樹高, 林木의 樹幹距離를 각 獨立變數로 하여 추정식을 구하였고, 獨立變數가 2개인 경우에는 林分形數를 從屬變數로 하고 林分平均胸高直徑과 林分平均樹高, 林分平均胸高直徑과 林分形狀高, 斷面積樹高와 林木의 樹幹距離를 獨立變數로 하는 추정식을 구하였으며, 獨立變數 3개인 경우에는 林分形數를 從屬變數로 하고 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高를 獨立變數로 하여 추정식을 구하였다. 線型函數에 適用한 실험식은 다음과 같다.

- 獨立變數 1개인 경우에 適用 -
- ①  $Y = a + bX$                       ②  $Y = aX^b$
- ③  $Y = ae^{bx}$                         ④  $Y = ae^{-b/x}$
- ⑤  $Y = aX^b e^{-c/x}$                 ⑥  $Y = X/(a + bX)$
- ⑦  $Y = a + b/X$                     ⑧  $Y = a + bX + cX^2$
- 獨立變數 2개인 경우에 適用 -
- ①  $Y = aX_1^b X_2^c$                   ②  $Y = a + bX_1 + cX_2$
- ③  $Y = a + bX_1 + cX_2^2$         ④  $Y = a + bX_2 + cX_1^2$
- ⑤  $Y = a + bX_1 + cX_2 + dX_1 X_2$
- 獨立變數 3개인 경우에 適用 -
- ①  $Y = aX_1^b X_2^c X_3^d$             ②  $Y = a + bX_1 + cX_2 + dX_3$

비선형함수는 林分形數推定에 많이 사용하고 있는 Wada函數式과 Yamamoto函數式을 適用하여 林分形數를 從屬變數로 하고 林分平均胸高直徑과 林分平均樹高를 獨立變數로 利用하여 推定式을 구하였다. 非線型函數에 適用한 실험식은 다음과 같다.

- Wada函數式 -  $Y = a n^b / (a + 1)(n^b - 1)$
- Yamamoto函數式 -  $Y = Kh^d / d^b$

回歸分析과 相關分析을 실시하여, 推定式的 相關係數, 殘差의 標準誤差, F-value, R-square를 求하여 서로 比較하여 推定式에서 殘差의 標準誤差가 작고 F-value와 R-square가 큰 推定式들을 各 函數式別로 選定하였다. 또 林分形數表 調製를 위하여 選定된 推定式 중에서 1變數式, 2變數式, 3變數式, 非線形函數式을 각각 1개씩 推定式으로 選定하였다.

3) 林分形數推定式的 有意性 檢定

林分形數推定式으로 選定된 推定式에 대하여 回歸係數와 推定式的 有意性을 檢定을 하기 위하여 T-test와 F-test를 실시하였다.

4) 林分形數表 調製

林分形數表는 選定된 推定式을 適用하여 線形函數에서는 1變數表, 2變數表, 3變數表와 非線形函數를 利用한 林分形數表를 調製하였다.

5) 推定林分形數와 實測된 林分形數와의 比較檢討

選定된 林分形數推定式的 精度를 把握하기 위하여 推定式을 適用하여 調製한 林分形數와 實測된 林分形數와 比較하고, 林分收穫表上에서 구해진 林分形數와 比較檢討하였다.

6) 選定된 林分形數推定式的 適合度 檢定

選定된 林分形數推定式을 실제로 適用할 수 있는 與否를 把握하기 위해 推定誤差率을 구하고, 直線回歸式을 利用하여 適合度を 檢定하였다.

**結果 및 考察**

**1. 林分構成因子 중에서 林分形數와 關聯因子的 選定**

林分形數와 林分構成因子인 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林齡, ha當 斷面積, 斷面積樹高, 林分形狀高, 林木의 樹幹距離와의 關聯性을 究明하기 위하여 標準地의 每木調査를 實施한 結果內容을 利用하여 偏相關分析을 實施하였다(Table1).

偏相關係數는 林分形狀高, 林分平均樹高, 林分平均胸高直徑, 林齡, 斷面積樹高, ha當 斷面積, 林木의 樹幹距離의 順으로 높았다. 이것은 낙엽송, 잣나무를 對象으로한 李興均(1988)의 研究內容과 類似하게 나타났다.

**2. 林分形數推定식의 選定**

林分形數推定식의 選定은 線型函數와 非線型函數로 크게 나누어 推定하였다. 線型函數에서 獨立變數가 1個인 경우에는 林分形數를 從屬變數로 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林齡, ha當 斷面積, 斷面積樹高, 林分形狀高, 林木의 樹幹距離를 獨立變數로 하여 推定식을 求하였고, 獨立變數가 2個인 경우에는 林分形數를 從屬變數로 林分平均胸高直徑과 林分平均樹高, 林分平均胸高直徑과 林分形狀高, 斷面積樹高와 林木의 樹幹距離를 獨立變數로 하여 推定식을 求하였으며 獨立變數 3個인 경우에는 林分形數를 從屬變數로 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高를 獨立變數로 하

여 推定식을 求하였다.

Regression analysis와 Correlation analysis를 實施하여, 實驗式의 殘差의 標準誤差, F-value, R-square를 求하여 서로 比較하였다. 많은 推定式에서 殘差의 標準誤차가 작고 F-value와 R-square가 큰 推定式들을 各 函數式別로 選定한 結果는 Table 2와 같다.

推定式의 모델과 상관없이 1變數式에서는 林分平均胸高直徑을 獨立變數로 利用한 모든 推定式에서 殘差의 標準誤차가 낮으며 F-value, R-square가 높게 나타났고, 2變數式에서는 林分平均胸高直徑과 林分形狀高를 獨立變數로 利用한 推定式들이 適合하게 나타났으며, 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高와 林分形狀高를 獨立變數로 利用한 3變數式들은 모두 適合하게 나타났다.

Table 2에서 各 推定式의 모델별로 林分形數推定에 알맞은 最適의 推定식을 選定하였으며, 그 結果는 Table 3과 같다.

1변수추정식은 林分平均胸高直徑을 獨立變數로 이용한 추정식이 선정되었으며, 2변수추정식은 林分平均胸高直徑과 林分形狀高를 獨立變數로 이용한 추정식이 선정되었고 3변수추정식은 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高를 獨立變數로 이용한 추정식이 선정되었다. 선정된 식들 중에서 殘差의 標準誤차가 작고 R-square가 큰 추정식을 각 변수추정식별로 1개식을 선정하여 林分形數表調製에 이용하고자 한다.

非線型函數는 林分形數推定에 많이 利用되는 Wada函數와 Yamamoto函數를 利用하여 林分形數를 從屬變數로, 林分平均胸高直徑과 林分平均樹高를 獨立變數로 하여 推定식을 求하였다.

非線型函數는 線型函數와는 다르게 추정식을 구함에 있어 媒介變數(Parameter)를 設定하여 統計處理를 하여야 하며, 매개변수의 설정에 있어서 본 資料값과 媒介變數가 상당히 敏感하게 反應하므로 추정식을 구하기가 상당히 어렵다. 또한 비선형함수는 추정식의 選定基準이 殘差의 標準誤差, F-value, R-square를 선정기준으로 하는 線型函數와는 다르게 統計處理에 있어서 收斂基準을 充足하면 推定式으

**Table 1.** Relationship between stand form factor and each factor by Partial correlation coefficients.

Variables	par. corr. coefficients
X <sub>1</sub> (D.B.H)	0.3328
X <sub>2</sub> (H)	0.8994
X <sub>3</sub> (Age)	0.2942
X <sub>4</sub> (B.A/ha)	0.1972
X <sub>5</sub> (G.H)	0.2065
X <sub>6</sub> (F.H)	0.9671
X <sub>7</sub> (Di)	0.1042

**Table 2.** The relationship between Stand Form Factor and other variables using difference observation equation.

observation equation	Estimated equation	Standard error of residual	F-value	R <sup>2</sup>
<b>Y=a+bX<sub>1</sub></b>	<b>Y=0.6318-0.0105X<sub>1</sub></b>	<b>0.013</b>	<b>108.310**</b>	<b>0.65</b>
Y=a+bX <sub>2</sub>	Y=0.6837-0.0236X <sub>2</sub>	0.015	77.467**	0.57
Y=a+bX <sub>3</sub>	Y=0.5718-0.0039X <sub>3</sub>	0.020	15.418**	0.21
Y=a+bX <sub>4</sub>	Y=0.4412-0.0004X <sub>4</sub>	0.022	1.018	0.02
Y=a+bX <sub>5</sub>	Y=0.4471-0.0001X <sub>5</sub>	0.022	3.905*	0.06
Y=a+bX <sub>6</sub>	Y=0.4413-0.0016X <sub>6</sub>	0.023	0.013	0.0002
Y=a+bX <sub>7</sub>	Y=0.4526-0.0043X <sub>7</sub>	0.022	1.870	0.03
<b>Y=aX<sub>1</sub><sup>b</sup></b>	<b>logY=0.4988-0.4557logX<sub>1</sub></b>	<b>0.029</b>	<b>118.542**</b>	<b>0.67</b>
Y=aX <sub>2</sub> <sup>b</sup>	logY=0.5208-0.5758logX <sub>2</sub>	0.033	83.055**	0.59
Y=aX <sub>3</sub> <sup>b</sup>	logY=0.2830-0.3150logX <sub>3</sub>	0.045	15.496*	0.21
Y=aX <sub>4</sub> <sup>b</sup>	logY=-0.8056-0.0110logX <sub>4</sub>	0.051	0.489	0.01
Y=aX <sub>5</sub> <sup>b</sup>	logY=-0.7132-0.0239logX <sub>5</sub>	0.050	2.583	0.04
Y=aX <sub>6</sub> <sup>b</sup>	logY=-0.8033-0.0218logX <sub>6</sub>	0.051	0.020	0.0004
Y=aX <sub>7</sub> <sup>b</sup>	logY=-0.7742-0.0431logX <sub>7</sub>	0.050	1.930	0.03
<b>Y=ae<sup>bX<sub>1</sub></sup></b>	<b>lnY=-0.1672-0.0104X<sub>1</sub></b>	<b>0.013</b>	<b>110.656**</b>	<b>0.66</b>
Y=ae <sup>bX<sub>2</sub></sup>	lnY=-0.1158-0.0234X <sub>2</sub>	0.014	78.067**	0.57
Y=ae <sup>bX<sub>3</sub></sup>	lnY=-0.2266-0.0039X <sub>3</sub>	0.020	15.474**	0.21
Y=ae <sup>bX<sub>4</sub></sup>	lnY=-0.3559-0.0004X <sub>4</sub>	0.022	1.045	0.02
Y=ae <sup>bX<sub>5</sub></sup>	lnY=-0.3501-0.0001X <sub>5</sub>	0.021	3.982*	0.06
Y=ae <sup>bX<sub>6</sub></sup>	lnY=-0.3563-0.0015X <sub>6</sub>	0.022	0.011	0.0002
Y=ae <sup>bX<sub>7</sub></sup>	lnY=-0.3447-0.0043X <sub>7</sub>	0.022	1.865	0.03
<b>Y=ae<sup>-b/X<sub>1</sub></sup></b>	<b>lnY=-0.5585-3.6408/X<sub>1</sub></b>	<b>0.013</b>	<b>119.378**</b>	<b>0.67</b>
Y=ae <sup>-b/X<sub>2</sub></sup>	lnY=-0.6109-2.6091/X <sub>2</sub>	0.014	84.879**	0.59
Y=ae <sup>-b/X<sub>3</sub></sup>	lnY=-5.0040-4.7792/X <sub>3</sub>	0.020	15.502**	0.21
Y=ae <sup>-b/X<sub>4</sub></sup>	lnY=-0.3667-0.0516/X <sub>4</sub>	0.022	0.251	0.01
Y=ae <sup>-b/X<sub>5</sub></sup>	lnY=-0.3722-1.3985/X <sub>5</sub>	0.022	1.828	0.03
Y=ae <sup>-b/X<sub>6</sub></sup>	lnY=-0.3759-0.0578/X <sub>6</sub>	0.022	0.035**	0.0006
Y=ae <sup>-b/X<sub>7</sub></sup>	lnY=-0.3826-0.0799/X <sub>7</sub>	0.022	1.995	0.03
<b>Y=aX<sub>1e</sub><sup>-c/X<sub>1</sub></sup></b>	<b>lnY=-0.2872-0.0693lnX<sub>1</sub>-2.3714/X<sub>1</sub></b>	<b>0.013</b>	<b>58.828**</b>	<b>0.67</b>
Y=aX <sub>2e</sub> <sup>-c/X<sub>2</sub></sup>	lnY=-0.8002+0.0567lnX <sub>2</sub> -3.1959/X <sub>2</sub>	0.014	41.739**	0.59
Y=aX <sub>3e</sub> <sup>-c/X<sub>3</sub></sup>	lnY=-0.2982-0.0444lnX <sub>3</sub> -3.2300/X <sub>3</sub>	0.020	7.619*	0.21
Y=aX <sub>4e</sub> <sup>-c/X<sub>4</sub></sup>	lnY=-0.1464-0.0582lnX <sub>4</sub> 0.8111/X <sub>4</sub>	0.022	0.999	0.03
Y=aX <sub>5e</sub> <sup>-c/X<sub>5</sub></sup>	lnY=-0.0511-0.0522lnX <sub>5</sub> 6.7623/X <sub>5</sub>	0.022	2.029	0.07
Y=aX <sub>6e</sub> <sup>-c/X<sub>6</sub></sup>	lnY=-4.5891+1.6656lnX <sub>6</sub> -7.7382/X <sub>6</sub>	0.022	0.589	0.02
Y=aX <sub>7e</sub> <sup>-c/X<sub>7</sub></sup>	lnY=-0.5602+0.0723lnX <sub>7</sub> -0.3833/X <sub>7</sub>	0.022	1.035	0.09
<b>Y=X<sub>1</sub>/(a+bX<sub>1</sub>)</b>	<b>1/Y=3.3366-19.1269/X<sub>1</sub></b>	<b>0.066</b>	<b>119.153**</b>	<b>0.67</b>
Y=X <sub>2</sub> /(a+bX <sub>2</sub> )	1/Y=3.6100-13.6839/X <sub>2</sub>	0.074	84.061**	0.59
Y=X <sub>3</sub> /(a+bX <sub>3</sub> )	1/Y=3.0313-25.1064/X <sub>3</sub>	0.103	15.489**	0.21
Y=X <sub>4</sub> /(a+bX <sub>4</sub> )	1/Y=2.3295-0.2747/X <sub>4</sub>	0.116	0.258	0.01
Y=X <sub>5</sub> /(a+bX <sub>5</sub> )	1/Y=2.3581-7.3490/X <sub>5</sub>	0.115	1.828	0.14
Y=X <sub>6</sub> /(a+bX <sub>6</sub> )	1/Y=2.3745-0.2896/X <sub>6</sub>	0.117	0.032	0.0006
Y=X <sub>7</sub> /(a+bX <sub>7</sub> )	1/Y=2.4119-0.4179/X <sub>7</sub>	0.114	1.975	0.03
<b>Y=a+b/X<sub>1</sub></b>	<b>1/Y=1.2773+0.0550X<sub>1</sub></b>	<b>0.068</b>	<b>112.893**</b>	<b>0.66</b>
Y=a+b/X <sub>2</sub>	1/Y=1.0086+0.1231X <sub>2</sub>	0.076	78.632**	0.58
Y=a+b/X <sub>3</sub>	1/Y=1.5922+0.0205X <sub>3</sub>	0.103	15.520**	0.21
Y=a+b/X <sub>4</sub>	1/Y=2.2719+0.0022X <sub>4</sub>	0.115	1.074	0.02
Y=a+b/X <sub>5</sub>	1/Y=2.2410+0.0004X <sub>5</sub>	0.112	4.064*	0.07
Y=a+b/X <sub>6</sub>	1/Y=2.2752+0.0078X <sub>6</sub>	0.117	0.011	0.0002
Y=a+b/X <sub>7</sub>	1/Y=2.2139+0.0224X <sub>7</sub>	0.114	1.854	0.03

※ Y=F, X<sub>1</sub>=D.B.H, X<sub>2</sub>=H, X<sub>3</sub>=Age, X<sub>4</sub>=B.A, X<sub>5</sub>=G.H, X<sub>6</sub>=F.H, X<sub>7</sub>=Di.

Table 2. Continued.

observation equation	Estimated equation	Standard error of residual	F-value	R <sup>2</sup>
$Y = a + bX_1 + cX_1^2$	$Y = 0.8662 - 0.0353X_1 + 0.0006X_1^2$	0.013	61.252**	0.68
$Y = a + bX_2 + cX_2^2$	$Y = 1.0573 - 0.0938X_2 + 0.0033X_2^2$	0.014	43.896**	0.61
$Y = a + bX_3 + cX_3^2$	$Y = 0.6749 - 0.0098X_3 + 0.0001X_3^2$	0.020	7.595*	0.21
$Y = a + bX_4 + cX_4^2$	$Y = 0.3827 + 0.0070X_4 - 0.0002X_4^2$	0.021	4.508*	0.14
$Y = a + bX_5 + cX_5^2$	$Y = 0.3985 + 0.0005X_5 - 0.000001X_5^2$	0.021	5.833*	0.17
$Y = a + bX_6 + cX_6^2$	$Y = 0.9851 - 0.2357X_6 + 0.0251X_6^2$	0.023	0.252	0.01
$Y = a + bX_7 + cX_7^2$	$Y = 0.5091 - 0.0312X_7 + 0.0031X_7^2$	0.022	1.015	0.03
$Y = a + bX_1 + cX_2$	$Y = 0.6274 - 0.0110X_1 + 0.0012X_2$	0.013	53.236**	0.65
$Y = a + bX_1 + cX_6$	$Y = 0.4425 - 0.0136X_1 + 0.0540X_6$	0.009	143.925**	0.83
$Y = a + bX_5 + cX_7$	$Y = 0.6419 - 0.0004X_5 - 0.0318X_7$	0.015	37.012**	0.57
$Y = aX_1^bX_2^c$	$\log Y = 0.4878 - 0.4805\log X_1 + 0.0356\log X_2$	0.029	58.315**	0.67
$Y = aX_1^bX_6^c$	$\log Y = 0.0171 - 0.5862\log X_1 + 0.5693\log X_6$	0.019	167.566**	0.85
$Y = aX_5^bX_7^c$	$\log Y = 0.5228 - 0.1677\log X_5 - 0.3437\log X_7$	0.034	35.620**	0.56
$Y = a + bX_1 + cX_2^2$	$Y = 0.6431 - 0.0127X_1 + 0.0003X_2^2$	0.013	54.074**	0.65
$Y = a + bX_1 + cX_6^2$	$Y = 0.5674 - 0.0136X_1 + 0.0059X_6^2$	0.009	147.903**	0.84
$Y = a + bX_5 + cX_7^2$	$Y = 0.5724 - 0.0004X_5 - 0.0035X_7^2$	0.015	34.892**	0.55
$Y = a + bX_2 + cX_1^2$	$Y = 0.5602 - 0.0045X_2 - 0.0002X_1^2$	0.014	46.936**	0.62
$Y = a + bX_6 + cX_1^2$	$Y = 0.3115 + 0.0540X_6 - 0.0003X_1^2$	0.010	114.874**	0.80
$Y = a + bX_7 + cX_5^2$	$Y = 0.5576 - 0.0258X_7 - 0.000001X_5^2$	0.016	21.272**	0.53
$Y = a + bX_1 + cX_2 + dX_1X_2$	$Y = 0.9304 - 0.0269X_1 - 0.0272X_2 + 0.0015X_1X_2$	0.013	40.781**	0.69
$Y = a + bX_1 + cX_6 + dX_1X_6$	$Y = 0.6793 - 0.0258X_1 + 0.0025X_6 + 0.0027X_1X_6$	0.009	99.699**	0.84
$Y = a + bX_5 + cX_7 + dX_5X_7$	$Y = 0.6304 - 0.0003X_5 - 0.0290X_7 - 0.00002X_5X_7$	0.015	24.375**	0.57
$Y = a + bX_1 + cX_2 + dX_6$	$Y = 0.4434 + 0.0024X_1 - 0.0469X_2 + 0.0966X_6$	0.004	660.379**	0.97
$Y = aX_1^bX_2^cX_6^d$	$\log Y = -0.0071 + 0.0728\log X_1 - 1.0826\log X_2 + 0.9941\log X_6$	0.007	1128.802**	0.98

\* Y=F, X<sub>1</sub>=D.B.H, X<sub>2</sub>=H, X<sub>3</sub>=Age, X<sub>4</sub>=B.A, X<sub>5</sub>=G.H, X<sub>6</sub>=F.H, X<sub>7</sub>=Di.

Table 3. Optimum equation of Stand Form Factor.

observation equation	Estimated equation	Standard error of residual	F-value	R <sup>2</sup>
$Y = a + bX_1$	$Y = 0.6318 - 0.0105X_1$	0.013	108.310**	0.65
$Y = aX_1^b$	$\log Y = 0.4988 - 0.4557\log X_1$	0.029	118.542**	0.67
$Y = ae^{bx_1}$	$\ln Y = -0.1672 - 0.0104X_1$	0.013	110.656**	0.66
$Y = ae^{-b/x_1}$	$\ln Y = -0.5585 - 3.6408/X_1$	0.013	119.378**	0.67
$Y = aX_1e^{-c/x_1}$	$\ln Y = -0.2872 - 0.0693\ln X_1 - 2.3714/X_1$	0.013	58.828**	0.67
$Y = X_1/(a + bX_1)$	$1/Y = 3.3366 - 19.1269/X_1$	0.066	119.153**	0.67
$Y = a + b/X_1$	$1/Y = 1.2773 + 0.0550X_1$	0.068	112.893**	0.66
$Y = a + bX_1 + cX_1^2$	$Y = 0.8662 - 0.0353X_1 + 0.0006X_1^2$	0.013	61.252**	0.68
$Y = a + bX_1 + cX_6$	$Y = 0.4425 - 0.0136X_1 + 0.0540X_6$	0.009	143.925**	0.83
$Y = aX_1bX_6^c$	$\log Y = 0.0171 - 0.5862\log X_1 + 0.5693\log X_6$	0.019	167.566**	0.85
$Y = a + bX_1 + cX_6^2$	$Y = 0.5674 - 0.0136X_1 + 0.0059X_6^2$	0.009	147.903**	0.84
$Y = a + bX_6 + cX_1^2$	$Y = 0.3115 + 0.0540X_6 - 0.0003X_1^2$	0.010	114.874**	0.80
$Y = a + bX_1 + cX_6 + dX_1X_6$	$Y = 0.6793 - 0.0258X_1 + 0.0025X_6 + 0.0027X_1X_6$	0.009	99.699**	0.84
$Y = a + bX_1 + cX_2 + dX_6$	$Y = 0.4434 + 0.0024X_1 - 0.0469X_2 + 0.0966X_6$	0.004	660.379**	0.97
$Y = aX_1^bX_2^cX_6^d$	$\log Y = -0.0071 + 0.0728\log X_1 - 1.0826\log X_2 + 0.9941\log X_6$	0.007	1128.802**	0.98

\* Y=F, X<sub>1</sub>=D.B.H, X<sub>2</sub>=H, X<sub>3</sub>=Age, X<sub>4</sub>=B.A, X<sub>5</sub>=G.H, X<sub>6</sub>=F.H, X<sub>7</sub>=Di

로 選定될 수 있고, 여러 개의 非線型函數에서 하나의 函數를 選擇할 때에는 推定式의 殘差값이 가장 작은 推定式을 選擇한다.

Wada函數와 Yamamoto函數를 利用하여 SAS Package중 Non-linear Regression analysis을 實施하여 얻은 結果는 Table 4와 Table 5와 같다. Table 3과 4에서 나타난 것과 統計處理 結果, Wada函數와 Yamamoto函數 모두 收斂基準를 充足하였으며 두 가지 式 모두 殘差값이 작아 林分形數推定式으로 利用하여도 될 것으로 思料된다.

Wada와 Yamamoto函數를 利用한 林分形數推定式은 다음과 같다.

$$* \text{ Wada 函數 : } Y = a \cdot n^b / (a+1)(n^b-1) \\ Y = (-0.6601 \cdot n^{1.8959}) / (-0.6601+1) \cdot (n^{1.8959}-1)$$

n : 林分平均樹高/林分平均胸高直徑,

a : 樹種에 따른 定數, b : 定數.

$$* \text{ Yamamoto 函數 : } Y = Kh^a / d^b \\ Y = 1.6588 \cdot h^{0.0186} / d^{0.4730}$$

h : 林分平均樹高, d : 林分平均胸高直徑,

K, a, b : 定數.

### 3. 林分形數推定式의 有意性 檢定

#### 1) 回歸係數의 有意性 檢定

임분형수표 조제에 이용될 각 추정식에 대하여 獨立變數인 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高(D.B.H, H, F.H)의 有意性이 있는가를 檢定하기 위하여 最小自乘推定法(Least-Square Method)을 利用하여 檢정하였으며 그 結果는 Table 6과 같다. 추정식의

**Table 4.** Relationship between stand form factor and each factor by Wada function.

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95 % Confidence Interval	
			Lower	Upper
A	-0.660135399	0.00703268036	-0.6742128366	-0.6460579623
B	1.895942238	0.11129466276	1.6722617986	2.1178226771

\* A : 樹種에 따른 定數, B : 定數

**Table 5.** Relationship between stand form factor and each factor by Yamamoto function.

Parameter	Estimate	Asymptotic Std. Error	Asymptotic 95 % Confidence Interval	
			Lower	Upper
A	1.658835348	0.22175742671	1.2147739211	2.1028967753
B	0.018604054	0.17301923879	-0.3278608705	0.3650689783
C	0.473015541	0.12859008223	0.2155184363	0.7305126466

\* A, B, C : 定數

**Table 6.** Test of goodness of fit for regression coefficient.

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H <sub>0</sub> : Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.277342	0.09769151	13.075**	0.0001
D.B.H	1	0.054963	0.00517296	10.625**	0.0001
INTERCEP	1	0.567431	0.01526554	37.171**	0.0001
D.B.H	1	-0.013606	0.00079113	-17.198**	0.0001
F.H	1	0.005851	0.00072001	8.126**	0.0001
INTERCEP	1	0.443416	0.01118540	39.642**	0.0001
D.B.H	1	0.002415	0.00100966	2.392	0.0201
H	1	-0.046861	0.00279690	-16.755**	0.0001
F.H	1	0.096551	0.00377518	25.575**	0.0001

\*\* Significant at 1%

t<sub>0.01</sub> (df=60)=2.660,

t<sub>0.001</sub> (df=60)=3.460



모든 회귀계수가 高度의 有意성이 認定되었으며, 1변수식, 2변수식, 3변수식의 모든 모델들의 회귀계수가 高度의 有意성이 認定되었다. 따라서 林分形數에 영향을 미치는 林分構成因子는 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高라는 사실이 단적으로 立證되었다.

2) 推定式の 有意性 檢定

임분형수표 조제에 이용될 각 추정식에 대하여 有意성을 檢定한 결과는 Table 7과 같다. 分散分析 결과 有意水準 1%로 相關係數는 高度의 有意성이 認定되었으며, 선정된 推定式들도 高度의 有意성이 認定되었다.

4. 林分形數表의 調製

林分形數推定式으로 선정된 式들 중에서 殘

차의 標準誤차가 작고 R-square가 큰 추정식을 각 변수추정식별로 1개식을 선정하여 林分形數表調製에 이용하였다. 推定式을 이용하여 조제한 林分形數表는 Table 8, 9, 10, 11과 같다. 각 林分形數表의 調製에 이용한 식은 다음과 같다.

※ 線型函數式

$$Y = 1.2773 + 0.0550/d$$

$$Y = 0.5674 - 0.0136d + 0.0059fh^2$$

$$Y = 0.4434 + 0.0024d - 0.0469h + 0.0966fh$$

※ 非線型函數式

$$Y = 1.6588 \cdot h^{0.0186} / d^{0.4730}$$

단) Y : 林分形數

d : 林分平均胸高直徑

h : 林分平均樹高

fh : 林分形狀高

Table 7. Analysis of Variance.

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	0.53549	0.53549	112.893**	0.0001
Error	58	0.27511	0.00474		
C Total	59	0.81060			
Model	2	0.02517	0.01258	147.903**	0.0001
Error	57	0.00485	0.00009		
C Total	59	0.03002			
Model	3	0.02919	0.00973	660.379*	0.0001
Error	56	0.00083	0.00001		
C Total	59	0.03002			

\*\* Significant at 1%

F<sub>0.05</sub>=4.00, 3.15, 2.76, F<sub>0.01</sub>=7.08, 4.98, 4.13

Table 8. One variables stand form factors table of *Pinus densiflora* stands.

D.B.H(d)	Stand form factor(f)	D.B.H(d)	Stand form factor(f)
6	0.6222	28	0.3550
8	0.5823	30	0.3416
10	0.5473	32	0.3294
12	0.5162	34	0.3177
14	0.4884	36	0.3070
16	0.4635	38	0.2970
18	0.4411	40	0.2876
20	0.4206	42	0.2788
22	0.4020	44	0.2705
24	0.3850	46	0.2627
26	0.3694	48	0.2553

**Table 9.** Two variables stand form factor table of *Pinus densiflora* stands.

D.B.H F.H	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30
3.4	0.554	0.527	0.500	0.472	0.445	0.418							
3.8	0.571	0.544	0.517	0.489	0.462	0.435	0.408						
4.2	0.590	0.563	0.535	0.508	0.481	0.454	0.427						
4.6	0.611	0.583	0.556	0.529	0.502	0.475	0.447	0.420					
5.0	0.633	0.606	0.579	0.552	0.525	0.497	0.470	0.443	0.416				
5.4	0.658	0.631	0.739	0.576	0.549	0.522	0.495	0.467	0.440	0.413			
5.8	0.684	0.657	0.630	0.603	0.575	0.548	0.521	0.494	0.467	0.439	0.412		
6.2	0.713	0.785	0.658	0.631	0.604	0.577	0.549	0.522	0.495	0.468	0.441	0.413	
6.6	0.743	0.716	0.688	0.661	0.634	0.607	0.580	0.552	0.525	0.498	0.471	0.444	0.416
7.0		0.748	0.721	0.693	0.666	0.639	0.612	0.585	0.557	0.530	0.503	0.476	0.449
7.0				0.727	0.700	0.673	0.646	0.618	0.591	0.564	0.537	0.510	0.482
7.4					0.736	0.709	0.682	0.654	0.627	0.600	0.573	0.546	0.518
7.8						0.747	0.719	0.692	0.665	0.638	0.611	0.583	0.556
8.2								0.732	0.705	0.677	0.650	0.623	0.596
8.6									0.746	0.719	0.692	0.665	0.637

**Table 10.** Three variables stand form factor table of *Pinus densiflora* stands.

D.B.H F.H	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30
6	0.563	0.568	0.572	0.577	0.582	0.587	0.592	0.596	0.601	0.606	0.611	0.616	0.620
7	0.516	0.521	0.526	0.530	0.535	0.540	0.545	0.550	0.554	0.559	0.564	0.569	0.574
8	0.469	0.474	0.479	0.483	0.488	0.493	0.498	0.503	0.507	0.512	0.517	0.522	0.527
9	0.422	0.427	0.432	0.437	0.441	0.446	0.451	0.456	0.461	0.465	0.470	0.475	0.480
10	0.375	0.380	0.385	0.390	0.394	0.399	0.404	0.409	0.414	0.418	0.423	0.428	0.433
11	0.328	0.333	0.338	0.343	0.348	0.352	0.357	0.362	0.367	0.372	0.376	0.381	0.386
12					0.301	0.305	0.310	0.315	0.320	0.325	0.329	0.334	0.339

※ F.H = 4

**Table 10.** Continued.

D.B.H F.H	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30
6	0.611	0.616	0.621	0.626	0.630	0.635	0.640	0.645	0.650	0.654	0.659	0.664	0.669
7	0.564	0.569	0.574	0.579	0.583	0.588	0.593	0.598	0.603	0.607	0.612	0.617	0.622
8	0.517	0.522	0.527	0.532	0.537	0.541	0.546	0.551	0.556	0.561	0.565	0.570	0.575
9	0.470	0.475	0.480	0.485	0.490	0.494	0.499	0.504	0.509	0.514	0.518	0.523	0.528
10	0.424	0.428	0.433	0.438	0.443	0.448	0.452	0.457	0.462	0.467	0.472	0.476	0.481
11	0.377	0.381	0.386	0.391	0.396	0.401	0.405	0.410	0.415	0.420	0.425	0.429	0.434
12	0.330	0.335	0.339	0.344	0.349	0.354	0.359	0.363	0.368	0.373	0.378	0.383	0.387
13						0.307	0.312	0.316	0.321	0.326	0.331	0.336	0.340

※ F.H = 4.5

**Table 10.** Continued.

D.B.H F.H	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30
6	0.659	0.664	0.669	0.674	0.679	0.683	0.688	0.693	0.698				
7	0.613	0.617	0.622	0.627	0.632	0.637	0.641	0.646	0.651	0.656	0.661	0.665	0.670
8	0.566	0.570	0.575	0.580	0.585	0.590	0.594	0.599	0.604	0.609	0.614	0.618	0.623
9	0.519	0.524	0.528	0.533	0.538	0.543	0.548	0.552	0.557	0.562	0.567	0.572	0.576
10	0.472	0.477	0.481	0.486	0.491	0.496	0.501	0.505	0.510	0.515	0.520	0.525	0.529
11	0.425	0.430	0.435	0.439	0.444	0.449	0.454	0.459	0.463	0.468	0.473	0.478	0.483
12	0.378	0.383	0.388	0.392	0.397	0.402	0.407	0.412	0.416	0.421	0.426	0.431	0.436
13	0.331	0.336	0.341	0.346	0.350	0.355	0.360	0.365	0.370	0.374	0.379	0.384	0.389
14					0.303	0.308	0.313	0.318	0.323	0.327	0.332	0.337	0.342

※ F.H = 5

Table 10. Continued.

D.B.H F.H	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30
7	0.661	0.666	0.670	0.675	0.680	0.685	0.690	0.694	0.699				
8	0.614	0.619	0.624	0.628	0.633	0.638	0.643	0.648	0.652	0.657	0.662	0.667	0.672
9	0.567	0.572	0.577	0.581	0.586	0.591	0.596	0.601	0.605	0.610	0.615	0.620	0.625
10	0.520	0.525	0.530	0.535	0.539	0.544	0.549	0.554	0.559	0.563	0.568	0.573	0.578
11	0.473	0.478	0.483	0.488	0.492	0.497	0.502	0.507	0.512	0.516	0.521	0.526	0.531
12	0.426	0.431	0.436	0.441	0.446	0.450	0.455	0.460	0.465	0.470	0.474	0.479	0.484
13	0.379	0.384	0.389	0.394	0.399	0.403	0.408	0.413	0.418	0.423	0.427	0.432	0.437
14	0.333	0.337	0.342	0.347	0.352	0.357	0.361	0.366	0.371	0.376	0.381	0.385	0.390
15				0.300	0.305	0.310	0.314	0.319	0.324	0.329	0.334	0.338	0.343

\* F.H = 5.5

Table 10. Continued.

D.B.H F.H	6	8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30
7	0.709	0.714	0.719	0.724	0.728	0.733	0.738	0.743	0.748				
8	0.662	0.667	0.672	0.677	0.681	0.686	0.691	0.696	0.701	0.705	0.710	0.715	0.720
9	0.615	0.620	0.625	0.630	0.635	0.639	0.644	0.649	0.654	0.659	0.663	0.668	0.673
10	0.568	0.573	0.578	0.583	0.588	0.592	0.597	0.602	0.607	0.612	0.616	0.621	0.626
11	0.522	0.526	0.531	0.536	0.541	0.546	0.550	0.555	0.560	0.565	0.570	0.574	0.579
12	0.475	0.479	0.484	0.489	0.494	0.499	0.503	0.508	0.513	0.518	0.523	0.527	0.532
13	0.428	0.433	0.437	0.442	0.447	0.452	0.457	0.461	0.466	0.471	0.476	0.481	0.485
14	0.381	0.386	0.390	0.395	0.400	0.405	0.410	0.414	0.419	0.424	0.429	0.434	0.438
15	0.334	0.339	0.344	0.348	0.353	0.358	0.363	0.368	0.372	0.377	0.382	0.387	0.392
16				0.301	0.306	0.311	0.316	0.321	0.325	0.330	0.335	0.340	0.345

\* F.H = 6

Table 11. Two variables stand form factor table of *Pinus densiflora* stands by Yamamoto Function.

D.B.H F.H	6	8	10	12	14	16	18	20	22
7	0.737	0.643	0.579	0.531	0.494	0.463	0.438	0.417	
8	0.739	0.645	0.580	0.532	0.495	0.465	0.439	0.418	0.400
9	0.740	0.646	0.581	0.533	0.496	0.466	0.440	0.419	0.400
10	0.742	0.647	0.583	0.534	0.497	0.466	0.441	0.420	0.401
11	0.743	0.649	0.584	0.535	0.498	0.467	0.442	0.421	0.402
12	0.744	0.650	0.585	0.536	0.499	0.468	0.443	0.421	0.403
13	0.746	0.651	0.585	0.537	0.499	0.469	0.443	0.422	0.403
14	0.747	0.652	0.586	0.538	0.500	0.469	0.444	0.422	0.404
15	0.747	0.652	0.587	0.539	0.501	0.470	0.445	0.423	0.404
16	0.748	0.653	0.588	0.539	0.501	0.471	0.445	0.423	0.405
17	0.749	0.654	0.588	0.540	0.502	0.471	0.446	0.424	0.405
18		0.655	0.589	0.540	0.502	0.472	0.446	0.424	0.406
19		0.655	0.590	0.541	0.503	0.472	0.447	0.425	0.406

5. 推定林分形數와 實測된 林分形數와의 比較

選定된 各各의 推定式을 利用하여 制限한 推定林分形數와 標準地에서 調査되어진 林分形數와 比較하여 추정식들의 精度를 파악하기 위한 結果는 Table 12와 같다. 結果에서와 같이 임분형수추정식에 依하여 求해진 추정임분형수와 實측된 임분형수가 거의 近似值를 보였으며 그 精度面(R-square)에서는 Yamamoto 식과 3변수식이 가장 높게 나타났고, 2변수식, 1변수식의 順序로 나타났다. 推定林分形數와 實測된 林分形數와의 回歸分析결과에서 나타난 것과 같이 推定式들 모두 多重相關係數가 0.82~0.99로 높게 나타났고, 또한 標準誤差는 0.013~0.004로 낮게 나타났다.

또한 江原道地方 소나무 林分收穫表상에서 求한 林分形數와 實測된 林分形數와 比較한 結果는 Table 13과 같다. 結果에서와 같이 實측된 임분형수인 0.43, 0.45보다 수확표상에서 求해진 임분형수가 0.48, 0.46, 0.47, 0.46로서 다소 큰 값을 나타냈으나 거의 近似值를 보였으며 그 값의 차이는 收穫表상에서 胸高直徑, 樹高, 本數, 材積등이 法正狀態의 값을 나타내고 있는 반면, 조사되어진 표준지는 疎密度面에서 소, 中의 상태를 나타내고 있어 재적에도 영향을 미치며, 임분형수에도 영향을 끼쳐서 차이가 나타난 것으로 思料된다.

Table 12. Comparison between stand form factor and each estimated stand form factor.

No.	F	Yamamoto	1Var.	2Var.	3Var.	No.	F	Yamamoto	1Var.	2Var.	3Var.
1	0.400	0.378	0.375	0.393	0.389	31	0.430	0.431	0.431	0.445	0.432
2	0.410	0.411	0.411	0.407	0.408	32	0.430	0.430	0.430	0.442	0.435
3	0.410	0.419	0.419	0.416	0.408	33	0.430	0.442	0.441	0.440	0.431
4	0.410	0.419	0.420	0.408	0.409	34	0.430	0.432	0.432	0.439	0.433
5	0.410	0.421	0.421	0.418	0.411	35	0.430	0.432	0.432	0.429	0.430
6	0.410	0.419	0.419	0.416	0.408	36	0.430	0.443	0.442	0.441	0.433
7	0.410	0.413	0.413	0.409	0.407	37	0.430	0.431	0.431	0.445	0.432
8	0.410	0.419	0.419	0.416	0.408	38	0.440	0.452	0.451	0.444	0.440
9	0.410	0.413	0.413	0.409	0.407	39	0.440	0.452	0.451	0.444	0.440
10	0.410	0.418	0.418	0.415	0.409	40	0.450	0.431	0.432	0.435	0.449
11	0.410	0.419	0.420	0.408	0.409	41	0.450	0.430	0.430	0.444	0.451
12	0.410	0.421	0.421	0.418	0.411	42	0.450	0.430	0.430	0.444	0.451
13	0.410	0.419	0.419	0.416	0.408	43	0.450	0.431	0.432	0.435	0.449
14	0.410	0.413	0.413	0.409	0.407	44	0.450	0.430	0.430	0.444	0.451
15	0.410	0.418	0.418	0.415	0.409	45	0.460	0.441	0.440	0.466	0.463
16	0.410	0.414	0.414	0.417	0.413	46	0.460	0.466	0.464	0.464	0.461
17	0.410	0.411	0.411	0.407	0.408	47	0.460	0.451	0.450	0.461	0.464
18	0.420	0.446	0.445	0.440	0.419	48	0.460	0.448	0.448	0.453	0.457
19	0.420	0.422	0.423	0.410	0.424	49	0.460	0.444	0.443	0.455	0.451
20	0.420	0.424	0.425	0.418	0.419	50	0.460	0.444	0.443	0.455	0.451
21	0.420	0.446	0.445	0.440	0.419	51	0.460	0.441	0.440	0.466	0.463
22	0.420	0.422	0.423	0.410	0.424	52	0.460	0.451	0.450	0.461	0.464
23	0.420	0.424	0.425	0.418	0.419	53	0.460	0.448	0.448	0.453	0.457
24	0.420	0.446	0.445	0.440	0.419	54	0.460	0.444	0.443	0.455	0.451
25	0.420	0.422	0.423	0.410	0.424	55	0.460	0.462	0.460	0.465	0.461
26	0.420	0.424	0.425	0.418	0.419	56	0.460	0.458	0.457	0.451	0.458
27	0.430	0.442	0.441	0.440	0.431	57	0.460	0.466	0.464	0.464	0.461
28	0.430	0.443	0.442	0.441	0.433	58	0.470	0.440	0.440	0.465	0.471
29	0.430	0.432	0.432	0.439	0.433	59	0.490	0.467	0.465	0.469	0.486
30	0.430	0.432	0.432	0.429	0.430	60	0.490	0.497	0.490	0.474	0.477

**Table 13.** Comparison between stand form factor and each computed stand form factor from Yield table.

	Site Index	Age	D.B.H (cm)	height (m)	B.A/ha (m <sup>2</sup> )	N.T/ha (No.)	V/ha (m <sup>3</sup> )	F
S.F.F		35	19.5	10.8	15.2	480	69.2	0.43
C.S.F.F	10	30	16.7	12.8	28.15	1,293	173.8	0.48
		35	19.1	14.3	30.13	1,062	202.3	0.46
S.F.F		34	20.0	10.4	20.30	740	90.1	0.45
C.S.F.F	12	30	18.2	15.3	29.85	1,147	217.6	0.47
		35	20.8	17.1	31.95	942	253.3	0.46

**Table 14.** Test of adaptability of each estimated stand form factor.

Regression	X	Y	t(a)	t(b)	S <sub>e</sub>
1Var. Y=-0.0152+1.0364X	0.4338	0.4335	-0.7499	2.3169	6.0396
2Var. Y=-0.0013+1.0004X	0.4338	0.4349	-0.0513	0.0264	4.1955
3Var. Y= 0.0013+0.9981X	0.4338	0.4332	0.0445	-0.1119	1.7520
Y. F. Y= 0.0007+0.9985X	0.4338	0.4339	0.0347	-0.0888	5.9935

**6. 林分形數推定式の適合度檢定.**

大友榮松은 1959년에 발표한 方法에 의하여 선정된 林分形數推定式の適合度檢定을 하기 위하여 實測한 林分形數를 X, 추정식에 의하여 구해진 推定林分形數를 Y로 하여 直線回歸式 Y=a+bX를 구한 후 X-Y의 絶對值가 0과 有意差가 있는지의 여부와 b-1의 絶對值 즉 回歸係數 b는 1과 有意差가 있는가를 檢定하였다.

林分形數推定式の適合度檢定式은 다음과 같다.

$$S^2 = \frac{S^2_{d_{yx}}}{N} - 2 = \frac{1}{n-2} [S_{yy} - \frac{(S_{xy})^2}{S_{xx}}]$$

$$\text{Var}(b) = \frac{S^2_{y \cdot x}}{S_{xx}}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(a) &= \text{Var}(Y) + X^2 \text{Var}(b) \\ &= S^2_{y \cdot x} \left[ \frac{1}{n} + \frac{X^2}{S_{xx}} \right] \end{aligned}$$

$$t(b) = \frac{b-1}{\text{Var}(b)}, \quad t(a) = \frac{a}{\text{Var}(a)}$$

t(a)는 실측된 임분형수값과 추정임분형수값과의 檢定이고 t(b)는 回歸係數 b와 1과의 檢定으로, 계산된 회귀식과 실측된 임분형수값을

X, 추정임분형수값을 Y로 나타낸 결과는 Table 14와 같다. 檢定결과 t(a)와 t(b)가 t<sub>0.001(60)</sub>=3.460보다 작으므로 X 및 Y 상호간에는 有意差가 없는 것으로 판단되었다.

**結 論**

江原道 地方의 소나무 天然林에서의 林分形數推定에 관하여 究명한 結果는 다음과 같다.

林分形數와 林分構成因子の 관련성을 편상관계수로 분석한 결과, 임분구성인자 중에서 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高가 林分形數에 가장 많은 영향을 미치는 林分構成因자로 판명되었고 임분형수추정식의 모델을 선정할 결과, 1변수식에서는 獨立變數를 林分平均胸高直徑으로 선택한 모델들이, 2변수식에서는 林分平均胸高直徑, 林分形狀高를 獨立變數로 이용한 모델들이 선정기준에 적합하였으며, 林分平均胸高直徑, 林分平均樹高, 林分形狀高를 獨立變數로 이용한 3변수식에서는 2개의 모델이 모두 선정기준에 적합한 식으로 판명되었다.

Wada함수와 Yamamoto함수를 이용, 林分平均胸高直徑과 林分平均樹高를 독립변수로 사

용하여 적합한 임분형수추정식을 선정하였고 두 식 모두 收斂基準을 충족하였다. 選定된 식들 중에서 殘差의 標準誤차가 작고 F-value, R-square가 큰 추정식을 각 變數別로 1개식을 선정하였고, 非線型函數式에서는 殘차가 적은 Yamamoto함수식을 선택하여 林分形數表를 調製하였다. 각 林分形數表의 調製에 이용한 식은 다음과 같다.

$$Y=1.2773+0.0550/d$$

$$Y=0.5674-0.0136d+0.0059fh^2$$

$$Y=0.4434+0.0024d-0.0469h+0.0966fh$$

$$Y=1.6588 \cdot h^{0.0186}/d^{0.4730}$$

1변수식, 2변수식, 3변수식, Yamamoto함수식에 대한 精度를 파악하기 위하여 4개식을 이용하여 推定한 推定林分形數와 標準地에서 實測된 林分形數와 比較한 結果 실측된 임분형수와 거의 近似值를 보였으며, 推定林分形數와 實測된 林分形數와의 回歸分析結果에서 나타난 것과 같이 推定式들 모두 多重相關係數가 0.82~0.99로 높게 나타났고, 또한 標準誤차는 0.004~0.013으로 낮게 나타났다.

### 引用 文 獻

1. Barrett, J.P. 1969. Estimating Averages from Point-sample Data. Jour. For. 67 : 1-185.
2. Furnival, G.M., H.T. Valentine, and T.G. Gregoire. 1987. Sampling methods for estimating stem volume and volume increment. For. Ecol. manage. 21 : 311-323.
3. Grosenbough, L.R. and W.S. Stöver. 1957. Point-sampling compared with plot-sampling in Southeast Texas. For. Sci. 3 : 2-14.
4. SAS Institue Inc. 1989. SAS/STAT user's guide : Stat. Ver. 6. SAS Institue Inc. Cary. pp.378.
5. 朴南昌·鄭永觀. 1985. 곰솔 및 삼나무의 胸高形數 決定에 關한 研究. 韓林誌. 70 : 28-37.
6. 李鍾樂·尹鍾和·李興均·金樟洙. 1987. 林分材積測定法の 效率的 改善 方案에 關한 研究. 韓林誌. 76(3) : 181-192.
7. 李興均. 1988. 林分形數表調製에 關한 研究. 韓林誌. 77(2) : 186-192.
8. 鄭永觀. 1977. 편백나무의 胸高形數決定. 慶大農業研究所報. 11 : 67-69.
9. 鄭永觀·趙顯瑞·麻鎬燮. 1981. 굴참나무의 胸高形數에 關한 研究. 15 : 91-94.
10. 德久一雄. 1935. ヤマハンノキ, シベリヤハンノキ의 胸高形數表 及材積表. 林試時報. 14 : 1-36.
11. 工藤一郎. 1935. 北鮮産テウセンマツテ, ウセンカラマン, エゾマ ツ及タウシラ베의 胸高形數表及材積表. 林試研報. 20 : 1-52.
12. 藥袋次郎. 1982. 林分形數表의 作成方法 について. 日林試研報. 318 : 129-144.
13. 樋渡ミヨ子. 1971. fg表及fh表의 作成에 關する 研究. 日林試研報. 242 : 21-89.
14. 西川匡英·大友榮松·通渡ミヨ子·神戶喜久. 1971. 프로트산布林크와 프로트레스산布林크의 精度比較. 日林試研報. 242 : 103-114.
15. 大友榮松. 1962. 비츠텔리쯔法 について (I). 日林誌研報. 122 : 145-150.
16. 大友榮松. 1971. 山林調査における 프로트레스산布林크의 理論的 研究. 日林試研報. 241 : 31-164.
17. 林泰治. 1937. 朝鮮에 於ける 內地種 카라마ツ 植栽林의 單木胸高 形數表及材積表. 林試研報. 18 : 1-42.
18. 上野洋一郎. 1978. 形數의 性質과 林分材積推定への 應用について(I). 日林誌. 60 (3) : 87-93.
19. 山本和藏. 1918. 아카まつノ 單木材積表 及胸高形數表. 日林試研報. 16 : 147-164.

공간인자에 의한 혼효림의 구조, 밀도 및 다양성 조사기법 개발연구<sup>1\*</sup>  
이우균<sup>2</sup> · 신만용<sup>3</sup> · 배상원<sup>4</sup>

A Study on Developing the Survey Method of Structure, Density and Diversity by Spatial Index in Mixed Stand<sup>1\*</sup>

Woo-Kyun Lee<sup>2</sup> · Man-Yong Shin<sup>3</sup> · Sang-Won Bae<sup>4</sup>

요 약

본 연구는 혼효림의 구조, 밀도 및 다양성을 효율적으로 추정하기 위해 중심목과 그 인접목을 조사하는 거리조사법에서 필요한 적정 조사본수 및 표본수를 제시하기 위해 수행되었다. 이를 위해 40m×60m(0.24ha)크기의 조사구를 전수조사하여 추정된 지수와, 조사구내에서 임의추출에 의해 표본수를 1에서 100까지 변화시키고, 이와 같이 추출된 표본점에서 1에서 10본을 조사하는 모의실험을 통해 추정된 지수를 비교하여 오차율을 예측하였으며, 이를 토대로 거리조사법에서의 적정조사본수 및 표본수를 유도하였다.

연구결과 Gadov의 구조 및 혼효지수, Shannon의 다양성지수, ha당 본수 추정을 위해 공통으로 적용될 수 있는 위치중속조사방법으로는 4목법이, Hegyi의 경쟁지수에 의한 밀도추정을 위해서는 6목법이 적합한 것으로 나타났다. 이 경우 10%내외의 오차율을 유지시키고자 할 때 표본수는 ha당 약 40에서 80사이(표본점간 거리는 16m에서 11m 사이)가 적당한 것으로 나타났다.

ABSTRACT

This study was performed to present the optimal number of trees and sample plots in distance sampling method for efficient estimation of structure, density and diversity in mixed stands. For that, error rates of distance sampling method were estimated by comparison on differences between indices from the 0.24ha population and those from the simulation analysis, in which 1 to 100 number of sample plots are selected by random sampling from the population and 1 to 10 number of sample trees are surveyed in a selected plot. Based on these error rates, optimal number of sample plots and trees in distance sampling method were derived.

While the 4-tree sampling method showed good performances in common for estimating Gadov's structure and mingling index, shannon's diversity index and number of stems per ha, the 6-tree sampling method was proved to be suitable for estimating stand density based

<sup>1</sup> 접수 1997년 11월 5일 Received on November 5, 1997.

<sup>2</sup> 고려대학교 산림자원학과 Department of Forest Resources, Korea University, Seoul, 136-701 Korea (leewk@kucncx.korea.ac.kr).

<sup>3</sup> 국민대학교 산림과학대학 College of Forest Science, Kookmin University, Seoul, 136-702 Korea (yong@kmu.kookmin.ac.kr).

<sup>4</sup> 임업연구원 중부시험장 Chungbu Forest Experiment Station, Forestry Research Institute, Pocheon, 487-820 Korea.

\* 본논문은 1996년도 학술진흥재단의 신진교수연구과제 연구지원비에 의해 수행된 연구결과의 일부임.



on Hegyi's competition index. In this case, 40-80 sample plots per ha (16-11m distance between sample plots) should be surveyed in order to sustain 10% error

*Key words* : distance sampling method, structure, density, diversity, mixed stand

## 서 론

최근, 산림의 경제성 뿐만 아니라 환경 및 생태적 안정성을 동시에 추구하고자 하는 산림경영이념이 대두되면서, 단순림위주의 획일적 산림경영보다는 혼효림위주의 친자연적 산림경영에 대한 필요성이 증대되고 있다.

혼효림의 무육 및 관리를 효율적으로 수행하기 위해서는 임령, 직경, 수고, 재적 등과 같은 기본적인 생장인자가 수종별로 파악되어야 함은 물론, 임분구조, 종다양성, 임분밀도 등이 공간적으로 파악되어야 하며, 파악된 내용이 수치로 지수화되어야 한다.

그러나 지금까지의 산림경영기법 및 이를 위한 조사기법은 동령·단순림 위주로 되어 있어 임분의 구조 및 혼효정도가 다양한 임령·혼효림에는 부합되지 못하는 문제점을 안고 있다. 임분구조의 경우, 동령·단순림위주의 조사기법에서는 직경 및 수고의 평균치를 사용하고 있어 임분의 횡적 및 종적 구조를 파악하지 못하고 있다. 또한, 지금까지의 산림경영을 위한 조사기법에서는 임분의 혼효율은 단순히 입목도의 비율인 수종점유율로 나타내고 있는데, 이는 혼효림을 단면적비율에 따라 인위적으로 분리함으로써 재적산정을 용이하게 할뿐이며, 임분의 종다양성 및 혼효정도를 나타내는 척도로는 적합하지 못하다. 임분밀도 역시, 현행 산림경영을 위한 임분조사에서는 입목도로 간단히 대체하고 있다. 그러나 수확표상 단면적에 대한 실제 단면적의 비율로 나타내지는 입목도는 개체목의 공간분포에 의한 임분밀도를 충분히 나타내지 못하고 있다.

최근에는 입목의 공간적 배치를 이용하여 혼효림의 구조, 다양성, 밀도 및 분포 등을 수치화 시키고자 하는 연구가 활발히 수행되고 있다(Albert 1994; Albert et al. 1995; Biber 1994; Fuldner 1994; Gadow, 1992; Gillerke

1993; Pommerening et al. 1996; Pommerening and Lewandowski 1997; Wall 1995; 이우균 1996a, 1996b, 1997). 이와같은 혼효림에 대한 정보파악의 연구와 함께 2목법 또는 6목법(Kramer and Akca 1995)과 같은 거리조사법(distance sampling)이 다시 관심의 대상이 되고 있다. 즉, 중심목을 기준으로 일정 수의 인접목을 조사하는 방법으로 혼효림에 대한 정보를 파악하고자 하는 것이다. 마지막 인접목에 대해서만 거리를 측정하는 기존의 거리조사법과는 다르게, 새롭게 제시되고 있는 거리조사법에서는 중심목으로부터 모든 인접목에 대한 거리를 측정하고 있다(Gadow and Fuldner 1995).

본 연구에서는 이와같은 거리조사법으로부터 혼효림경영의 필요인자를 효율적으로 파악하기 위한 적정 표본수 및 조사본수를 구명함으로써 혼효림경영에 가장 효율적인 표본조사 방법을 제공하고자 한다.

## 재료 및 방법

### 1. 연구재료

충북 피산군 연풍면 소재, 고려대학교 연습림내의 혼효림중에서 40×60m의 대형 방형조사구(그림 1)를 설정하여 전수조사를 실시하였다. 임분조사는 대형 조사구내에서 10×10m의 24개 소형 방형조사구를 설정하여 수행하였으며, 각 소형조사구의 자료를 통합하여 대형조사구의 자료를 마련하였다. 각 조사구에서는 각 개체목의 위치를 중심점으로부터의 방위 및 거리를 측정하여 파악하였으며, 각 개체목마다 수종, 흉고직경 및 수고를 측정하였다.

### 2. 연구방법

#### 2.1 모집단에서의 지수추정

임분의 구조, 다양성 및 밀도를 나타내는 인자는 다양한데, 본 연구에서 이용된 인자들은

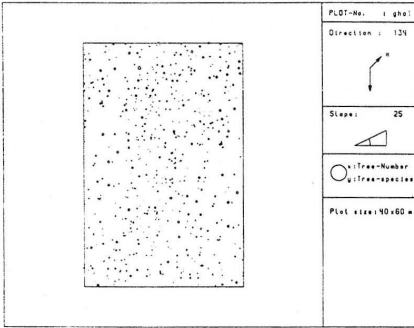


Fig. 1. Position map of individual trees in sample plot (printed by FIAS1.5(Lee et al. 1998)).

표 1과 같다. Gadow와 Fuldner(1995)는 개체목의 공간적 위치와 흉고직경으로부터 흉고직경변이수(dbh-differentiation index;  $G' DDI$ )를 추정하여 임분의 획적구조를 파악하였다. 표 1에서  $G' DDI_j$ 는  $i$ 번째 나무와  $i$ 개체목의  $j$ 번째 인접목까지의 평균직경차이율을 의미하며, 계산인자인  $dbh_{large}$ 와  $dbh_{small}$ 은  $i$ 번째 나무와

인접목에서 큰 흉고직경과 작은 흉고직경을 각각 나타낸다. 조사본수  $n$ 인 표본점의 평균직경차이율( $G' DDI$ )은 각 개체목의 직경차이율( $G' DDI_j$ )의 평균치로 추정된다.  $G' DDI_j$ 의 평균치  $G' DDI$ 는 0에서 1 사이의 값을 가지며, 임분의 획적구조가 동질할수록 0에, 다양할수록 1에 가까워지는 특징을 지니고 있다(이 1996a, 1997).

비슷한 원리로 혼효지수(mingling index;  $GMI$ )를 공간인자로부터 파악할 수 있다(Gadow and Fuldner, 1995). 흉고직경변이수 마찬가지로 중심목과 인접목을 비교하는데, 혼효지수의 경우는 수종이 서로 비교된다. 표 1에서  $S_{i,k}$ 는  $i$  개체목의 수종과  $k$ 번째 인접목 수종을 서로 비교한 값으로서, 수종이 같으면 0, 다르면 1의 값을 가진다. 평균혼효지수( $GMI$ )는 각 개체목의 혼효지수( $GMI_j$ )의 평균치로 추정되며, 가까운 거리에 있는 인접목의 수종이 다를 확률을 뜻한다. 평균혼효지수( $GMI$ )는 0에서 1 사이의 값을 가지며, 모두 같은 수종이면 0이고, 수종이 다양할수록 1에 가까워진다(이 1996).

Table 1. Investigated indices and their equations in the population.

Index Name	Equation & Remark
Gadow's dbh-differentiation index	$G' DDI_j = \frac{1}{j} \sum_{k=1}^j (1 - R' dbh_{i,k}) \quad \text{here, } R' dbh_{i,k} = \frac{dbh_{small}}{dbh_{big}}$ $G' DDI = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n G' DDI_j$
Gadow's mingling index	$G' MI_j = \frac{1}{j} \sum_{k=1}^j S_{i,k} \quad \text{here, } Species_i = Species_k, \text{ then } S_{i,k} = 0,$ $Species_i \neq Species_k, \text{ then } S_{i,k} = 1$ $G' MI = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n G' MI_j$
Shannon's diversity index	$H' = - \sum_{i=1}^S \left[ \left( \frac{n_i}{n} \right) \ln \left( \frac{n_i}{n} \right) \right]$
Hegy's mean competition index	$MCI_j = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n MCI_j \quad \text{here, } MCI_j = \frac{1}{j} \sum_{k=1}^j \frac{dbh_k / dbh_i}{Dist_{i,k} / Dist}$
Stem number per ha	$Nha = \frac{Np}{PA}$

- $j$  : number of neighbour trees,  $n$  : total number of individuals in the sample,
- $n_i$  : number of individuals belonging to the  $i$ th species,
- $S$  : number of species,  $Nha$  : number of trees per ha,
- $dbh_k$  : dbh of  $k$ -th neighbour tree,  $dbh_i$  : dbh of subject tree
- $Dist_{i,k}$  : distance from subject tree to  $k$ -th neighbour tree,
- $Dist$  : mean distance between trees
- $Np$  : stem number in a plot,  $PA$  : plot area (ha)

Shannon의 다양성도( $H'$ )는 임의로 선택한 개체가 어느 종에 속할 것인가를 추정할 때 발생하는 불확실성(uncertainty)의 정도를 의미한다(Ludwig and Reynolds, 1988). 한 종으로 구성된 표본점의 경우 선별된 개체의 종을 추정할 때 불확실성의 문제는 발생하지 않게 되어  $H'$ 는 0의 값을 가진다. 출현종이 다양할수록 종추정의 불확실성은 증가하게 되므로,  $H'$ 는 종이 다양할수록 증가하여 출현개체수가 모두 서로 다른 종으로 구성되어 있을 때 최대값을 가지게 된다(이 1996a).

밀도를 나타내는 인자로는 Hegyi의 경쟁지수(Hegyi, 1974)를 입목간평균거리로 상대화 시킨 후 평균한 변형 Hegyi경쟁지수(이우균, 1996b)와 상대공간지수, Reineke의 임분밀도지수 등에 공동으로 필요한 ha당 본수( $Nha$ )를 추정하였다.

본 연구에서는 0.24ha 크기의 대형조사구를 모집단으로 간주하고, 모집단으로부터 표 1에 제시한 Gadow의 흉고직경변이 지수, Gadow의 혼효지수 및 Shannon의 다양성지수, Hegyi의 평균경쟁지수 및 ha당 본수 등을 추정하여 모평균으로 삼았다. Gadow의 구조 및 다양성지수를 위해서는 Gadow가 제안한 대로 3번째 인접목( $J=3$ )까지를 계산에 포함시켰다.

2.2 표본추출 Simulation 및 표본점에서의 지수추정

모집단을 1m 간격의 격자로 나누고 총 2301 (39×59)개에 달하는 격자의 중심점을 잠재표본점으로 설정하였다. 잠재표본점에 대해 난수를 발생시켜 조사표본점을 1에서 100까지 임의 추출하고, 선정된 각 표본중심점에서 가장 가까운 나무를 중심목으로 하여 가까운 순으로 1본에서 10본까지 조사하는 모의실험(Simulation)을 실시하였다. 이와 같이 n표본수( $n=1,100$ )에서, j본( $j=1,10$ )을 조사한다는 가정하에 표 2에 제시한 식에 의해 각 지수를 추정하였다.

2.3 오차분석

중심목을 기준으로 주위의 인접목을 조사하는 거리조사법에서 적정 조사본수 및 표본수를 유도하기 위해, n표본수( $n=1,100$ ), j본( $j=1,10$ ) 조사의 경우에 추정된 지수( $\bar{X}_{nj}$ )가 모집단에서 조사된 지수( $\mu$ )에 대해 갖는 오차율( $e_{nj}$ )을 예측하였다.

$$e_{nj} = \frac{|\mu - \bar{X}_{nj}|}{\mu}$$

이와 같은 표본조사 모의분석을 20번 반복 수행하여 각 경우에 예측되는 오차율을 표본

Table 2. Investigated indices and their equations in sample plots (n plots and j trees)

Index Name	Equation & Remark
Gadow's dbh-differentiation index	$G' DDIn_j = \frac{1}{n \cdot (j-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{k=2}^j (1 - R' dbh_{i(1,k)})$ here, $R' dbh_{i(1,k)} = \frac{dbh_{small}}{dbh_{big}}$
Gadow's mingling index	$G' MIn_j = \frac{1}{n \cdot (j-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{k=2}^j S_{i(1,k)}$ here, $Species_{i(1)} = Species_{i(k)}$ , then $S_{i(1,k)} = 0$ , $Species_{i(1)} \neq Species_{i(k)}$ , then $S_{i(1,k)} = 1$
Shannon's diversity index	$H'_{nj} = - \sum_{m=1}^S \left[ \left( \frac{n_m}{n \cdot j} \right) \ln \left( \frac{n_m}{n \cdot j} \right) \right]$
Hegyi's mean competition index	$MCI_j = \frac{1}{n \cdot j} \sum_{i=1}^n \sum_{k=2}^j \frac{dbh_k / dbh_i}{Dist_k / Dist}$
Stem number per ha	$Nha_{nj} = \frac{j-0.5}{\pi \cdot Rn_j^2}$ , here $Rn_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Dist_{ij}$ ( $j \geq 2$ )

- $j$  : number of measured trees (j-tree sampling),  $n$  : number of sample plots
- $n_m$  : number of individuals belonging to the  $m$ -th species in S species,
- $S$  : number of species,  $Rn_j$  : mean radius in n plot and j-tree-sampling
- $Dist_k$  : Distance to k-th tree,  $Dist$  : mean distance between trees

수 및 조사본수별로 나타내어 최적 표본수 및 조사본수를 추정하였다.

**결과 및 고찰**

**1. 조사구 개황**

방위 134, 경사 25도인 조사구에서 총 985 본을 조사하였으며, 조사구는 소나무를 비롯

36수종이 혼재하여 출현하는 혼효림으로 혼효 정도 및 직경급이 매우 다양한 특징을 지니고 있었다. 소나무, 리기다소나무, 낙엽송, 갈참나무를 비롯한 참나무류가 주종을 이루고 있었으며, 쉬땅나무, 붉나무, 산벚나무, 까치박달, 물푸레나무, 난티잎개암나무, 옷나무 등이 혼재하고 있었다.

**Table 3.** Data description of surveyed plots.

Tree Species	N	dbh	RD	RF	RC	IV
1 <i>Pinus densiflora</i>	224	9.0	22.74	9.36	28.88	20.33
2 <i>Pinus rigida</i>	108	10.3	10.96	4.93	15.32	10.4
3 <i>Larix leptolepis</i>	103	13.4	10.46	7.88	20.96	13.1
4 <i>Quercus aliena</i>	141	4.4	14.31	9.36	8.33	10.67
5 <i>Quercus serrata</i>	41	4.4	4.16	4.93	2.40	3.83
6 <i>Quercus variabilis</i>	8	5.0	.81	2.96	.52	1.43
7 <i>Quercus mongolica</i>	6	7.1	.61	1.48	.53	.87
8 <i>Quercus dentata</i>	27	5.0	2.74	5.42	1.81	3.32
9 <i>Lindera obtusiloba</i>	29	3.1	2.94	2.96	1.39	2.43
10 <i>Carpinus cordata</i>	28	4.8	2.84	3.45	1.87	2.72
11 <i>Symplocos chinensis</i> for. <i>pisola</i>	3	4.9	.30	1.97	.23	.84
12 <i>Rhus chinensis</i>	47	3.6	4.77	3.45	2.44	3.55
13 <i>Zanthoxylum schinifolium</i>	4	2.2	.41	1.97	.14	.84
14 <i>Prunus sargentii</i>	35	5.7	3.55	5.42	2.83	3.93
15 <i>Juniperus rigida</i>	3	3.3	.30	2.46	.14	.97
16 <i>Sorbus alnifolia</i>	2	4.5	.20	.99	.13	.44
17 <i>Albizia julibrissin</i>	2	2.9	.20	.49	.09	.26
18 <i>Sorbaria sorbifolia</i> var. <i>stellipila</i>	62	6.5	6.29	3.94	5.69	5.31
19 <i>Juglans mandshurica</i>	3	7.8	.30	1.48	.36	.72
20 <i>Fraxinus rhynchophylla</i>	25	4.2	2.54	3.94	1.38	2.62
21 <i>Ligustrum obtusifolium</i>	9	6.2	.91	3.45	.59	1.65
22 <i>Quercus myrsinaefolia</i>	4	2.3	.41	.99	.15	.51
23 <i>Crataegus pinnatifida</i>	2	3.5	.20	.99	.11	.43
24 <i>Sambucus williamsii</i> var. <i>coreana</i>	6	2.5	.61	.99	.22	.61
25 <i>C. heterophylla</i> var. <i>thunbergii</i>	1	2.4	.10	.00	.04	.05
26 <i>Corylus heterophylla</i>	15	3.5	1.52	1.48	.48	1.16
27 <i>Alnus japonica</i>	4	2.7	.41	.99	.17	.52
28 <i>Rhus verniciflua</i>	17	5.4	1.73	2.46	1.35	1.85
29 <i>Securinega suffruticosa</i>	1	2.2	.10	.49	.03	.21
30 <i>Cocculus trilobus</i>	2	2.0	.20	.49	.06	.25
31 <i>Hemiptelea davidii</i>	2	10.2	.20	.99	.32	.50
32 <i>Cornus walteri</i>	2	3.4	.20	.99	.11	.43
33 <i>E. alata</i> for <i>ciliato-dentatus</i>	2	2.5	.20	.99	.08	.42
34 <i>Ulmus davidiana</i> var. <i>japonica</i>	3	3.1	.30	1.48	.15	.64
35 <i>Acer ginnala</i>	6	3.7	.61	.99	.34	.64
36 <i>Ulmus laciniata</i>	8	2.8	.81	.99	.35	.72
ALL and MEAN	985	7.8				

TS : Tree species, N : Number of stems, RD : Relative Density, RF : Relative Frequency, RC : Relative Coverage, IV : Important Value=(RD+RF+RC)/3.

### 2. Gadow의 직경변이지수(임분의 횡적구조지수)

전체 조사구에서 Gadow의 횡적임분구조는 0.422로 추정되었는데, 이를 소나무 동령·단순림의 추정치인 0.23(이우균, 1997)과 비교하면, 본 조사구의 임분횡적구조가 비교적 다양함을 알 수 있다. 그림 2의 a는 20번 반복 수행한 표본조사의 평균오차율을 조사본수 및 표본수별로 나타낸 것인데, 평균오차율이 표본수 5일 때는 6목법까지, 표본수가 10일 때는 4목법까지, 이후에는 3목법까지는 감소하다가 약간 증가하는 추세를 보이고 있다.

표본수에 따른 오차율의 변화를 보면, 표본수가 증가할수록 오차율이 급격히 감소하다가 표본수 20부터는 오차율 감소의 효과가 미미하게 나타남을 알 수 있다. 또한, 조사본수를 많이 할수록 표본수에 따르는 차이는 미미하게 나타났다. 그림 2-a를 보면, 평균오차율을 10%정도로 유지하고자 할 때, 표본수를 5로 할 경우에는 5목법이, 표본수를 10으로 할 경우에는 4목법이, 표본수 15 이상에서는 3목법이 적당함을 알 수 있다.

평균오차율의 범위를 파악하기 위해 20번 반복실험에서의 평균오차율에 대한 표준편차를 분석한 결과, 조사본수 4, 표본수 20까지는 표준편차가 눈에 띄게 감소하다가 이후에는 차이가 미미한 것으로 나타났다. 이를 볼 때, 조사본수를 4 이상에서는 조사본수를 늘

리는데 따르는 오차율감소의 효과가 미미함을 알 수 있다. 따라서 Gadow의 횡적임분구조를 위해서는 조사본수를 3 또는 4로 하고, 15 내지 20표본을 조사하는 방법이 적당한 것으로 판단되었다.

그림 2의 b는 조사본수를 4본으로 했을 경우의 20번 반복에 따른 오차율을 나타낸 것인데, 표본수가 증가할수록 오차율의 분산정도가 작음을 알 수 있다. 이는 표본수를 증가시킬수록 안정된 오차율 범위내에서 지수추정이 가능함을 의미하는 것이다. 그림 3의 a를 다시 보면, 조사본수를 3 또는 4본으로 할 경우 표본수가 15를 넘으면 평균 오차율이 10%이내로 유지되고 있음을 알 수 있다. 또한, 그림 3의 b는 표본수가 15일 경우에 오차율이 약 20%의 범위내에 있음을 잘 나타내 주고 있다. 따라서, 조사본수를 3또는 4본으로 하고 표본수를 15로 하면 10%의 평균오차율로 임분의 횡적구조를 추정할 수 있음을 알 수 있다. 그러나 이 경우, 오차의 분포를 볼 때 20%까지의 오차율을 낼 수도 있음을 아울러 주시해야 할 것이다.

### 3. Gadow 및 Shannon의 종다양성지수

전체조사구에서 Gadow의 종다양성지수는 0.6386, Shannon의 종다양성지수는 2.6484로 추정되었다. 각 소형방형표본점별로 추정된 두 인자의 상관관계를 분석한 결과, 두 인자간에

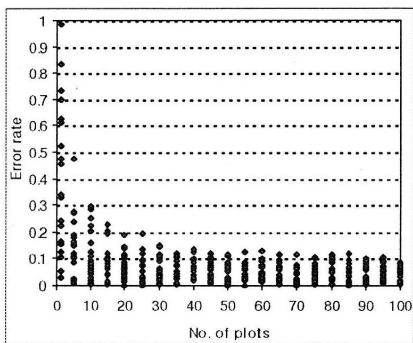
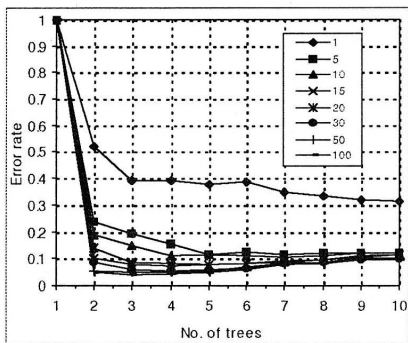


Fig. 2. Error rate of Gadow's dbh-differentiation index by number of sample plots and trees (a) and by number of sample plots in 4-trees sampling(b).

는 0.82의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 Gadow와 Shannon의 지수는 임분의 종다양성을 비슷하게 설명한다고 볼 수 있다.

Gadow의 종다양성지수도 Gadow의 임분구조지수와 비슷한 경향을 나타냈다. 즉, 이 경우에도 오차율이 3 또는 4목법까지는 점차 감소하다가 이후에는 조사본수가 늘수록 약간 증가하는 경향을 보이고 있다(그림 3-a). 표본수에 따른 오차율의 변화를 보면, 표본수 15까지는 표본수를 증가시킬수록 오차율이 급격히 감소하지만 이후에는 오차율의 차이가 매우 미미하게 나타났다.

또한, 오차율의 표준편차도 표본수가 작을 때는 표본수에 따른 감소폭이 큰 반면, 표본수가 20을 넘어가면 그 차이가 미미하였으며, 조사본수에 따르는 표준편차의 차이 역시 미미하게 나타났다. 따라서 오차율을 고려할 때, Gadow의 혼효지수를 위해서는 2,3,4목법이 적합한 것으로 나타났으며, 오차율을 10% 내외로 유지시키고자 할 경우, 표본수를 15에서 20사이로 하는 것이 가장 적합한 것으로 판단되었다.

Shannon의 종다양성지수도 표본수를 증가시킬수록 오차율이 감소하다가 표본수 20부터는 그 차이가 미미하게 나타났다(그림 3-b). 또한, 앞서 설명한 Gadow의 지수와는 다르게 조사본수를 증가시킬수록 오차율이 감소하는 것으

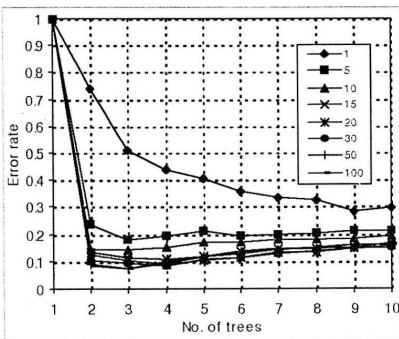
로 나타났으며, 조사본수가 1본에서 4본으로 증가될 때는 감소의 정도가 비교적 강했으나 이후에는 오차율의 차이가 거의 나타나질 않았다.

평균오차율의 표준편차는 표본수가 1에서 15까지 증가될 때는 급격히 감소하였으나, 이후의 변화는 미미하였으며, 조사본수에 따르는 차이도 거의 나타나질 않았다.

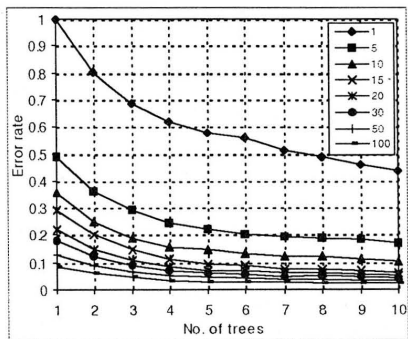
따라서 오차율을 10%내외로 유지시키고자 할 경우, Shannon의 종다양성지수를 위해서는 5,6목법의 경우에 15개의 표본수, 3,4목법의 경우는 20개의 표본수가 필요한 것으로 나타났다.

#### 4. Hegyi의 평균경쟁지수 및 ha당 본수

Hegy의 평균경쟁지수의 경우, 조사본수 5까지는 조사본수를 증가시킬수록 오차율이 점차감소하다가 조사본수가 7까지는 거의 변화가 없었고, 이후에는 점차 증가하는 경향을 보이고 있다. 모집단에서 경쟁목을 반복적 방법(Iterative selection; 이우균 1996c; Lee and Gadow 1997)에 의해 선정했으며 이결과, 평균적으로 6본의 경쟁목이 선정되었다. 그림 4-a에서 조사본수 5에서 7사이의 오차율변화가 미미한 것은 이와 연관이 있다고 판단된다. 표본수에 따르는 오차율의 변화를 보면, 표본수를 증가시킬수록 표본수 20까지는 오차율이



(a)



(b)

Fig. 3. Error rate of Gadow's mingling index (a) and Shannon's diversity index(b) by number of sample plots and trees.

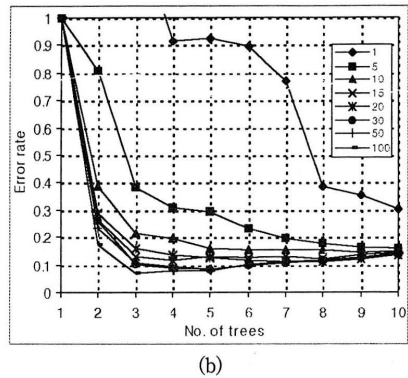
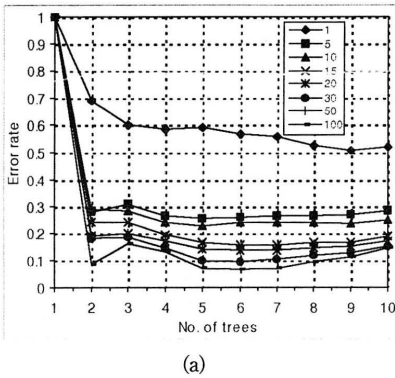


Fig. 4. Error rate of Hegyi's mean competition index (a) and number of stems per ha(b) by number of sample plots and trees.

급격히 감소하다가 이후 30까지는 오차를 감소의 폭이 약간 둔화되고, 표본수 30 이후의 오차를 변화는 매우 미약하였다.

오차율의 표준편차를 분석한 결과, 조사본수 6까지는 오차율의 표준편차가 점차 감소하다가 이후에는 미약하나마 약간 증가하는 추세를 보이고 있다. 또한 표본수에 따른 오차율의 표준편차는 표본수 30까지는 급격히 감소하지만 이후의 변화는 매우 미약하였다. 따라서 Hegyi의 평균경쟁지수의 경우, 조사본수를 5에서 7로 하고 표본수를 15에서 20로 하면 평균오차율 15% 내외로 지수를 추정할 수 있는 것으로 나타났다. 평균오차율을 10% 이내로 유지하고자 할 경우에는 표본수를 30으로 늘려야 한다.

ha당 본수를 보면, 조사구의 ha당 본수는 4106본으로 나타나, 조사대상임분이 비교적 밀한 상태임을 나타내주고 있다. ha당 본수의 경우도 위치종속조사에 의한 Gadow의 두지수와 마찬가지로, 조사본수를 증가시킬수록 오차율이 3목법까지는 급격히 감소하다가 이후 4,5목법까지는 비교적 비슷한 경향을 나타내고 있다(그림 4-b). 또한, 표본수 15까지는 오차율이 급격히 감소하다가 이후에는 감소의 정도가 미약하였다. 20번 반복실험에 의한 평균오차율의 표준편차는 3목법 또는 4목법까지는 급격히 감소하고 있으나 이후의 차이는 거의 없었다. 또한, 표본수가 20까지는 표준

편차가 급격히 감소하고 있으나 이후의 변화가 미약한 것을 볼 때, ha당 본수를 추정하기 위해서는 3,4 또는 5목법으로 15 또는 20표본을 조사하는 것이 적당하다고 사료된다. 그림 4-b를 보면, 이 경우 오차율은 약 15% 정도가 되며 오차율을 10%내외로 하기 위해서는 표본수를 30으로 늘려야 한다.

### 결론

본 연구는 중심목과 그 인접목을 조사하는 거리조사법에서 Gadow의 흉고직경변이 지수, Gadow의 혼효지수 및 Shannon의 다양성지수, Hegyi의 평균경쟁지수 및 ha당 본수 등의 추정에 필요한 적정 조사본수 및 표본수를 유도하기 위해 수행되었다. 40m×60m(0.24ha) 크기의 조사구를 전수조사하여 얻은 결과와, 조사구내에서 임의표본조사를 한다는 가정하에 표본수를 1에서 100까지, 조사본수를 1에서 10까지 변화시키면서 지수를 추정하는 모의실험의 결과를 비교하여 오차율을 예측하였으며, 이를 토대로 거리조사법에서의 적정조사본수 및 표본수를 유도하였다.

Gadow의 횡적임분구조를 위해서는 조사본수를 3 또는 4로 하고, 15 내지 20표본을 조사하는 방법이 적당한 것으로 판단되었다. 또한, 평균오차율을 10%정도로 유지하고자 할 때, 표본수를 5로 할 경우에는 5 내지 6목법

이, 표본수를 10으로 할 경우에는 4목법이, 표본수 15 이상에서는 3목법이 적당한 것으로 나타났다. 오차율의 표준편차를 고려한 결과, 조사본수를 4본으로 하고 표본수를 15로 하면 10% 미만의 평균오차율로 임분의 획적구조를 추정할 수 있는 것으로 나타났다.

Gadow의 혼효지수를 위해서는 2,3,4목법이 적합한 것으로 나타났으며, 오차율을 10% 내외로 유지시키고자 할 경우 2,3 또는 4목법에, 표본수를 15에서 20사이로 하는 조사방법이 가장 적합한 것으로 판단되었다. 또한 Shannon의 종다양성지수의 경우, 오차율을 10%내외로 유지시키고자 할 때, 5,6목법의 경우에 15개의 표본수, 3,4목법의 경우는 20개의 표본수가 필요한 것으로 나타났다.

Hegyí의 평균경쟁지수의 경우, 조사본수를 5에서 7로 하고 표본수를 15에서 20으로 할 경우 평균오차율 15%내외로 지수를 추정할 수 있는 것으로 나타났다. 이때, 평균오차율을 10% 이내로 유지하고자 할 경우에는 표본수를 30으로 늘려야 한다. 또한 ha당 본수를 추정하기 위해서는 3,4 또는 5목법으로 15 또는 20표본을 조사하는 것이 적당하다고 사료된다. 이 경우 오차율은 약 15%정도가 되며, 오차율을 10%내외로 하기 위해서는 Hegyí의 평균경쟁지수와 마찬가지로 표본수를 30으로 늘려야 한다.

이상을 종합하면, Gadow의 분포 및 혼효지수, Shannon의 다양성지수 및 ha당 본수를 위해서 공통으로 적용될 수 있는 조사방법으로는 4목법이, Hegyí 경쟁지수에 의한 밀도추정

을 위해서는 6목법이 적합한 것으로 나타났다. 이 경우 10%내외의 오차율을 유지시키고자 할 때 표본수는 ha당 약 40에서 80사이(표본점간 거리는 16m에서 11m 사이)가 적당한 것으로 판단되었다(표 4).

참 고 문 헌

1. 이우균. 1996a. 산림경영계획의 방법론적 고찰 : I. 산림조사와 산림성장모델. 자연자원연구(고려대학교 자연자원대학) 4 : 29-48.
2. 이우균. 1996b. Hegyí의 경쟁지수에 근거한 임분밀도추정. 자연자원논집(고려대학교 자연자원대학) 36 : 17-21.
3. 이우균. 1996c. 위치중속임분조사에 의한 개체목의 경쟁지수 및 흉고직경성장추정. 한국임학회지 85(3) : 539-551.
4. 이우균. 1997. Lorenz곡선에 근거한 임분구조지수추정. 한국임학회지 86(2) : 158-166.
5. 이우균 · 독고세준 · 변우혁. 1998. 위치중속산림조사용 산림정보분석시스템(FIAS1.5) 개발. 한국산림측정학회지 1(1) : 1-13.
6. Albert, M. 1994. Erhebung von Strukturinformationen in einem Buchen-Edellaubholz Mischbestand. Diplomarbeit, Göttingen.
7. Albert, M., Gadow, K.V., Kramer, H. 1995. Zur Strukturbeschreibung in Douglasian- Jungbeständen am Beispiel der

Table 4. Error rate of several indices by number of sample plots in 4 or 6-tree sampling.

Number 1 ha	of Plot 0.24 ha	Mean Distance between Plots(m)	Error Rate					
			G'DDI	G'MI	S'DI	Nha	CI6	CI4
20	5	22	0.16	0.19	0.25	0.31	0.26	0.27
40	10	16	0.11	0.15	0.16	0.20	0.24	0.24
60	15	13	0.08	0.11	0.11	0.12	0.15	0.20
80	20	11	0.07	0.09	0.08	0.11	0.14	0.17
120	30	9	0.05	0.08	0.07	0.09	0.10	0.15

G'DDI : Gadow's dbh-differentiation index, G'MI : Gadow' mingling index  
 S'DI : Shannon's diversity index, Nha : number of stems per ha  
 CI6 : Hegyí's mean competition index with 6-tree sampling  
 CI4 : Hegyí's mean competition index with 4-tree sampling



- Versuchsflächen Manderscheid und Uslar. AFJZ 166(1) : 205-210.
8. Biber, P. 1994. Struktur und Wuchsdynamik von Mischbeständen aus Fichte, Buche und Ahorn im Harz. Abschlußbericht.
  9. Fuldner, K. 1994. Strukturbeschreibung von Buchen-Edellaubholz-Mischwäldern. Dissertation, Göttingen.
  10. Gadow, K.V. 1992. Bestandesbeschreibung auf der Grundlage gemessener Variablen. Skript zum Forsteinrichtungseminar München 1992
  11. Gadow, K.V., Fuldner, K. 1995. Zur Beschreibung forstlicher Eingriffe. Forstw. Cbl. 114 : 151-159
  12. Gillerke, H. 1993. Beschreibung eines Traubeneichen-Buchen-Mischbestandes . Diplomarbeit, Göttingen
  13. Hegyi, F. 1974. A simulation model for managing jack-pine stands. 74-76p in Growth models for tree and stand simulation. Fries, J.(ed.). Royal Coll. of For., Stockholm, Sweden.
  14. Kramer, H., Akça, A. 1995. Leitfaden zur Waldmeßlehre. J.D. Sauerländers Verlag.
  15. Lee, W.K., Gadow, K.V. 1997. Iterative Bestimmung der Konkurrenz bäume in *Pinus densiflora* Beständen. AFJZ 1997(3/4) : 41-45.
  16. Ludwig, J.A., Reynolds, J.F. 1988. Statistical ecology. John Wiley & Sons.
  17. Pommerening, A., Lewandowski, A. 1997. Zur Stichprobensimulation in strukturreichen Wäldern. AFJZ. 168(3/4) : 63-66.
  18. Pommerening, A., Wiegard, C., Gadow, K.V. 1996. Bestandesinventuren in strukturreichen Wäldern. Abschlußbericht.
  19. Wall, K.D. 1995. Struktur und Leistung von Buchen-Douglasien-Mischbeständen im Wuchsbezirk "Unterer Solling". Diplomarbeit, Göttingen.

## 위치종속산림조사용 산림정보분석시스템(FIAS1.5) 개발<sup>1\*</sup>

이우균<sup>2</sup> · 독고세준<sup>2</sup> · 변우혁<sup>2</sup>

### Development of a Forest Information Analysis System(FIAS1.5) for Position Dependent Forest Survey<sup>1\*</sup>

Woo-Kyun Lee<sup>2</sup> · Se-Joon Doko<sup>2</sup> · Woo-Hyuk Byun<sup>2</sup>

#### 요 약

본 연구는 위치종속조사기법으로 조사된 표본조사자료를 다양하게 분석할 수 있는 위치종속산림조사용 전문소프트웨어를 개발하고자 수행되었다. FIAS로 명명된 시스템은 풀다운식 메뉴체계로 개발되었으며 IBM호환기종의 DOS체계에서 운영될 수 있다.

FIAS는 자료의 입력 및 수정을 담당하는 파일관리부분, 분석을 위해 파일을 선택하는 파일선택부분, 각종 분석을 실행하는 파일분석부분, 분석결과를 출력하는 출력부분으로 구분되어 있다.

분석부분은 크게 생장, 경쟁, 구조, 다양성, 집락도 및 그래프 부분으로 구분될 수 있다. 생장부분에서는 흉고직경, 수고, 지위지수, ha당 본수·단면적·재적, 근주직경과 흉고직경간의 회귀분석, 수고와 흉고직경간의 회귀분석 등을 처리할 수 있다. 경쟁지수 부분에서는 Hegyi, Martin-Ek, Alemdag, Lorimer, Daniels, Spurr 등의 단목차원의 크기비율경쟁지수와 Reineke의 임분밀도지수, 상대공간지수, 입목도 등과 같은 임분차원의 경쟁지수를 추정할 수 있다. 임분구조지수 부분에서는 Gadow의 횡적 및 종적 임분구조지수와 Lorenz곡선원리에 근거한 임분 다양성지수를 비롯하여 풍부도, 균재도, 중요도 등을 추정할 수 있다. 집락도분석 부분에서는 Clark-Evans, Ludwig-Reynolds, Johnson-Zimmer 등의 지수를 추정할 수 있다. 그래프메뉴에서는 흉고직경과 근주직경의 회귀분석결과, 수고곡선의 회귀분석결과, 개체목의 평면위치도, 직경분포 등을 그래프로 출력시킬 수 있다.

#### ABSTRACT

This study was performed to develop a software in which sampling data measured by position dependent forest survey could be analyzed in various way. The system named as FIAS(Forest Information Analysis System) was developed with pull-down menu system and can be run in DOS operating system of IBM compatible PC.

FIAS is composed of the file management part in which data could be input and corrected, the file selection part in which one file can be selected for analysis, the file analysis part in which various analysis is performed and the output part in which several analy-

<sup>1</sup> 접수 1997년 11월 5일 Received on November 5, 1997

<sup>2</sup> 고려대학교 산림자원학과 Department of Forest Resources, Korea University, Seoul, 136-701 Korea (leewk@kucn.korea.ac.kr)

\* 본 논문은 1996년도 고려대학교 교내연구지원비에 의해 수행된 연구결과의 일부임

sis results could be output in monitor, file or printer.

The analysis part is composed of 6 modules such as growth, competition, structure, diversity, aggregation, and graphic. In "growth" module, several growth factors such as mean dbh and height, site index, stem no. per ha, basal area and volume per ha, could be estimated and regression analysis between dbh and diameter at 0.2m, between height and dbh, could be also performed. In "competition" module, tree-level size ratio competition indices proposed by Hegyi, Martin and Ek, Alemdag, Lorimer, Daniels, Spurr as well as stand-level competition indices such as Reineke's SDI, RSI and stocking could be estimated. In "structure" module, horizontal and vertical spatial structure indices by Gadow, structure index based on Lorenz curve could be processed. In "diversity" module, various diversity indices by Gadow, Shannon, Simpson and Hill, and also richness, evenness, important indices could be estimated. In "aggregation" module, aggregation indices by Clack-Evans, Ludwig-Reynolds and Johnson-Zimmer could be estimated. In "graphic" module, relation between dbh and diameter at 0.2m, height-dbh curve, position map of individual trees and dbh-class distribution could be graphically displayed.

*Key words* : software, position dependent survey, growth, competition, structure, diversity, aggregation, graphic

## 서 론

산림에 대한 정보를 파악하기 위해서는 어떠한 형태로는 산림조사가 수반되게 마련이며, 필요로 하는 정보의 종류 및 양에 따라 다양한 조사방법이 적용된다. 생산량에 대한 정보가 무엇보다도 필요한 목재생산 위주의 산림경영을 위해서는 흉고직경, 수고 등과 같은 비교적 단순한 인자만 조사하면 될 것이다. 그러나 산림의 경제성뿐만 아니라 생태·환경적 가치도 동시에 증진시키고자 하는 환경친화적 산림경영에서는 재적과 같은 생산량에 대한 정보 이외에도 산림의 안정성, 미적 가치, 다양성 등에 대한 정보가 아울러 필요하다. 이들 인자들을 나타낼 수 있는 척도로는 종적·횡적 임분구조, 종다양성, 혼효율, 공간분포 등을 들 수 있는데, 이를 위해서는 흉고직경 및 수고 이외에도 입목의 위치 등과 같은 보다 다양한 인자를 조사해야 한다.

최근 들어 산림에 대한 수요가 다양해지면서 산림으로부터 필요로 하는 정보의 종류 및 양이 방대해 지고 있다. 이에 따라, 산림자원에 대한 다양한 정보를 충분히 파악하기 위한

방법의 하나로 개체목의 위치를 조사하는 위치종속산림조사기법(position dependent forest survey)이 최근 널리 보급되고 있다. 이와 같은 위치종속조사자료로부터 임분의 경쟁, 구조, 다양성, 공간분포 등에 대한 정보를 파악하기 위해서는 복잡한 계산과정을 거쳐야 하기 때문에, 전산화된 프로그램을 이용하지 않고는 자료분석이 거의 불가능한 실정이다.

그간 우리 나라에서는 산림조사용 전문소프트웨어가 없다가 최근에 와서야 표준지조사법 및 각산정조사법으로부터 임분의 각종 생장인자를 파악할 수 있는 산림조사 자료분석을 위한 전산프로그램(SIDAS; 신만용 등 1997)이 개발된 바 있다. 그러나 위치종속조사기법에 의해 조사된 자료로부터 다양한 산림정보를 분석할 수 있는 산림조사용 전문 소프트웨어는 아직까지 개발되어 있지 못한 실정이다.

따라서 본 연구에서는 위치종속조사기법으로 조사된 표본조사자료로부터 각종 산림정보를 분석할 수 있는 위치종속산림조사용 전문 소프트웨어를 개발함으로써 자료분석 및 정보이용의 효율성을 증진시키고자 한다.

**재료 및 방법**

**1. 시스템 개발언어**

시스템은 자료의 입·출력 및 화면구성 부분과 각종처리를 담당하는 분석부분으로 구분되어 개발되었는데, 자료의 입·출력 및 화면구성 부분은 Borland C++로, 분석부분은 Fortran 77로 작성되었다.

**2. 시스템 구성**

시스템은 크게 파일관리, 파일선택, 파일분석, 출력부분으로 구성되도록 하였다(Fig. 1). 파일관리부분에서는 조사된 자료를 입력하여 외부파일(external file)을 형성하거나, 이미 형성된 외부파일을 수정할 수 있다. 파일선택부분에서는 파일분석을 위해 하나의 외부파일을 선택하는 역할을 담당하며, 외부파일을 선택하면 분석에 필요한 내부파일(internal file)을 형성한다. 분석부분에서는 파일선택을 통해 형성된 내부파일을 읽어 각종 분석을 실행할

수 있으며, 출력부분에서는 실행결과를 화면, 파일 또는 프린터로 출력할 수 있도록 하였다. 이와 같은 기능이 풀다운(Pull-down)식 메뉴체계 하에서 상호 연결되도록 시스템을 구축하였다.

**3. 분석알고리즘**

**3.1 성장인자(growth index)**

성장분석 모듈에서는 흉고직경, 수고, 지위지수, ha당 분수·단면적·재적, 수간형태 등과 근주직경과 흉고직경의 회귀분석, 수고와 흉고직경의 회귀분석 등을 처리할 수 있도록 하였다.

**3.2 경쟁지수(competition index)**

경쟁지수는 크게 임분 차원의 경쟁지수와 개체목 차원의 경쟁지수로 구분될 수 있으며, 개체목 차원의 경쟁지수는 다시 수관면적중첩지수, 크기비율지수, 생육공간지수 등으로 구분된다(이우균 1996c). 개발될 시스템에서는 임분도, Reineke의 임분밀도지수(Stand Density

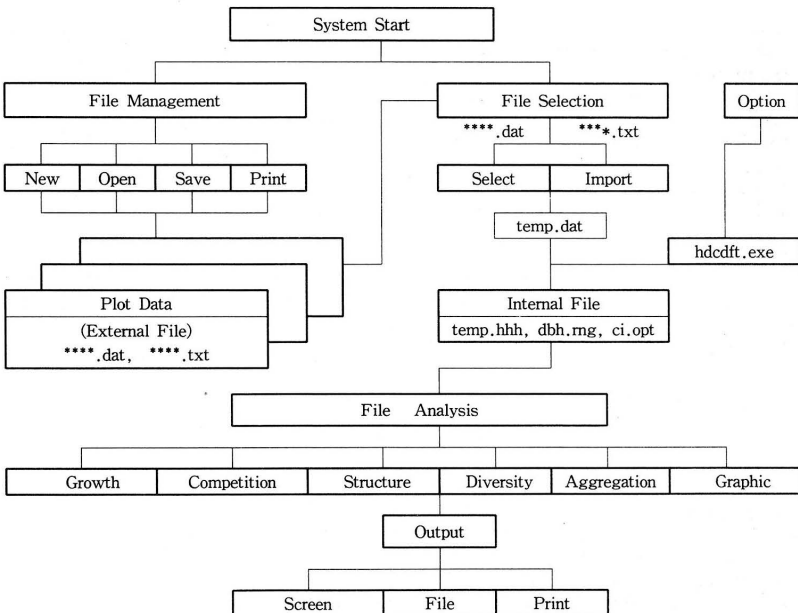


Fig. 1. Structure of FIAS

**Table 1.** Incorporated competition indices

Source	Equation* <sup>1</sup>
Hegyí (1974)	$\sum_{j=1}^n \left( \frac{D_j/D_i}{Dist_{ij}} \right)$
Martin-Ek (1984)	$\sum_{j=1}^n \left( \frac{D_j}{D_i} \cdot e^{-\frac{16 \cdot Dist_{ij}}{D_j + D_i}} \right)$
Alemdag (1978)	$n! \sum_{j=1}^n \left[ \pi \left( \frac{Dist_{ij} \cdot D_i}{D_i + D_j} \right)^2 \cdot \frac{D_j}{Dist_{ij}} \cdot \frac{1}{\sum_{j=1}^n \left( \frac{D_j}{Dist_{ij}} \right)} \right]$
Lorimer (1983)	$\sum_{j=1}^n \left( \frac{D_j}{D_i} \right)$
Daniels (1986)	$\frac{\sum_{j=1}^n \left( \frac{D_j^2}{n} \right)}{D_i^2}$
Spurr (1962)	$\frac{1}{n} \cdot \sum_{j=1}^n \left[ \left( \frac{D_j}{Dist_{ij}} \right)^2 \left( j - \frac{1}{2} \right) \right]$
Stocking	$\frac{real\ basal\ area}{basal\ area\ on\ yield\ table}$
Reineke's SDI(1933)	$N \cdot \left( \frac{25}{dbh} \right)^{-1.605}$
RSI	$\sqrt{\frac{10000}{N}} \cdot \frac{1}{ho} \cdot 100$

\*<sup>1</sup>  $D_i$ : dbh of subject tree  $I$ ,  $D_j$ : dbh of competitor trees ( $j \neq i$ )  
 $Dist_{ij}$ : Distance of subject tree  $i$  to competitor  $j$   
 $N$ : Number of trees per ha,  $ho$ : dominant height  
 $n$ : Number of competitors,  $dbh$ : diameter at breast height

울지수 및 생육공간지수에 속하는 개체목 경쟁지수를 Table 1에 제시한 식에 의해 추정할 수 있도록 하였다.

3.3 임분구조지수(stand structure index)

임분의 구조지수 분석 모듈에서는 공간인자를 고려한 Gadow의 횡적 및 종적 공간지수(Gadow and Fuldner 1995, 이우균 1996c, 1997)와 이우균(1997)이 제안한 Lorenz곡선원리에 의한 임분구조지수를 Table 2에 나타낸 식에 의해 추정할 수 있도록 하였다.

3.4 종다양성 지수(species diversity index)

종 다양성지수의 분석모듈에서는 임목의 공간적 분포를 고려한 Gadow의 혼효지수(mingling index)를 비롯하여 Shannon, Simpson, Hill 등의 다양성지수를 분석할 수 있도록 하였다. 또한, 다양성지수를 근거로 한 풍부도(richness index) 및 균재도(evenness index)를 추정할 수 있도록 하였으며, 식생분석에 자주 이용되는 상대밀도, 상대빈도 및 상대피도와 이를 평균한 중요도(Important Value)의 분석도 가능하도록 하였다(Table 3).

3.5 집락도(aggregation index)

집락도는 임목의 공간적 분포 형태를 나타내는 지수로서 임의, 규칙 또는 군상분포형태를 수치로 나타내 준다(이우균 1996c). 집락도

**Table 2.** Incorporated structure indices

Source	Equation
Gadow(1992)	$SDj_{dbh} = \frac{\sum_{i=1}^n SDj_{dbh(i)}}{n}, (SDj_{dbh(i)} = \frac{1}{j} \sum_{k=1}^j (1 - R_{dbh_{i,k}}))$
Lee(1997)	$VR_i = NR_i^\beta, (VR_i = \sum_{j=1}^i \frac{V_j}{V_g}, NR_i = \sum_{j=1}^i \frac{N_j}{N_g})$ $L\beta = 1 - \frac{1}{\beta}$

$SDj_{dbh}$ : spatial horizontal stand structure index based on dbh  
 $R'_{dbh_{i,k}}$ : dbh ratio of  $i$ -th individual trees and  $k$ -th neighbour trees of  $i$ -th tree  
 $(R'_{dbh_{i,k}} = dbh_{small} / dbh_{big})$   
 $j$ : Number of neighbour trees  
 $L\beta$ : Lee's structure index based on Lorenz curve  
 $V_g$ : total volume,  $V_j$ : volume of  $j$ -th dbh class  
 $N_g$ : total number,  $N_j$ : number of  $j$ -th dbh class

**Table 3.** Incorporated diversity indices

Index	Equation
1. Diversity Index	
Gadow (1992)	$E(d) = \frac{\sum_{i=1}^n d_i}{n}$
Shannon (1949)	$H' = - \sum_{i=1}^S \left[ \left( \frac{n_i}{n} \right) \ln \left( \frac{n_i}{n} \right) \right]$
Simpson (1949)	$\lambda = \sum_{i=1}^S \left( \frac{n_i(n_i-1)}{n(n-1)} \right)$
Hill (1973)	$NA = \sum_{i=1}^S (p_i)^{\frac{1}{1-A}}, \text{ if } A=0, N0=S$ if $A=1, N1=e^H$ , if $A=2, N2=1/\lambda$
2. Richness Index	
Margalef (1958)	$R1 = \frac{S-1}{\ln(n)}$
Menhinick (1964)	$R2 = \frac{S}{\sqrt{n}}$
3. Evenness Index( $J'$ ), dominance index= $1-J'$	
Hurlbert (1971)	$V' = \frac{D}{D_{max}}$
Pielou (1977)	$E1 = \frac{H'}{\ln(S)} = \frac{\ln(N1)}{\ln(N0)}$
Sheldon (1969)	$E2 = \frac{e^{H'}}{S} = \frac{M1}{M0}$
Heip (1974)	$E3 = \frac{e^{H'} - 1}{S - 1} = \frac{M1 - 1}{M0 - 1}$
Hill(1973)	$E4 = \frac{1/\lambda}{e^{H'}} = \frac{N2}{M1}$
Peet(1974)	$E5 = \frac{(1/\lambda) - 1}{e^{H'} - 1} = \frac{N2 - 1}{M1 - 1}$
4. Important value	
Ludwig (1988)	$RDs = \left( \frac{n_s}{n} \right) 100$
	$RFs = \frac{F_s}{\sum_{i=1}^{np} F_i}, F_s = \left( \frac{np_s}{np} \right) 100$
	$RCs = \frac{Cs}{C} 100$
	$IVs = \frac{RDs + RFs + RCs}{3}$

$d_i$ : mingling index of  $i$ -th tree(0 : same species, 1 : different species, in comparison with neighbour trees  
 $n_i$ : number of individuals belonging to the  $i$ th of  $S$  species in the sample,  $S$ : number of species,  
 $n$ : total number of individuals in the sample,  
 $L$ : some observed diversity index,  
 $D_{max}$ : maximum diversity index  
 $p_i$ : proportion of individuals belonging to the  $i$ th species( $n_i/n$ )  
 $n_s$ : number of species  $S$ ,  $np$ : total number of plot,  
 $np_s$ : number of plot, in which species  $S$  appears,  
 $C_s$ : coverage area of species  $S$ ,  $C$ : total coverage area  
 $RD_s$ : Relative Density of  $s$  species  
 $RF_s$ : Relative Frequency of  $s$  species,  
 $RC_s$ : Relative Coverage of  $s$  species,  
 $IV_s$ : Important Value of  $s$  species

**Table 4.** Incorporated aggregation index

Index	Equation
Clark & Evans	$CE = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i}{\frac{1}{2} \sqrt{\frac{10000}{N}}}$
Ludwig & Reynolds	$C = \frac{\sum_{i=1}^n [x_i^2 / (x_i^2 + y_i^2 / 2)]}{N}$
Johnson & Zimmer	$I = (N+1) \frac{\sum_{i=1}^N (x_i^2)^2}{[\sum_{i=1}^N (x_i^2)]^2}$

$r_i$ : distance from subject tree  $i$  to nearest neighbour trees,  
 $N$ = number of stems per ha,  $n$  = number of stems in plot  
 $x_i$ : distance from subject tree(O) to the nearest individual trees(P)  
 $y_i$ : distance from nearest tree(P) of subject tree(O) to the nearest tree(Q) of P(Individuals that lie in the same "half-plane" as O(i.e., below the horizontal line passing P and acrossing the line between O and P) are exclude when selecting Q)

분석모듈에서는 Clark-Evans(1954), Ludwig-Reynolds(1988), Johnson-Zimmer(1985) 지수를 추정할 수 있도록 하였다(Table 4).

3.6 그래프(graph)

흉고직경과 근주직경의 회귀분석결과, 수고 곡선의 회귀분석 결과, 직경분포 등을 그래프로 출력할 수 있으며, 개체목의 평면위치를 출력할 수 있도록 하였다.

3.7 옵션(option)

옵션 모듈에서는 프로그램 운영에 필요한 옵션을 변동시킬 수 있도록 하였다. 각종 분석에 포함시키는 직경의 범위는 최저 0부터 200이 default로 되어 있는데, 이를 [dbh-range]에서 수정할 수 있도록 하였다. 수고곡선식은 Petterson식이 default로 되어 있는데, [h/d function]에서는 Table 5에 나타난 수고곡선식(이우균 1996b) 중 1개를 선택할 수 있도록 하였다. 경쟁지수추정시 경쟁목이 Lee와 Gadow(1997, 이우균 1996a)가 제안한 반복적 방법(iterative method)에 의해 선정되도록 하

였다. 이때 경쟁차단각도(competition elimination angle : Lee and Gadow 1997, 이우균 1996a)로는 30도, 경쟁영역반경(competition zone radius)지수(Lee and Gadow 1997, 이우균 1996a)로는 2를 default로 지정하였으며, 이를 [Option]의 [competiton] 메뉴에서 변경할 수 있도록 하였다.

**Table 5.** Incorporated height-dbh curve models

Source	Function
Parabolic	$h_i = a + b \cdot dbh_i + c \cdot dbh_i^2$
Prodan	$h_i = 1.2 + \frac{dbh_i^2}{a + b \cdot dbh_i + c \cdot dbh_i^2}$
Petterson	$h_i = 1.2 + \left( \frac{dbh_i}{a + b \cdot dbh_i} \right)^3$
Korsun	$h_i = e^{a + b \ln dbh_i + c \cdot (\ln dbh_i)^2}$
Log	$h_i = a + b \cdot \ln dbh_i$
Freese	$h_i = e^{a + b \ln dbh_i + c \cdot dbh_i}$
Kennel	$h_i = 1.2 + \frac{1}{\left( a + \frac{b}{dbh_i} \right)^3}$
Michailow	$h_i = 1.2 + a \cdot e^{\frac{b}{dbh_i}}$

$h_i$  : height of tree  $i$ (m),  $a, b, c$  : coefficients  
 $dbh_i$  : diameter at breast height of tree  $i$ (cm)

**결과 및 고찰**

**1. 메뉴구성**

상기의 방법에 의거 위치종속 산림조사 자료를 분석할 수 있는 전문소프트웨어를 개발하였으며 주메뉴체계는 Fig. 2와 같이 풀다운(Pull-down)식으로 되어 있다. 화면 윗 부분에는 FIAS이름, 밑부분에는 도음율이 나오며, 중간부위에 각종 분석을 위한 주메뉴가 나타난다. 방향키를 이용하여 주메뉴를 이동시키면 그에 속하는 부메뉴가 밑에 나타나며, 분석하고자 하는 메뉴로 이동한 다음 ENTER 키를 치면 분석이 이루어진다.

**2. 시스템 운용 및 자료분석 방법**

시스템은 DOS상에서 운용되도록 되어 있으며 FIAS를 실행시키면 시스템의 초기화면이 출력되며, 이 상태에서 ENTER를 치면 Fig. 2와 같은 주메뉴가 화면에 출력된다.

**2.1 자료의 입력·수정 및 형태**

임분조사 자료의 입력 및 수정은 [Files]의 [New] 또는 [Open]에서 수행하며, 새로운 파일의 작성은 [New]에서, 기존 파일의 수정은 [Open]에서 수행할 수 있다. 자료입력은 임황

Forest Information Analysis System (FIAS 1.5)							
Files	Growth	Competition	Structure	Diversity	Aggregation	Graphic	Option
New	Stem No.	Hegy1	Horizontal	Gadow	Clark-Evans	d12/d02	DBH-Range
Open	DBH	Martin-Ek	Vertical	Shannon	Johnson-Zimmer	H/D Curve	H/D Function
Select	Height	Alendag	Lorenz	Simpson	Ludwig-Reynolds	Plot-North	Competition
ASCII-Import	Basal Area	Lorimer	All	Hill	All	Plot-Slope	User1
Save as...	Volume	Daniels		Richness		DBH-Distribution	User2
Print	Site Index	Spurr		Evenness			
QUIT	D12-D02 Reg.	Braathe		IV			
	H/D Summary	RSI		All			
	H/D Total	SDI					
	Quality	All					
	All						
Welcome to FIAS !!				Forest Management Lab. Korea University			

**Fig. 2.** Menu structure of FIAS

번	홍고직경		직위	거리	거리	수 고		수 고		수 고	수 고	수 고	수 고
	(cm)	(cm)				(cm)	(cm)	(cm)	(cm)				
0	00	00	00	00	00	00	00	00	00	00	00	00	00
1													
2													
3													
4													
5													
6													
continue...													

Fig. 3. Field book for FIAS

gnll gn11 1997 5 27												
Chungbuk Koisanan Yungpunghyun												
p	n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	20	95	200	3600	25	150	0.010	10.00	11.00			
4	200	2										
1	208	0	356	420	232	0m	0	0	0	0	0	0
2	1038	0	362	315	1392	0m	0	800	0	0	1	0
3	213	0	367	433	231	0m	0	0	0	1	0	4
4	673	0	382	600	782	0m	0	310	0	0	1	0
5	248	0	380	135	345	0m	0	0	0	0	2	4
6	600	0	371	590	778	0m	0	350	0	0	1	0
7	791	0	377	590	1142	0m	0	0	0	0	3	0
8	799	0	386	360	1052	0m	0	350	0	0	2	0
9	242	0	386	665	325	0m	0	0	0	0	1	0
10	200	0	385	315	230	0m	0	0	0	0	2	0
continue...												

Fig. 4. Data format of FIAS

및 지황의 일반사항과 표본점 조사자료로 구분된다. 임황 및 지황 입력란에서는 파일이름, 일자, 주소, 소유구분(n: 국유림, p: 사유림), 갱신구분(n: 천연갱신, a: 인공갱신), 울폐도(1: 밀, 2: 중, 3: 소), 울폐율(%), 고도(m), 위도, 경사(도), 방위, 표본점크기(ha), 표본점 반경(m) 또는 x·y축 길이(m), 입내 위치, 방위종류(300 또는 400), 임령, 입목유치표시방법(1: x·y축, 2: 각도 및 거리) 등을 입력할 수 있다.

산림조사내용은 Fig. 3과 같은 조사야장에 기입하게 되며, 표본점 조사자료는 Fig. 3의 야장과 같은 형식으로 입력시킬 수 있다. 입력은 행단위로 이루어지며, 한 행의 입력을 모두 마치면 다음 행을 입력할 수 있다.

입력된 자료는 확장자가 ".dat"인 binary 형태로 저장되며, [Save as...] 명령어를 통해 확장자가 ".txt"인 ASCII 형태로 변환할 수 있다. ASCII 형태로 변환된 자료의 형태는 Fig. 4와 같으며, 각 열의 순서는 Fig. 3과 동일하다.

2.2 분석자료 선택

분석을 위해서는 [Files]의 [Select] 또는 [ASCII Import] 메뉴를 선택할 수 있다. 이들 메뉴를 선택하면 Pop-up 메뉴박스에 출력되는 외부파일 중, 분석하고자 하는 파일을 방향 및 ENTER키를 이용하여 선택할 수 있

TABLE : Number of stems of sample plot(gn11) by tree species														
FILE TS	plot- value						ha- value							
	ng	nv	na	ns	nc	sum	Ng	Nv	Na	Ns	Nc	SUM		
gn11 11	2	0	0	0	0	11	150	200	900	0	0	1100		
gn11 13	4	6	0	0	0	6	400	600	0	0	0	600		
gn11 23	4	2	0	0	0	4	400	200	200	0	0	400		
gn11 24	2	2	0	0	0	2	200	200	0	0	0	200		
gn11 31	3	3	0	0	0	3	300	0	0	0	0	300		
gn11 33	7	3	4	0	0	7	700	300	400	0	0	700		
gn11 35	4	3	1	0	0	4	400	300	100	0	0	400		
gn11 46	2	0	2	0	0	2	200	0	0	0	0	200		
gn11 46	1	0	1	0	0	1	100	0	100	0	0	100		
gn11 ALL	40	18	22	0	0	40	4000	1800	2200	0	0	4000		
TS: Tree species, Ng: stems before thinning, nv: stems after thinning, na: stems thinned, ns: No. of stumpages, nc: stems over dbh-ranged (0-200)														
TABLE : Mean and dominant dbh of sample plot(gn11) by tree species														
FILE TS	BEFORE THINNING					AFTER THINNING					THINNED			
	No	do	dg	dm	std	No	do	dg	dm	std	No	dg	dm	std
gn11 11	11	11.0	8.5	8.3	2.2	211	3.9	2.8	8.8	3.5	9	8.4	5.1	2.1
gn11 13	6	15.0	11.9	11.7	2.0	6	15.0	11.9	11.7	2.0	0	0	0	0
gn11 23	4	10.0	9.7	9.7	0.8	2	15.2	11.2	9.7	7.8	0	0	0	0
gn11 24	2	15.2	21.2	21.2	2.7	2	15.2	21.2	21.2	2.7	0	0	0	0
gn11 31	3	7	4.0	2.5	2.5	3	2.5	2.3	2.3	3.3	3	4.2	2.8	2.7
gn11 33	35	41.1	22.3	3.3	6.2	1.4	3	10.9	8.0	7.9	2.0	1	3.3	3.2
gn11 46	1	2.4	2.4	2.4	0	0	0	0	0	0	1	2.4	2.4	0
gn11 ALL	40	12.4	7.7	6.6	4.0	1813	7.9	6.6	8.6	4.2	22	5.8	5.0	3.1
TS: Tree species, No: Number of stems in plot, do: dominant dbh, dg: quadratic mean dbh, dm: arithmetic mean dbh, std: standard deviation of arithmetic mean dbh														
TABLE : Mean and dominant height of sample plot(gn11) by tree species														
FILE TS	BEFORE THINNING					AFTER THINNING					THINNED			
	No	hg	hg	hm	std	No	hg	hg	hm	std	No	hg	hm	std
gn11 11	11	7.6	5.4	5.4	1.9	5	7.9	5.7	5.3	2.5	6	5.1	5.4	1.4
gn11 13	6	11.7	8.4	8.2	1.6	3	10.5	8.8	7.9	2.3	3	8.0	8.5	1.6
gn11 23	4	7.7	6.3	6.3	0.8	2	8.7	5.8	5.4	3.3	0	0	0	0
gn11 24	2	10.5	7.7	6.3	5.9	1	10.5	11.0	10.5	0	0	2.2	2.2	0
gn11 31	3	2.7	1.6	1.6	0.2	1	1.4	1.4	1.4	0	1	2.7	1.7	1.6
gn11 33	35	7.2	1.6	1.6	0.2	1	1.4	1.4	1.4	0	2	1.6	1.6	0.4
gn11 35	4	7.5	4.2	4.2	3.2	2	8.9	4.9	5.2	5.2	2	3.6	3.3	3.3
gn11 41	2	2.2	1.5	1.5	0.6	0	0	0	0	0	1	2.2	2.2	0
gn11 46	1	1.5	1.5	1.5	0	0	0	1.2	0	0	1	1.5	1.5	0
gn11 ALL	40	8.9	4.7	4.4	3.0	1813	6.2	6.3	5.9	3.2	22	3.2	3.1	2.1
Selected h/d function: Peterson														
TS: Tree species, No: Number of stems in plot, hg: dominant height, dg: quadratic mean plot, dm: arithmetic mean height, std: standard deviation of arithmetic mean height														
TABLE : Basal area per ha of sample plot(gn11) by tree species														
FILE TS	BEFORE THINNING			AFTER THINNING			THINNED							
	Nha	g	Gha	Nha	g	Gha	Nha	g	Gha					
gn11 11	1100	0057	6.27	500	0063	3.13	600	0052	3.14					
gn11 13	600	0111	6.63	300	0118	3.53	300	0103	3.10					
gn11 23	400	0035	1.42	200	0084	1.28	200	0007	0.15					
gn11 24	200	0098	1.95	100	0181	1.81	100	0014	0.14					
gn11 31	300	0006	0.18	100	0003	0.03	200	0007	0.15					
gn11 33	700	0005	0.37	300	0004	0.13	400	0006	0.25					
gn11 35	400	0040	1.62	200	0049	1.98	200	0032	0.64					
gn11 41	200	0009	0.18	100	0004	0.14	100	0014	0.14					
gn11 46	100	0005	0.05	0	0000	0.00	100	0005	0.05					
gn11 ALL	4000	0047	18.66	1800	0072	12.87	2200	0026	5.79					
TS: Tree species, Nha: Number of stems per ha, gha: quadratic mean basal area, Gha: basal area per ha														

Fig. 5. Output of several growth factors by FIAS

다. [Select]를 선택하면 binary형태의 자료(\*\*\*\*.dat)를, [ASCII Import]는 ASCII형태의 자료(\*\*\*\*.txt)를 각각 선택할 수 있다.

2.3 성장분석

[Growth]메뉴에서는 홍고직경, 수고 등과 같은 임분의 기본적인 성장인자를 분석할 수 있다. Fig. 5에는 [Growth]메뉴하의 부메뉴를 이용하여 추정된 각종 성장인자의 출력력을 예시하고 있다. 가장 위에 나타난 표는 [Stem No]메뉴로 추정된 plot 및 ha당 본수를 나타



내는데, 간벌전·후 및 간벌본수, 그루터기 본수, 분석하는 dbh-범위에 포함되는 본수, 총 본수 등이 수종별로 나타나 있다. 두 번째 표는 [dbh]메뉴에 의해 추정된 간벌전·후 및 간벌목의 흉고직경을 나타내는데, 우세목흉고 직경, 단면적 평균법에 의한 평균흉고직경, 산술평균에 의한 평균흉고직경 및 표준편차 등의 추정치가 수종별로 제시되어 있다. 3번째 표에는 [height] 메뉴에 의해 추정된 수고 가 흉고직경과 같은 형식으로 출력되어 있으며, 마지막 표는 간벌전·후 및 간벌목의 평균 및 ha당 단면적이 [basal area] 메뉴에 의해 수종별로 출력된 것이다.

[Growth]의 [d12/d02 Reg]메뉴에서는 흉고 직경과 근주직경의 회귀분석결과를 Fig. 6과 같이 SAS형식으로 출력시키고 있다.

[Growth]의 [H/D Total]메뉴에서는 흉고 직경과 수고와의 회귀분석결과를 역시 SAS형식으로 출력시키고 있다(Fig. 7). Fig. 7을 보면, 회귀분석의 분산분석결과, 추정계수와 그의 신뢰성 검정통계량, 잔차분석결과 등이 출력되어 있다.

FIAS에 의해 추정된 Fig. 6과 7의 회귀분석 결과는 범용 통계패키지 SAS에 의해 추정된 결과와 동일함이 확인된 것이며, 이에 대한 그래프는 [Graph]의 [d12/d20]메뉴 및 [H/D Curve]메뉴에서 출력시킬 수 있다(Fig. 14 참고).

[Growth]의 [H/D Summary] 메뉴에서는 Table 5에 제시한 각종 수고곡선식에 대한 회

Regression between d12 and d02 ( Code : gn11 )					
1. Analysis of Variance of linear Data					
Source	DF	SS	MS	F	Prob>F
Model	1	588.74460	588.74460	605.654	.0000
Error	38	36.93936	.97208		
C Total	39	625.68380			
Root MSE		.98594	R-square	.9410	
Dep Mean		6.62050	Adj R-sq	.9394	
C.V.		14.89225			
2. Parameter Estimate					
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Probe >  t	
INTERCEP	-.043801	.31246200	-.140	.8893	
CI	.811952	.03299272	24.610	.0000	

Fig. 6. Output of regression analysis between d12 and d02

귀분석의 결과를 Fig. 8과 같은 형태로 요약하여 출력시키고 있다. 추정된 수고의 수, 평균수고와 그에 따른 분산, 표준편차 및 변이

3. Petterson ( Code : gn11 ) gn11 : 3															
1. Analysis of Variance of linear data															
Source	DF	SS	MS	F	Prob>F										
Model	1	.14893	.14893	65.734	.0000										
Error	15	.03398	.00227												
C Total	16	.18291													
Root MSE		.04760	R-square	.8142											
Dep Mean		.59823	Adj R-sq	.8018											
C.V.		7.95656													
2. Parameter estimate															
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Probe >  t											
INTERCEP	.253031	.04411396	5.736	.0000											
CI	3.139127	.38718050	8.108	.0000											
3. Residual analysis															
No.	DBH	Hm	Hf	Err	Out	-2.0	-1.5	-1.0	-0.5	0	0.5	1.0	1.5	2.0	2.5
26	6.0	3.5	3.3	-.2						*					
27	6.3	4.5	4.2	.3						*					
24	6.7	3.1	3.9	-.8						*					
37	7.5	4.2	4.3	-.1						*					
18	8.0	3.5	4.9	-1.4					*						
15	9.1	2.2	3.9	-1.7					*						
17	9.7	6.5	6.4	.1					*						
21	10.4	6.1	6.9	.8					*						
39	10.5	8.7	7.1	1.6					*						
20	10.8	7.0	7.4	-.4					*						
13	10.9	8.9	7.5	1.4					*						
22	11.2	8.2	8.9	-.7					*						
28	11.2	10.5	11.5	-1.0					*						
30	11.4	10.5	11.7	-1.2					*						

\*\*=Error < -2.5, \*\*= Error > +2.5  
 Hm=measured height, Hf = Height from Petterson, Err = Hm-Hf  
 Out=Outlier(X), If |Error|>(3\*Syx), Outlier limit (3\*Syx)=2.88m  
 Syx=Standard error of estimate from original data  
 $=\sqrt{(\text{Error}**2)/(n-k-1)} = .96m$

Fig. 7. Output of regression analysis between height and dbh

TABLE Statistics of height curve gn11										
File name : gn11										
Number of measured height : 17										
Arithmetic mean height : 6.66 m										
Variance of mean height : 6.0349 m										
Standard deviation of mean height : 2.46 m										
Coefficient of variation : 36.86 %										
PARABEL PRODAN PETTERSON KORSUN LOG FREESE KENNEL MICHAELW										
MSE	.7517	.0049	.0023	.0268	.7346	.0264	.0023	.0464		
Root MSE	.8670	.0701	.0476	.1638	.8571	.1626	.0476	.2154		
R-sq	15.01	29.36	7.96	8.37	12.86	8.31	7.96	13.59		
R-sq	.8910	.7490	.8142	.8548	.8859	.8570	.8142	.8376		
Adj. R-sq	.8758	.7131	.8018	.8341	.8783	.8366	.8018	.8288		
Corr. Coeff.	.9439	.8654	.9023	.9246	.9412	.9258	.9023	.9152		
Parameter a	-5.4600	5.7919	3.1391	-3.1718	-11.7433	-2.2573	2.5320	26.5500		
Parameter b	1.6510	2.3450	2530	3.1596	8.2011	2.2261	3.1391	15.4110		
Parameter c	-.0392	-.0590		-.4097		-.0333				
Sa	2.6904	19.5988	3872	2.4562	1.7185	1.2209	0.441	1.2209		
Sb	3293	45867	0.441	4.2069	.7600	.9373	.3872	1.7521		
Sc	.0248	.2523		.4587		.0967				
ta	.0619	.7719	.0000	-.2193	.0000	.0857	.0000	.0000		
tb	.0075	.6156	.0000	.1742	.0000	.0356	.0000	.0000		
tc	.1357	.7009		.4158		.3511				
Prob>F	.0000	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000		
MSE : Mean square error Root MSE : Standard error of estimate										
C.V. : Coefficient of Variance R-sq. : Determination Coefficient										
Adj. R-sq : Adjusted R-sq Corr. Coeff. : Coefficient of Correlation										
Sa : Standard error of regression coefficient a										
Sb : Standard error of regression coefficient b										
Sc : Standard error of regression coefficient c										
ta : Significance level for Sa										
tb : Significance level for Sb										
tc : Significance level for Sc										
Prob>F : Significance level for F-Test										

Fig. 8. Summary of regression analysis between height and dbh

계수가 출력되고, 그 다음에는 평균자승오차의 근( $\sqrt{MSE}$ ), 변이계수(C.V.), 결정계수(R-Sq), 상관계수(Corr. Coeff.), 회귀계수의 추정치 및 표준오차, 추정계수 및 F검정의 유의수준 등과 같은 회귀분석 결과를 각 수고곡선 식별로 출력시키고 있다.

2.4 경쟁지수 분석

경쟁지수는 [Competition] 메뉴에서 원하는 경쟁지수의 종류를 선택하여 분석할 수 있다. Fig. 9는 Hegyi의 경쟁지수를 분석하기 위해 [Hegyi]메뉴를 선택한 결과를 보여 준다. 선정된 경쟁목의 수(CTNo), 경쟁지수(CI)가 간벌전과 간벌후로 구분되어 개체목별로 출력되며, 마지막 행에 표본점의 평균경쟁목 수 및 경쟁지수가 나타난다. 각 경쟁지수의 추정방법 및 의미는 이우균(1996a, 1996d), Lee와 Gadow(1997)에서 자세히 다루고 있다.

2.5 임분구조 분석

[Structure]메뉴에는 흉고직경에 의해 임분의 횡적 구조지수를 나타내는 [Horizontal], 수고에 의해 임분의 종적 구조지수를 나타내는 [Vertical], Lorenz곡선원리에 의해 임분구

조지수를 나타내는 [Lorenz]와 이를 종합한 [All] 메뉴가 있다. Fig. 10은 [All] 메뉴를 선택하여 임분구조지수를 추정한 결과를 나타낸다. 출력된 표에는 각종 구조지수가 간벌전과 후로 구분되어 출력된다. 맨 마지막 열에는 임분구조의 동질성 또는 다양성을 개략적으로 파악할 수 있는 변이계수(Coefficients of Variation : C.V.)의 백분율(C.V./100)이 추정되어 있다. 임분구조지수에 대한 다양한 이론 및 의미는 이우균(1996c, 1997b), Gadow(1992), Gadow와 Fuldner(1995)에 상세히 제시되어 있다.

2.6 다양성분석

다양성을 분석할 수 있는 [Diversity]메뉴에서는 Table 3에 제시한 각종 다양성 지수를 추정할 수 있다. 각각의 메뉴를 선택하면 해당 다양성지수가 추정되어 출력되며, [All] 메

file	No	BEFORE thinning		AFTER thinning		thinning
		CTNo	CI	CTNo	CI	
gnll	1	8	15.3172	0	0.0000	
gnll	2	9	2.4601	4	0.9972	o
gnll	3	8	16.4899	4	0.0000	x
gnll	4	4	6.5562	4	1.5768	o
gnll	5	4	7.701	0	0.0000	x
gnll	6	6	3.5998	3	1.8124	x
gnll	7	6	3.2090	0	0.0000	o
gnll	8	8	3.2120	0	0.0000	o
gnll	9	3	5.5192	0	0.0000	o
gnll	10	7	17.3537	4	7.3870	x
gnll	39	5	2.5905	2	2.1181	x
gnll	40	5	1.8183	2	1.5346	x
MEAN		5.63	6.5689	2.89	2.2806	

CTNo: Number of competing trees, CI: Competition Index

Fig. 9. Hegyi's competition indices estimated by FIAS

Thinning	Horizontal (dbh)	Vertical (height)	Lorenz	C.V./100
	HS1 HS3b HS3a	VSI VS3b VS3a	BETA I-1/BETA	
Before	.448 .468 .432	.454 .474 .441	2.293 564	.605
After	.380 .398 .361	.382 .401 .364	2.342 573	.483

-S1: with 1 neighbour tree, -S3b: with 3 neighbour trees  
-S3a: with mean dbh of 3 neighbour trees

Fig. 10. Structure indices estimated by FIAS

Thinning File Name	TSI	TS3b	RANGE of TS3b				
			0 -	0.25 -	0.50 -	0.75 -	1.00 SUM
Before gnll	.725	.758	1. 3.	7. 18.	12. 30.	20. 50.	40. 100. %
After gnll	.722	.722	0. 0.	4. 22.	7. 39.	7. 99.	18. 100. %

TS1: with 1 neighbour tree, TS3b: with 3 neighbour trees

File Name	Before Thinning		After Thinning	
	n	H'	n	H'
gnll	40	1.9912	18	1.6959

File Name	Before Thinning		After Thinning	
	n	L	n	L
gnll	40	1.1385	1600	1.1569
		1.600	1.2037	

$L = \sum(n_i(n_i-1)/n(n-1))$   $L1 = \sum(n_i/n)**2$

File Name	Before Thinning		After Thinning	
	n	NA	n	NA
gnll	40	9.0000	18	6.0000
N1		7.3242		5.4514
N2		6.2500		4.9091

File Name	Before Thinning		After Thinning	
	n	RA	n	RA
gnll	40	2.1687	18	1.7299
R1		1.4230		1.4142
R2				

File Name	A	Before Thinning		After Thinning			
		n	EA	n	EA		
gnll	1	40	.9062	.0938	18	.9465	.0535
	2		.8138	.1862		.9086	.0914
	3		.7905	.2095		.8903	.1097
	4		.8533	.1467		.9005	.0995
	5		.8301	.1699		.8782	.1218

Fig. 11. Diversity indices estimated by FIAS

뉴를 선택하면 중요도(Important Value)를 제외한 모든 지수가 Fig. 11과 같이 출력된다. 각 다양성지수에 대한 의미해석은 이우균(1996c)에 자세히 제시되어 있다.

[Diversity]의 [Important Value]메뉴를 선택하면 분석하고자 하는 plot을 선택할 수 있으며, plot선택을 마치면 간벌전·후의 상대밀도(RD), 상대빈도(RF), 상대피도(RC), 중요

TS	BEFORE THINNING						AFTER THINNING					
	N	dsum	RD	RF	RC	IV	N	dsum	RD	RF	RC	IV
1	37	892.2	63.79	33.33	84.93	60.69	37	892.2	63.79	33.33	84.93	60.69
17	15	134.7	25.86	33.33	12.83	24.01	15	134.7	25.86	33.33	12.83	24.01
18	5	16.6	8.62	26.67	1.58	12.29	5	16.6	8.62	26.67	1.58	12.29
50	1	7.0	1.72	6.67	.67	3.02	1	7.0	1.72	6.67	.67	3.02
ALL	58	1050.6					58	1050.6				

TS: Tree species, N: Number of stems dsum: Sum of dbh  
 RD: Relative Density, RF: Relative Frequency RC: Relative Coverage,  
 IV: Important Value=(RD\*RF\*RC)/3.

Fig. 12. Important value estimated by FIAS

File No	Tree Species	Stem No	CLARK-EVANS		JOHNSON-ZIMMER		LUDWIG-REYNOLDS	
			be.	af.	before	after	before	after
gn11	11	11	2	.5897*****	5.2386*****	.5189*****		
gn11	13	6	6	.6208	.6208	1.8238	1.8238	
gn11	23	4	2	.2279*****	1.2895*****	.5069*****		
gn11	24	2	2	*****	*****	*****		
gn11	31	3	0	.9089*****	1.4965*****	.0000*****		
gn11	33	7	3	.4369	.5971	3.0382	2.5509	
gn11	35	4	3	.5228	.4508	2.1496	3.3788	
gn11	41	2	0	*****	*****	*****		
gn11	46	1	0	*****	*****	*****		
gn11	ALL	40	18	.6302	.6860	2.0324	1.4185	
						.4992	.5025	

CLARK-EVANS(CE) : random(CE=1), uniform(CE=1), clumped(CE=30)  
 JOHNSON-ZIMMER(JZ) : random(JZ=2), uniform(JZ=2), clumped(JZ=2)  
 LUDWIG-REYNOLDS(LR) : random(LR=0.5), uniform(LR=0.5), clumped(LR=0.5)

Fig. 13. Aggregation index estimated by FIAS

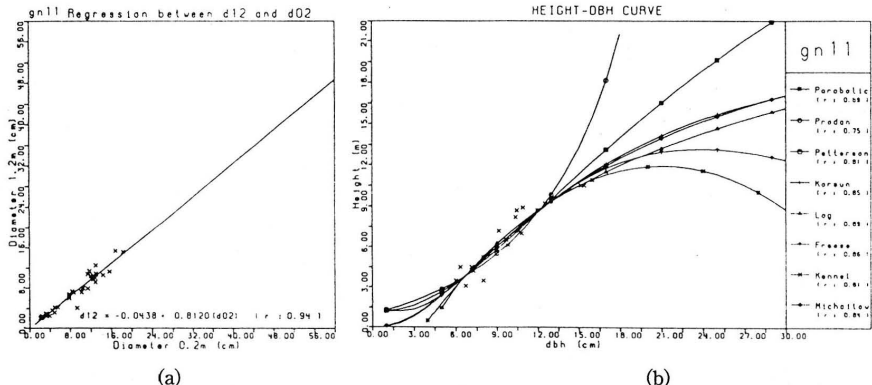


Fig. 14. Graphic output of regression analysis between dbh(d12) and diameter at 0.2m(d02) (a) and height-dbh curve derived regression analysis (b)

도(IV) 등과 같은 분석결과가 Fig. 12와 같이 출력된다.

2.7 집락도 분석

[Aggregation]메뉴에서는 Table 4에 제시한 각종 집락지수를 추정할 수 있으며, Fig. 13은 [All] 메뉴를 선택하여 집락도를 추정한 결과를 나타낸다. 출력된 표에는 각종 집락도가 간벌전과 후로 구분되어 수종별로 출력되어 있으며, 마지막 행에는 표본점 전체의 집락도가 추정되고 있다. 이와 같이 수종별로 집락도가 추정되기 때문에 혼효림에서의 수종의 공간분포 형태를 파악할 수 있다. 각 집락도의 의미에 대한 내용도 Table 밑에 출력되는데, 이에 대한 내용은 이우균(1996c)에 자세히 제시되어 있다. 결과표에서 별표(\*)로 출력된 부분은 분수가 적어 추정이 불가능한 상태를 나타낸다.

2.7 그래프

[그래픽]메뉴에서는 각종 그래프를 출력할 수 있다. [d12/d02]메뉴를 선택하면 근주직경(d02)과 흉고직경(d12)의 회귀분석결과를 나타낼 수 있다(Fig. 14a). Fig. 14a에는 근주직경과 흉고직경의 관측치와 추정선을 함께 나타내었다. 그림의 밑부분에는 추정선의 회귀식과 결정계수가 제시되어 있는데, 회귀분석

결과는 [Growth]의 [d12/d02 Reg]메뉴에서 볼 수 있다(Fig. 6). [H/D Curve]메뉴에서는 Table 5에 제시한 각종 수고곡선을 관측치와 함께 나타낼 수 있다(Fig. 14b). 수고곡선 그래프는 수고곡선별로 또는 전체를 함께 나타낼 수 있는데, Fig. 14b는 흉고직경 및 수고의 관측치와 Table 5의 각 추정수고곡선을 함께 나타낸 그래프를 예시한 것이다. 그림의 오른쪽에는 파일번호와 각 수고곡선의 부호 및 결정계수가 표시되어 있으며, 각 수고곡선에 대한 회귀분석 결과는 [Growth]의 [H/D Total]메뉴(Fig. 7)에서, 모든 수고곡선의 회귀분석요약은 [H/D Summary]메뉴(Fig. 8)에서 각각 볼 수 있다.

[Plot North]에서는 입목의 위치도를 나타낸 표본점의 평면도를 북쪽을 기준으로 나타내며

(Fig. 15a), [Plot Slope]에서는 경사방향을 기준으로 출력한다(Fig. 15b). 그림의 중앙에 각 입목의 위치와 표본점 경계가 표시되어 있으며, 입목위치의 오른쪽 위에는 개체목에 부여된 입목번호가, 오른쪽 밑에는 수종지수가 함께 나타나 있다. 그림의 오른쪽에는 파일이름, 방위, 경사, 입목표시방법, 그림축척 등이 나타나 있다.

[DBH-Distribution]메뉴에서는 각 직경분포도를 직경급별 본수분포형태(Fig. 16a)로, 또는 비율로 나타낸 누적본수분포형태(Fig. 16b)로 출력시킬 수 있다.

### 3. 시스템의 활용 및 제한사항

#### 3.1 운영환경 및 제한사항

본 연구를 통해 개발된 FIAS는 IBM호환기

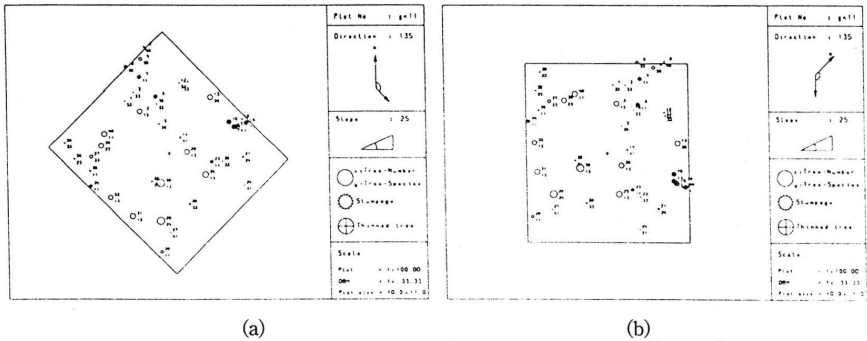


Fig. 15. Horizontal position map of individual trees oriented at north direction (a) and slope direction (b)

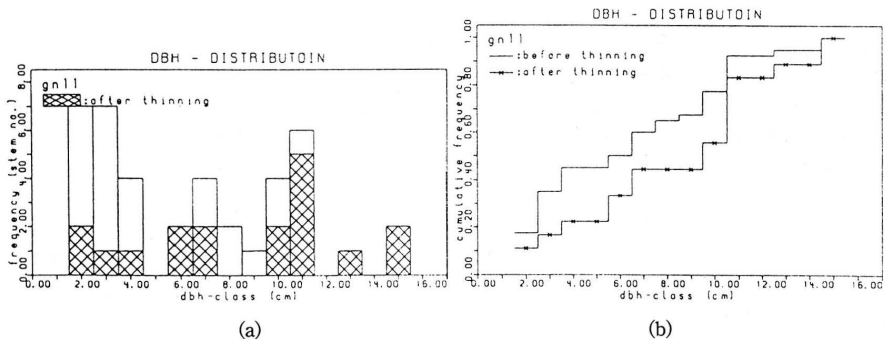


Fig. 16. Frequency (a) and cumulative frequency distribution graph of dbh-class (b)

종의 DOS체계에서 운영될 수 있으며, 시스템의 원활한 운영을 위해서는 4MB이상의 RAM, VGA video card가 지원된 Color Monitor, 5MB이상의 하드용량이 요구된다. 처리할 수 있는 최대의 자료 수는 1000으로 설정하였으므로 한 외부파일의 자료의 수를 1000 이내로 제한해야 한다.

### 3.2 결과물 출력 및 이용방법

각종 추정결과를 화면, 파일, 프린터로 출력될 수 있으며, 출력형태가 ASCII형태로 되어 있기 때문에 파일 및 프린터 형태를 별도로 지정할 필요가 없다. 추정결과를 텍스트형태로 이용하고자 하면, 파일로 저장한 후 각종 문서 작성기에서 ASCII형태로 불러올 수 있다. 각종 그래프는 화면이나 프린터로 출력이 가능하며, 출력장치는 시스템 내에서 선택할 수 있다.

### 3.3 활용방안

본 연구에서 개발된 시스템(FIAS)은 위치종속산림조사자료를 분석하는 전문소프트웨어로서, 이를 이용하면 개체목의 위치를 파악한 표본점 단위의 조사자료를 다양한 각도에서 분석할 수 있다. 따라서 FIAS는 위치종속조사방법을 필요로 하는 산림경영 및 연구분야에서 활용될 수 있다.

개체목별로 생장을 파악해야 하는 혼효림경영이나, 임분구조 및 다양성에 대한 정보가 필요한 자연보존지구, 공원내 산림, 각종 보안림의 경영을 위해 위치종속조사방법을 적용할 경우 FIAS가 이용될 수 있다. 또한, 보다 다양한 정보를 필요로 하는 임분 및 식생 분석을 위한 연구에 FIAS가 활용될 수 있다. 특히, 최근 강하게 대두되고 있는 지속 가능한 산림경영을 위한 다양한 지표를 추정코자 할 때 FIAS의 활용도는 높을 것이다.

## 결 론

본 연구는 위치종속조사기법으로 조사된 표본조사자료를 다양하게 분석할 수 있는 위치종속산림조사용 전문소프트웨어를 개발하고자

수행되었다.

FIAS(Forest Information Analysis System)로 명명된 시스템은 Borland C++ 및 Fortran77로 풀다운(Pull-down)식 메뉴체계로 개발되었으며, IBM호환기종의 DOS체계에서 운영될 수 있다. FIAS는 파일관리, 파일선택, 파일분석, 출력부분으로 구성되었다. 파일관리부분에서는 조사된 자료를 입력하거나 수정하는 역할을 담당하며, 파일선택부분에서는 분석하고자 하는 파일을 선택할 수 있다. 또한 분석부분에서는 선택된 파일로부터 사용자의 선택에 따라 각종 분석을 실행하며, 출력부분에서는 실행결과를 화면, 파일 또는 프린터로 출력한다.

분석부분은 크게 생장, 경쟁지수, 구조지수, 다양성지수, 집락도 및 그래프 부분으로 구분되어 있다. 생장부분에서는 흉고직경, 수고, 지위지수, ha당 분수·단면적·재적, 근주직경과 흉고직경간의 회귀분석, 수고와 흉고직경간의 회귀분석 등을 처리할 수 있다. 경쟁지수 부분에서는 Hegyi, Martin-Ek, Alemdag, Lorimer, Daniels, Spurr 등의 단목차원의 크기비율경쟁지수와 Reineke의 임분밀도지수, 상대공간지수, 입목도 등과 같은 임분차원의 경쟁지수를 추정할 수 있다. 임분구조지수 부분에서는 Gadov의 횡적 및 종적 임분구조지수와 Lorenz곡선원리에 근거한 임분구조지수가 추정될 수 있다. 종다양성지수 부분에서는 Gadov, Shannon, Simpson 및 Hill의 다양성지수를 비롯하여 풍부도, 균제도, 중요도 등을 추정할 수 있다. 집락도분석 부분에서는 Clark-Evans, Ludwig-Reynolds, Johnson-Zimmer 등의 지수를 추정할 수 있다. 이외에도 그래프메뉴에서는 흉고직경과 근주직경의 회귀분석결과, 수고곡선의 회귀분석결과, 개체목의 평면위치도, 직경분포 등을 그래프로 출력시킬 수 있다.

이상의 기능을 갖는 FIAS는 위치종속산림조사자료를 분석하는 전문소프트웨어로서, 이를 이용하면 개체목의 위치를 파악한 표본점 단위의 조사자료를 다양한 각도에서 분석할 수 있다.

## 인용문헌

1. 신만용·천정화·오정수. 1997 : 임분조사 자료분석을 위한 컴퓨터프로그램(SIDAS)의 개발. 산림경제연구 5(1) : 33-48.
2. 이우균. 1996a. 위치종속임분조사에 의한 개체목의 경쟁지수 및 흉고직경성장추정. 한국임학회지 85(3) : 539-551
3. 이우균, 1996b. 강원도지역 소나무의 임분 및 일반 수고-흉고직경곡선모델. 산림경제연구 4(2) : 66-78
4. 이우균. 1996c. 산림경영계획의 방법론적 고찰 : I. 산림조사와 산림생장모델. 자연자원연구(고려대학교 자연자원대학) 4 : 29-48
5. 이우균. 1997. Lorenz곡선에 근거한 임분 구조지수추정. 한국임학회지 86(2) : 158-166
6. Alemdag, I.S. 1978. Evaluation of some competition indexes for the prediction of diameter increment in planted white spruce. For. Manage. Inst. Inf. Rep. FMR-X-108, 39p
7. Clack, P.J., Evans, F.C. 1954. Distance to nearest neighbour as a measure of spatial relationships in populations. Ecology 35 : 445-453
8. Daniels. R.F., Burkhardt, H.E., Clason, T.R. 1986. A comparison of competition measures for predicting growth of loblolly pine trees. Can. J. For. Res. 16 : 1230-1237.
9. Gadow, K.v. 1992. Bestandesbeschreibung auf der Grundlage gemessener Variablen. Skript zum Forsteinrichtungssseminar München 1992
10. Gadow, K.v., Fuldner, K. 1995. Zur Beschreibung forstlicher Eingriffe. Forstw. Cbl. 114 : 151-159
11. Hegyi, F. 1974. A simulation model for managing jack-pine stands. 74-76p in Growth models for tree and stand simulation. Fries, J.(ed.). Royal Coll. of For., Stockholm, Sweden.
12. Johnson, R.B., Zimmer, W.J. 1985. A more powerful test for dispersion using distance measurements. Ecology 66 : 1084-1085
13. Lee, W.K., Gadow, K.v. 1997. Iterative Bestimmung der Konkurrenzbaume in *Pinus densiflora* Beständen. AFJZ 1997(3/4) : 41-45
14. Lorimer, C.G. 1983. Test of age-independent competition indices for individual trees in natural hardwood stands, For. Ecol. Manage. 6 : 343-360.
15. Ludwig, J.A., Reynolds, J.F. 1988. Statistical ecology. John Wiley & Sons
16. Martin, G.L., Ek, A.R. 1984. A Comparison of Competition Measures and Growth Models for Predicting Plantation Red Pine Diameter and Height Growth. Forest Science 30(3) : 731-743.
17. Spurr, S.H. 1962. A measure point density. For. Sci. 8 : 85-96.

## 경쟁지수를 이용한 소나무 - 굴참나무 혼효림에서의 경쟁관계 구명<sup>1</sup>

鄭東浚<sup>2</sup> · 李鐘樂<sup>3</sup>

### A Study on Competition Status in Mixed Stands of *Pinus densiflora-Quercus variabilis* by Using the Competition Indices<sup>1</sup>

Dong Jun Chung<sup>2</sup> · Jong Lak Lee<sup>3</sup>

#### 요 약

본 연구에서는 소나무 - 굴참나무 혼효림에 있어서 각 사면별(북, 서, 남) 입지조건에 따른 수종별 경쟁관계를 구명하고자 하였다. 이를 위하여 사면별 위치종속조사를 실시하고, 조사된 자료를 개체목별로 12개의 경쟁지수에 적용하여, 추정된 경쟁지수에 의한 중간경쟁 및 종내경쟁을 구명하였다. 소나무를 중심목으로 정하고 인접목으로 굴참나무만을 채택한 중간경쟁에서는 11개의 경쟁지수가 북사면에서 남사면으로 옮겨가면서 점차 증가하는 경향을 나타냈다. 이는 소나무에 대한 굴참나무의 경쟁 압력이 북사면으로부터 남사면으로 증가함을 의미하는 것이다. Schütz와 Hegyi의 경쟁지수에 의하여 추정된 종내경쟁에서는 소나무와 굴참나무를 각각 중심목으로 정하고 인접목의 수종 구분 없이 추정된 경쟁지수를 비교한 결과, 굴참나무는 남사면에서 북사면쪽으로 갈수록 점차 경쟁지수가 증가하고 있으나 소나무는 이와 상반된 경향을 나타냈다. 이로부터 소나무가 특히 남사면에서 굴참나무에 의해 경쟁 압력을 받고 있음을 알 수 있다.

Hegyi와 Arney의 경쟁지수와 최근 10년간의 흉고직경 정기평균성장량의 관계를 사면별로 분석한 결과, 모든 사면에서 경쟁지수가 증가함에 따라 정기평균성장량은 감소하는 역의 상관관계를 나타냈다. 경쟁지수에 따른 소나무의 정기평균성장량 감소는 남사면보다 북사면에서 아주 명확하게 높게 나타났는데, 이는 남사면에서 굴참나무는 높은 경쟁력을 갖고 있음을 의미하는 것으로 이에 대한 적절한 무육조치가 필요할 것으로 판단된다.

#### ABSTRACT

This study aimed to reveal the competition status in mixed stands of *Pinus densiflora-Quercus variabilis* by using the competition indices by slope exposition. For this, position-dependent data were collected and applied to 12 different competition indices. Based on the estimated competition indices, both intraspecific competition and interspecific competition were investigated by slope exposition(N, W, S).

In intraspecific competition, eleven competition indices were increasing from north to south-facing slope exposition. This means that competition pressure of *Quercus variabilis* over *Pinus densiflora* was increasing from north to south-facing slope. This trend is also

<sup>1</sup> 접수 1997년 11월 25일 Received on November 25, 1997.

<sup>2</sup> 경희대학교 생명자원과학연구소 Institute of Life Resource Science, Kyunghee Univ., Suwon 449-701, Korea

<sup>3</sup> 경희대학교 산업대학 임학과 Department of Forestry, College of Industry, Kyunghee Univ., Suwon 449-701, Korea

proved by the analysis of interspecific competition. Comparison of shütz and Hegyi's competition indices shows that two species have contrary tendency in terms of competition by slope exposition. *Quercus variabilis* strongly gives competition pressure to *Pinus densiflora* in south-facing slope.

By the analysis of relationship between periodic annual increment(PAI) for recent ten years and Daniel's and Hegyi's competition indices by slope exposition, there exists inverse correlation between PAI and competition indices. PAI of *Pinus densiflora* is clearly high in south-facing slope rather than in north-facing slope. This represents that *Quercus variabilis* has strong competitiveness over *Pinus densiflora* in south-facing slope. As a result, significant tending practice should be applied to each stand based on the competition status.

*Key words*: Competition indices, mixed stand, periodic annual increment, *Pinus densiflora*, *Quercus variabilis*

## 1. 서 론

임목의 생장은 기본적으로 주어진 입지 및 기후 환경에 의해서 영향을 받게 되는데, 특히 광선, 수분 그리고 영양물질등에 대한 임목상호간의 경쟁에 의하여 결정되어진다. 임목들간의 경쟁은 이러한 제한된 자원을 차지하기 위한 각 개체간의 상호작용(Begon, 1991)으로 표현할 수 있으며, 경쟁의 결과는 종국적으로 개체목의 생육본수 뿐만 아니라 차세대 임목의 질에도 많은 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Wissel, 1989). 일반적으로 경쟁은 동일한 수종간의 종내경쟁(Intraspecific Competition)과 서로 다른 수종간의 종간경쟁(Interspecific Competition)으로 구분된다. 종내경쟁은 밀도에 의해 좌우되는 집단내의 고사율에 따라 결정되는데, 특히 인공식재 초기에는 묘목본수 및 식재배열, 후기에는 제초작업과 간벌작업 등에 의해 영향을 받는다. 한편 종간경쟁은 주로 천연갱신 입분에서 자생하는 여러 수종들 중에서 경영의 목표가 되는 수종과 여타 수종과의 경쟁으로 나타나게 된다. 따라서 종간경쟁에 관한 연구는 주로 한 수종의 현재 생육상태와 다른 수종 개체목들간의 생육상태를 비교하는 것이며, 이러한 연구는 개체목 뿐만 아니라 입분별 생장을 비교함으로써 수행되어져 왔다(Wissel, 1989; Begon, 1991).

임목의 경쟁력은 주로 생육공간에 대해 개개 임목들이 가지는 점유능력을 서로 비교함으로써 결정된다. 이러한 생육공간에 대한 임목상호간의 관계는 우선 사회학적 수목등급평가를 통하여 결정하거나(Röhrig and Gussone 1982), 또는 경쟁지수(Competition Index)를 추정함으로써 결정할 수 있다. 경쟁지수의 추정을 통해서 임목간의 경쟁력을 파악하는데에는 광범위한 자료의 수집과 수학적 방법의 적용을 위한 많은 노력과 시간이 요구되지만, 이러한 경쟁지수만으로는 실제 임목생장의 약 25% 정도만을 설명할 수 있는 것으로 알려져 있다(Bella, 1971; Krisko, 1992; Biging and Dobbertin, 1992). 따라서 경쟁지수는 현재의 임목 크기보다는 집단 및 개체목들의 성장상태를 구명함으로써 현재 및 과거의 경쟁 상황을 파악하는 것이 중요하다(Ellenberg, 1986; Sterba, 1990).

경쟁지수에 대한 연구는 측정된 임목의 직경, 수고, 수관폭 등의 임목변수와 각 개체목들 간의 거리가중치에 의하여 결정되는 거리종속경쟁지수(Distance-dependent Competition Index), 그리고 입목도, 상대공간지수, 입분밀도지수 등 개체목간의 거리를 고려하지 않는 거리독립경쟁지수(Distance-independent Competition Index)로 나누어 수행되어져 왔다(Biging and Dobbertin, 1992, 1995; Davis and Johnson, 1987; Holmes and Reed, 1991;



Tomé and Burkhardt, 1989). 특히 거리종속 경쟁지수는 이용된 변수에 따라서 수관면적중첩지수(Crown Area Overlap Index), 크기비율지수(Size Ratio Index), 그리고 생육공간지수(Growing Spacing Index)로 구분할 수 있다. 수관면적중첩지수는 개체목들의 임목변수와 수관중첩면적을 함께 고려하여 경쟁관계를 구명하는 것이며(Bella, 1971; Gerrard, 1969; Opie, 1968; Arney, 1973; Monserud, 1976), 크기비율지수는 각 개체목들의 임목변수와 중심목과 인접목들간의 거리를 고려하여 경쟁상황을 추정하는 것이다(Staebler, 1951; Mendi-boure and Barneoud, 1974; Heygi, 1974; Daniels, 1976; Alemdag, 1978; Ellis, 1979; Martin and Ek, 1984; Braathe, 1984; Saniga, 1989; Schütz, 1989). 또한 각 개체목들의 임목변수와 생육공간각도 등을 고려한 생육공간지수도 Newnham(1964)과 Scotti(1988)에 의하여 소개되었다. 우리 나라에서는 이(1996)가 위치종속 조사기법을 이용하여 소나무 단순림에서 임목의 크기 및 경쟁목과의 거리를 함께 고려하여 개체목차원 및 임분차원의 밀도를 추정하고, 이를 흉고직경생장과 비교함으로써 경쟁상태에 대한 설명력을 검토하였으며, 또한 경쟁지수를 독립변수로 하는 개체목 흉고직경생장식을 유도한 바 있다.

최근 근자연적 산림경영이라는 관점에서 천연 혼효림에 대한 관심이 고조되고 있다. 천연 혼효림의 효율적인 경영을 위해서는 임분구조 분석, 개체목별 성장분석, 그리고 단목성장모델의 개발 등과 같은 기초연구가 선행되어야 한다. 특히 이러한 연구들과 매우 연관성이 높은 천연 혼효림에서의 중간경쟁에 관한 연구가 필수적인 과제라고 할 수 있으나, 아직까지 이 분야에 대해서는 연구가 부족한 것이 사실이다. 이러한 현실에서 본 연구는 우리 나라 중부지방에 많이 분포하고 있는 소나무-굴참나무 혼효림을 대상으로 위치종속 산림조사를 통하여 중간경쟁 관계를 구명하고자 하였다. 이를 위해서 비교적 경쟁상태를 잘 나타내는 직경, 수고, 수관폭 등의 임목변수와 개체목간의 거리에 의해서 크기비율지수와 수관중첩지수 등의 경쟁지수를 추정

하고, 추정된 경쟁지수를 적용함으로써 북, 서, 남사면을 대상으로 각 임분내의 개체목별 경쟁상태를 상호 비교하였다. 아울러 이러한 경쟁지수들과 최근 10년간의 흉고직경 정기평균생장량을 사면별 입지조건에 따라 비교·분석함으로써 소나무-굴참나무 혼효림에서의 입지조건별 경쟁상황을 구명하여 천연 혼효림의 중간경쟁에 대한 기초자료를 제공하고자 하였다.

## II. 재료 및 방법

### 1. 연구재료 및 조사방법

본 연구는 공주영림서 충주관리소 관내에서 비교적 생장 상태가 양호한 소나무-굴참나무 혼효림, 그리고 소나무 및 굴참나무 단순림을 대상으로 하였다. 이 임분은 충청북도 괴산군 청천면에 속하며, 북위 36° 37' 30", 동경 127° 47' 30"에 위치하고 있다. 조사지의 해발고도는 200~600m의 범위에 속하고 경사는 25~30°로 비교적 심하며, 능선의 방향은 북, 남 그리고 서향으로 구분되어져 있다. 능선에는 주로 소나무가 분포하며 하부에는 굴참나무 단순림으로 구성되어 있고, 그 중간 구역에 소나무와 굴참나무가 혼효되어 있는 특징적인 임분형태를 나타내고 있다.

조사지의 소나무-굴참나무 혼효림과 각각의 단순림을 대상으로 남경사면, 북경사면 그리고 서경사면별로 입지와 생육분포를 고려하여 표본점을 설정하였다. 표본점의 형태는 원형으로 하였으며, 표본점내에 평균 30~40본이 포함되도록 표본점의 크기를 0.05ha(반경 12.62m)로 하였다. 표본점의 수는 사면별로 상·중·하부를 구분하여 소나무 단순림 9개, 소나무-굴참나무 혼효림 8개, 참나무 단순림 6개로 총 23개를 조사하였다. 설치된 각 표본점별로 표본점의 중심점과 개체목간의 방위와 수평거리를 측정하여 개체목들의 위치를 파악하였으며, 각 개체목에 대해 흉고직경, 수고, 지하고, 수관폭(4방향)을 측정하였다. 또한 직경의 연년생장량을 측정하기 위해서 성장추를 이용하여 각 표본점마다 수종별로 10cm 간격의 흉고직경급에 따라 목편을 채취하였고, 채

취된 목편의 연륜폭은 정밀 연륜측정기를 이용하여 수피부분에서 안쪽 방향으로 1/100mm 단위로 측정함으로써 연령과 흉고직경의 연년생장 자료를 분석하였다.

Table 1은 임분별 그리고 혼효림에서의 사면별 ha당 본수, 단면적, 단면적평균직경, 단면적평균수고, 그리고 재적에 대한 조사자료의 요약이다. 각 임분에 있어서의 평균 연령은 소나무가 60년, 굴참나무가 40년으로 나타났다. 수종별 재적은 소나무의 경우에 단순림에서 259.3m<sup>3</sup>/ha, 혼효림에서는 150m<sup>3</sup>/ha으로 매우 높은 축적을 나타내고 있는 반면에, 굴참나무는 단순림에서 206.5m<sup>3</sup>/ha, 혼효림에서 71.7m<sup>3</sup>/ha을 나타냈다. 혼효림에서 각 방위별로 단면적평균직경, 단면적평균수고, 단면적, 재적 등의 임분 통계량을 보면 소나무는 북사면에서 남사면으로 갈수록 감소하는 경향을 보이고 있지만 굴참나무는 반대로 남사면에서 가장 높은 재적을 나타내고 있다.

**2. 중심목과 경쟁목의 선정**

본 연구에서 수집된 위치종속 산림조사 자료중 표본 중심점에서 각 입목에 대한 방위와 수평거리의 자료를 이용하여 각 개체목의 x-y 좌표를 계산하고, 계산된 x-y 좌표를 토대로 중심목(subject tree)과 경쟁목(competitors)

간의 거리를 계산하였다. 여기에서 중심목은 주변 입목과의 경쟁관계를 구명하기 위한 입목으로 본 연구에서는 모든 소나무를 대상으로 하였으며, 경쟁목은 중심목으로 선정된 모든 소나무들의 생육에 영향을 미칠 것으로 판단되는 주변 입목을 말한다. 중심목과 경쟁관계에 있는 경쟁목의 범위를 설정하는데 있어서 현실적으로 정립된 방법은 중심목과 경쟁목의 직경의 크기에 의하여 결정하는 것이다. 따라서 본 연구에서는 중심목 직경과 경쟁목 직경의 크기를 고려하여 일정한 거리 이내의 인접목을 경쟁목으로 간주하는 방법을 채택하였는데(Biging and Dobbertin, 1992) 그 계산식은 아래와 같다.

$$Dist_{ij} < \frac{d_i + d_j}{8} \tag{1}$$

여기에서,  $Dist_{ij}$  = 중심목 i와 경쟁목 j의 거리 (m),

$d_i$  = 중심목 i의 흉고직경 (cm), 그리고  
 $d_j$  = 경쟁목 j의 흉고직경 (cm ;  $j \neq i$ ).

식 (1)은 중심목과 주변목의 흉고직경의 합을 8로 나눈 값보다 두 입목사이의 거리가 가까울 때 그 주변목을 중심목의 경쟁목으로 간주하는 것이다. 여기서 두 직경을 8로 나눈

**Table 1.** Summary of stand attributes in study areas.

Stand type	Species	N/ha	BA(m <sup>2</sup> /ha)	dg(cm)	hg(m)	V(m <sup>3</sup> /ha)
<b>Stand type</b>						
Pine Stand	<i>P. densiflora</i>	691±173	46.1±10.2	29.7±5.2	12.3±2.9	259.3±102.3
	<i>Q. variabilis</i>	333±83	26.3±66.4	31.9±3.2	12.7±2.2	150.0±53.6
Mixed Stand	<i>P. densiflora</i>	402±199	14.3±6.5	20.4±1.5	10.9±1.6	71.7±28.3
	<i>Q. variabilis</i>	900±350	38.1±15.4	23.8±2.6	12.3±1.1	206.5±92.1
Oak Stand	<i>Q. variabilis</i>					
<b>Mixed Stand by Exposition</b>						
N	<i>P. densiflora</i>	320±87	28.7±10.7	33.3±2.4	14.6±1.5	183.8±79.0
	<i>Q. variabilis</i>	490±204	14.0±5.8	20.7±1.7	11.7±1.9	64.7±23.5
W	<i>P. densiflora</i>	307±99	24.7±3.7	32.6±3.8	12.5±0.9	139.4±27.8
	<i>Q. variabilis</i>	433±147	12.8±3.7	20.7±1.7	10.5±1.5	59.8±11.8
S	<i>P. densiflora</i>	390±71	25.1±1.3	28.8±1.9	10.1±1.7	115.1±12.0
	<i>Q. variabilis</i>	510±14	18.4±1.7	21.4±1.3	10.2±1.1	83.7±15.8

N : Stems per hectare, BA : Basal Area(m<sup>2</sup>/ha), dg : Quadratic mean DBH(cm), V : Volume(m<sup>3</sup>/ha), hg : Quadratic mean Height(m)

값은 Daniels(1976)가 Hegyi의 경쟁지수를 수정하여 각산정측정법에서 흉고단면적정수(BAF)를 2.3m<sup>2</sup>로 고정하였을 경우에 중심목에 대하여 같은 수의 경쟁목이 포함될 수 있게 계산된 값이다(Martin and Ek, 1984).

**3. 경쟁지수 추정방법**

중심목에 대한 주변 경쟁목과의 경쟁관계를

사면의 임분조건에 따라 임분내의 개체목별로 파악하기 위하여 다양한 경쟁지수를 구하였다. 이를 위하여 개체목들 상호간의 임목 크기와 중심목과 경쟁목간의 거리를 고려한 8가지 종류의 크기비율지수와 4종류의 수관면적 중첩지수를 이용하였다(Table 2).

크기비율지수는 임목의 크기와 거리를 고려한 경쟁지수로서, Hegyi(1974)는 중심목의 직

**Table 2.** Formulas of distance-dependent competition indices used in this study.

Author		Formulas
<b>Distance Dependent Competition Index</b>		
(1) Hegyi	(1974)	$\sum_{j=1}^n \left[ \frac{d_j / d_i}{Dist_{ij}} \right]$
(2) Martin	(1984)	(a) $\sum_{j=1}^n \left[ \left( \frac{d_j}{d_i} / (1 + Dist_{ij}) \right) \right]$ , (b) $\sum_{j=1}^n \left[ \left( \frac{d_j}{d_i} * e^{-\left( \frac{16 * Dist_{ij}}{d_j + d_i} \right)} \right) \right]$
(3) Daniels	(1976)	$\sum_{j=1}^n \left( (d_j^2 / d_i^2) / Dist_{ij} \right)$
(4) Alemdag	(1978)	$\sum_{j=1}^n \left( \pi * \left( \frac{Dist_{ij} + d_i}{d_i + d_j} \right)^2 \left( \left( \frac{d_j}{Dist_{ij}} \right) / \sum_{j=1}^n \left( \frac{d_j}{Dist_{ij}} \right) \right) \right)$
(5) Mendiboure	(1974)	$\sum_{j=1}^n \left( (d_j^2 - d_i^2) / Dist_{ij} \right)$
(6) Braathe	(1984)	$\sum_{j=1}^n \left( (h_j / h_i) / Dist_{ij} \right)$
(7) Sanniga	(1989)	$\sum_{j=1}^n \left( (h_j / Dist_{ij}) + ((r_j + r_i) - Dist_{ij}) / r_i \right)$
(8) Schütz	(1989)	$\sum_{j=1}^n (0.5 - \delta d + 0.65 * \delta h)$
<b>Crown Area Overlap Index</b>		
(9) Arney	(1973)	$\left( \left( \sum_{j=1}^n a_{ij} / A_i \right) / A_i \right) * 100$
(10) Bella	(1971)	$\sum_{j=1}^n \left( (a_{ij} / A_i) (d_j / d_i)^{ex} \right)$
(11) Monserud	(1974)	$\sum_{j=1}^n \left( a_{ij} * (r_j h_j / r_i h_i) * (1 / A_i) \right)$
(12) Opie	(1967)	$(1 / A_i) \sum_{j=1}^n a_{ij}$

$d_i$  = dbh of subject tree  $i$ ,  $d_j$  = dbh of competitor trees( $j \neq i$ ),  $h_i$  = height of subject tree  $i$ ,  $h_j$  = height of competitor trees( $j \neq i$ ),  $Dist_{ij}$ : Distance of subject tree  $i$  to competitor  $j$ ,  $r_i$  = crownradius of subject tree  $i$ ,  $r_j$  = crownradius of competitor trees( $j \neq i$ ),  $ex$  = coefficient 1, 2, 3,  $\delta d = (Dist_{ij} - D) / D$  (where  $D = r_i + r_j$ ),  $\delta h = \delta H / D$  (where  $\delta H = h_j - h_i$ ),  $A_i$  = crown area of subject tree  $i$ ,  $A_j$  = crown area of competitor trees  $j$ ,  $a_{ij}$  = crown overlap area between subject tree; and competitors tree;

경( $d_i$ )과 인접목의 직경( $d_j$ )의 비를 주변목들과의 거리에 의하여 구명하였다. 따라서 중심목의 경쟁지수는 주변목과의 거리가 가까울수록 더 커지는 것이다. Daniels(1976)의 경쟁지수는 Hegyi의 방법을 기본으로 하여 인접목과 중심목의 단면적을 적용하여 변형한 것이다. Martin과 Ek(1984)은 Hegyi의 경쟁지수와 유사한 방법을 이용하였는데, Daniels의 경쟁지수를 수정하여 추정한 것이다. 이 방법은 중심목과 인접목의 직경비율을 거리에 1을 더한 값으로 나누어 인접목간의 거리가 0이 되었을 때의 문제점을 해결하였다.

반면에 Alemdag(1978)은 인공림에서의 경쟁을 각 임목이 갖는 생장구역에 기초하여 추정하였는데, 중심목과 경쟁목간의 거리와 직경에 의하여 계산되는 생장구역에 근거한 경쟁지수이다. 또한 Mendibour와 Barneoud(1974)의 경쟁지수는 중심목과 인접목의 직경 차이에 대한 거리를 고려한 것으로, 중심목과 인접목의 직경이 같다면 경쟁이 존재하지 않는 것으로 보았다. Braathe(1984)는 Hegyi의 경쟁지수에서 직경대신 수고를 대치하여 수고 경쟁을 고려하였다. 한편 Saniga(1989)는 이 Braathe의 경쟁지수에 수관폭의 반경을 추가하여 수정하였으며, Schütz(1989)는 중심목으로부터 인접목과의 수고, 직경, 수관폭의 반경 그리고 거리를 고려하여 경쟁지수를 추정하였다.

수관면적중첩지수는 Opie(1968)가 처음으로 이용하였는데, 그는 중심목의 수관면적으로부터 인접목의 모든 수관중첩면적을 고려한 경쟁지수를 제시하였다. Bella(1971)의 경우에는 중심목과 인접목간의 수관중첩면적과 중심목의 수관투영면적을 이들의 직경비에 대한 지수 1, 2, 3(수종을 고려한 상수)으로 나타낸 것이다. 반면에 Amey(1973)는 Opie와 같이 중심목의 수관투영면적에 대한 인접목의 수관중첩면적을 고려하였는데, 수관중첩면적이 0일 경우 다른 임목과 격리된 것으로 해석하여 이것을 경쟁지수 100으로 설정하여 추정하였다. Monserud(1974)는 수관중첩지수에 추가로 중심목과 인접목의 수관폭 반경 및 수고의 가중치에 대한 비율을 함께 이용하여 추정하였

다.

이상의 크기비율지수와 수관중첩지수들을 이용하여 소나무-굴참나무 혼효림에서 각 사면별(N, W, S)로 소나무를 중심목으로 정하고 그 경쟁목은 참나무만을 채택하여 종간경쟁(Interspecific Competition)이라는 측면에서 개체목별 경쟁지수를 추정하였다. 또한 사면별로 소나무와 굴참나무를 각각 중심목으로 설정하고 경쟁목은 수종을 고려하지 않은 종내경쟁(Intraspecific Competition) 관계를 추정하였다. 이를 위하여 크기비율지수 중 대표적인 모형인 Hegyi의 경쟁지수와 Schütz의 경쟁지수만을 이용하여 입지조건에 따른 수종별 종내경쟁을 상호 비교하였다.

#### 4. 경쟁지수와 흉고직경 정기평균생장량과의 관계

소나무를 중심목으로 하여 각각 추정된 12개의 개체목별 경쟁지수를 최근 10년간 소나무의 흉고직경 정기평균생장량에 회귀시켜 경쟁지수와 직경생장량과의 관계를 구명하였다. 이를 위하여 12개의 단순직선회귀 모형을 이용하여 경쟁지수와 직경생장량과의 관계식을 도출하였다. 얻어진 다양한 형태의 회귀 추정식 중에서 경쟁지수와 정기평균생장량과의 관계를 가장 적합하게 추정하는 모형을 선발한 후, 이 최적 추정식에 의하여 혼효림에서의 사면별 경쟁상태와 경향을 비교 분석하였다.

### III. 결과 및 고찰

#### 1. 사면별 소나무와 굴참나무의 경쟁

개체목 차원에서 조사된 위치종속자료를 이용하여 12개의 각 경쟁지수 모델(Table 2)에 적용시켜 소나무를 중심목으로 하여 경쟁목을 굴참나무만으로 경쟁관계를 파악하기 위하여 종간경쟁지수를 각 사면(N, W, S)별로 추정한 결과는 Table 3과 같다. 소나무 개체목은 대부분의 경쟁지수들에서 북사면에서 남사면으로 옮겨가면서 증가하는 추세를 보이고 있다. 그러나 Braathe 경쟁지수의 경우에서 반대의 경향을 나타냈다. Braathe는 경쟁지수의 추정에 Hegyi가 사용했던 흉고직경 대신 수고의 비율을 사용하였기 때문에, 경쟁목은

Table 3. Selected competition index statistics in individual tree.

Competition Index Model	Individual Tree		
	N	W	S
<b>Distance Dependent Competition Index</b>			
Hegyi	0.62±0.78	0.63±0.52	0.74±0.55
Daniels	0.40±0.53	0.48±0.60	0.66±0.63
Martin-b	0.55±0.32	0.59±0.38	0.73±0.53
Martin-a	0.25±0.40	0.44±0.28	0.55±0.37
Braathe	1.65±2.36	1.13±0.92	0.90±0.54
Mendibre	0.08±0.10	0.17±0.17	0.33±0.31
Schütz	0.93±1.15	1.63±1.07	2.57±1.66
Alemdag	23.3±13.1	26.5±18.2	26.8±13.4
Saniga	9.97±13.2	11.1±9.5	11.5±6.2
<b>Crown Area Overlap Index</b>			
Bella	0.09±0.08	0.20±0.20	0.25±0.36
Opi	0.41±0.32	0.45±0.40	0.46±0.22
Monserud	0.32±0.39	0.44±0.42	0.45±0.39
Arney	141±32	146±39	148±23

흉고직경 대신 경쟁목의 수관폭 반경( $r_j$ )과 인접목의 수관폭 반경( $r_i$ )의 합계가 두 개체목간의 거리( $Dist_{ij}$ )보다 작을 경우( $Dist_{ij} > r_i + r_j$ )에만 선정되도록 고안되어 있다. 하지만 본 연구에서 경쟁목을 선정하기 위하여 채택한 식(1)의 방법은 Braathe의 방법과 차이가 있어 이러한 결과가 나온 것으로 판단되지만, 전반적으로 대부분의 경쟁지수에서 보듯이 소나무에 대한 굴참나무의 경쟁 압력이 북사면에서 보다는 남사면에서 명확하게 증가하는 경향을 나타낸다고 판단된다.

결국 남사면 방향으로 갈수록 경쟁지수가 증가함에 따라 그만큼 굴참나무에 의한 소나무의 경쟁 압력이 증가하는 경향을 보여, 앞으로 상층을 유지하고 있는 소나무 중심의 숲을 지속적으로 유지하기 위하여는 남사면에서는 굴참나무에 대한 무육이 시급한 것으로 판단된다.

사면별로 소나무와 굴참나무를 각각 중심목으로 정하고 그 인접목들은 소나무 및 굴참나무 구분 없이 각 사면별(N, W, S)로 Schütz와 Hegyi의 경쟁지수를 이용하여 경쟁관계를 비교하였다. 이는 넓은 의미에서 종내경쟁의 개념을 포함하는 것으로, Fig. 1과 2는 각각 Schütz와 Hegyi의 경쟁지수 평균과 표준편차

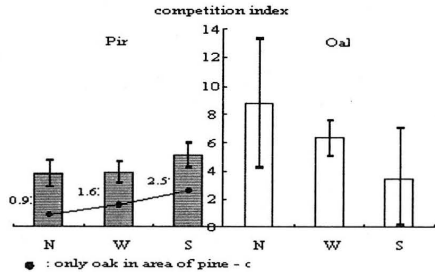


Fig. 1. Mean and Standard deviation of Schütz's competition index for pine and oak in mixed stand towards slope exposition (N, W, S).

를 소나무와 굴참나무로 구분하여 비교한 것이다. 소나무의 경우에 직선으로 연결된 점은 경쟁목으로 굴참나무만을 대상으로 하여 계산된 경쟁지수를 나타낸 것이다. 그림에서 보면 소나무는 임분 재적의 경우에(Table 1) 북사면에서 남사면으로 가면서 점차 감소하는 경향과 같이 주변 입목과의 경쟁력도 남사면이 다른 사면의 임분보다 낮은 경향을 보이고 있다. 이는 종간경쟁의 결과와 일치하는 것으로 상호 경쟁관계에 있는 굴참나무의 경우에는 반대의 경향을 뚜렷하게 나타냈다. 이러한 경향은

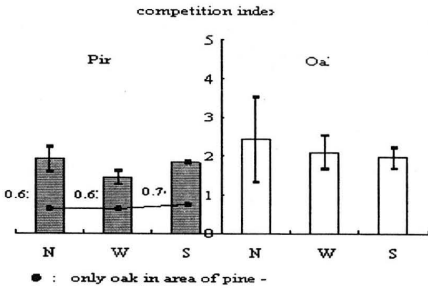


Fig. 2. Mean and Standard deviation of Hegyi's competition index for pine and oak in mixed stand towards slope exposition (N, W, S).

Schütz의 경쟁지수에서는 소나무와 굴참나무가 모두 명확히 나타났으나 Hegyi의 경쟁지수에서는 굴참나무에서만 명확히 나타났고 소나무는 뚜렷한 경향을 보이고 있지 않다. 이러한 차이는 Schütz의 경쟁지수는 수고, 직경, 수관폭과 거리를 고려하였기 때문에 이러한 경향이 명확하게 나타났고, 직경비와 거리만을 고려한 Hegyi의 경쟁지수는 어느 정도 낮은 추세를 나타냈다. 그런데 Biging과 Dobbertin (1992)은 경쟁지수의 크기 결정인자로 DBH뿐만 아니라 수고도 함께 고려되어야 한다고 언급하였고, 그들은 임목 생장의 중요한 결정인자로서 광조건을 중요시하여 수직적 분포를 경쟁지수에 고려해야 함을 강조하였다. 결과적으로 수직분포를 고려한 Schütz의 경쟁지수가 명확한 경향을 보인 것으로 생각된다.

2. 경쟁에 따른 정기평균성장량의 변화

연구 대상지의 소나무-굴참나무 혼효림에서 소나무의 최근 10년간의 흉고직경 정기평균성장량(PAI: Periodic Annual Increment)은 북사면의 경우에는  $3.3 \pm 1.2$ (mm/year), 서사면은  $2.8 \pm 1.1$ , 남사면은  $2.6 \pm 0.9$ 로 북사면에서 남사면으로 가면서 점차 감소하는 경향을 보이고 있다. 본 연구에서 사용된 12개의 경쟁지수를 사면별 정기평균성장량에 회귀시켜 최적식을 선정한 결과  $y=1/(a+b*x)$ 의 Reciprocal-y 모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. Fig. 3과 4는 이 모형에 근거하여 각

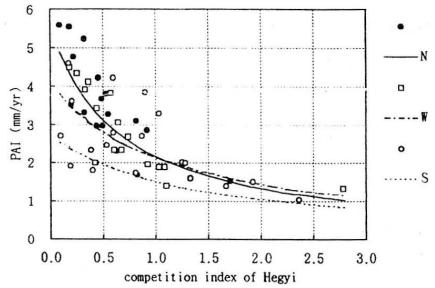


Fig. 3. Periodic annual increment(PAI) by Hegyi's competition indices of pine

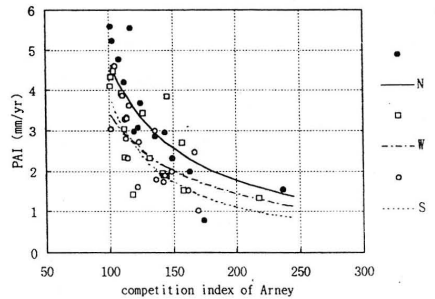


Fig. 4. Periodic annual increment(PAI) by Arney's competition indices of pine

사면별로 최근 10년간의 흉고직경 정기평균성장량과 크기비율지수의 하나인 Hegyi의 경쟁지수와 수관중첩지수 중 하나인 Arney의 경쟁지수와와의 상호관계를 분석한 결과로 모두 상당히 높은 유의적 관계를 유지하면서 두 변수 간에 역의 상관관계를 보이고 있다. 이 최적 관계식에 회귀계수(a, b), 상관계수(r), 표준오차( $s_{xy}$ )와 표준수(n)는 Table 4와 같다.

모든 사면별로 이들 경쟁지수가 소나무의 정기평균성장량의 감소 추세에 따라 증가하는 경향과 함께 이들 관계식에 의하면 북사면, 서사면 그리고 남사면 순으로 소나무의 경쟁력이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞에서 언급한 중간경쟁과 종내경쟁의 경향과 일치하는 것인데, 이는 북사면에서는 토양수분이 건조한 남사면보다 좋은 입지조건을 갖고 있기 때문에 소나무의 경쟁력이 북사면에서 굴참나무보다 상대적으로 높은 것으로 사

**Table 4.** Parameter estimates of regression equations fitted to periodic annual increment of pine with Hegyi and Arney's competition indices by slope exposition.

Exposition	n	a	b	S <sub>xy</sub>	r
by HEGYI					
N	18	0.179	0.284	0.09	0.78
W	16	0.246	0.220	0.10	0.81
S	19	0.366	0.291	0.13	0.75
by ARENY					
N	15	-0.139	0.0035	0.05	0.93
W	16	-0.102	0.0039	0.14	0.67
S	17	-0.360	0.0062	0.13	0.73

n : sample size, a, b : regression coefficients, S<sub>xy</sub> : standard error of regression equation, r : correlation coefficients

료된다. 또한 토양수분 조건이 좋지 않은 남사면에서는 같은 토양수분 조건에서 굴참나무의 토양내 수분 흡수력이 소나무보다 크기 때문에 소나무는 굴참나무의 경쟁 압력을 상당히 받는 것으로 판단된다.

#### IV. 결 론

본 연구는 소나무-굴참나무 혼효림에서의 입지조건별 경쟁상황을 구명하여 천연 혼효림의 중간경쟁에 대한 기초자료를 제공하기 위하여 수행되었다. 이를 위하여 먼저 사면별(북, 서, 남)로 8개의 크기비율지수와 4개의 수관중첩지수를 이용하여 소나무를 중심목으로 선정하고 굴참나무를 인접목으로 고려한 수종간의 경쟁 상황을 구명하였다.

개체목별 11개의 경쟁지수가 북사면에서 남사면으로 옮겨가면서 증가하는 경향을 나타냈으며, 이는 소나무에 대한 굴참나무의 경쟁 압력이 북사면에서 가장 적게 그리고 서사면과 남사면으로 옮겨가면서 증가하는 것을 의미한다. 단지 Braathe의 경쟁지수는 이와 반대의 경향을 나타냈는데, 이는 경쟁목을 선정하는데 있어서 Braathe의 방법이 본 연구에서 사용된 Bigging과 Dobbertin의 방법과 차이가 있는 것에 기인한 것으로 판단된다.

종내경쟁을 파악하기 위하여 사용된 Schütz와 Hegyi의 경쟁지수에서는 소나무와 굴참나무의 각 개체목들을 중심목으로 선정하고 인접목 역시 소나무와 굴참나무에 구별 없이 모

두 채택하여 비교한 바, 소나무와 굴참나무의 두 수종간 경쟁지수가 사면별로 서로 상반된 경향을 나타냈다. 특히 남사면에서 소나무가 굴참나무의 경쟁 압력을 크게 받고 있는 것으로 나타났는데, Schütz의 경쟁지수는 수고, 직경, 수관폭과 거리를 고려하였기 때문에 이러한 경향이 명확하게 나타났고, 직경비와 거리만을 고려한 Hegyi의 경쟁지수는 어느 정도 낮은 추세를 나타냈다. Bigging과 Dobbertin(1992)은 경쟁지수의 크기 결정인자로 DBH뿐만 아니라 수고도 함께 고려되어야 한다고 언급하였는데, 그들은 임목 생장의 중요한 결정인자로서 광조건을 중요시하여 수직적 분포를 경쟁지수에 고려해야 함을 강조하였다.

Hegy와 Arney의 경쟁지수에 따른 최근 10년간의 흉고직경 정기평균성장량과의 관계를 사면별 살펴본 결과, 모든 사면에 있어서 증가하는 경쟁지수에 따라 정기평균성장량은 감소하는 역의 상관 관계를 나타냈다. 경쟁지수에 따른 소나무의 정기평균성장량은 남사면보다 북사면이 높게 나타났다. 이는 남사면이 북사면보다 토양의 수분 조건이 열악하기 때문이라 추측된다. 또한 소나무와 굴참나무의 사면별 정기평균성장량 차이는 토양수분을 흡수하는 능력의 차이라고 사료되며, 따라서 굴참나무가 남사면에서 소나무보다 높은 경쟁력을 나타내고 있다고 판단된다.

결과적으로 소나무의 수고생장과 최근 10년간의 흉고직경 정기평균성장량은 굴참나무보다 저조한 것으로 나타났는데, 이러한 현상은

참나무류의 대부분이 맹아목으로 조기생장이 왕성하여 소나무보다 많은 생육공간을 차지하기 때문에 실생묘인 소나무는 경쟁에서 우세를 보이기 어려우며, 또한 조사지 내에서의 임분내 낮은 상대광도와 두터운 낙엽층으로 인해 소나무 치수의 발생이 어렵다는데 그 원인이 있는 것으로 생각된다. 결론적으로 일종의 선구수종으로서 성장했던 소나무는 점차 참나무림 혹은 다른 활엽수림으로 대체될 것으로 보인다. 따라서 생태적으로 안정되고 건전한 소나무 - 참나무 혼효림을 유지하기 위해서는, 우선 경쟁력이 약한 소나무의 경쟁력을 강화시킬 수 있는 방향으로 무육관리와 갱신 방법에 대한 시업체계의 설정이 요망된다.

V. 인용문헌

1. Alemdag, I.S. 1978. Evaluation of some competition indexes for the predictions of diameter increment in planted white spruce. Inf. Rep. FMR-X-108, Canadian Forestry Management Institute, Ottawa, Ont., 39
2. Arney, J.D. 1973. Tables for quantifying competitive stress on individual tree. Can. For. Serv., Pac. Forest Res. Cent. Inf. Rep. BC-X-78 ; 10
3. Begon, M. 1991. Ökologie, Individuen, Populationen und Lebensgemeinschaften. Birken-häuser Verlag, Basel
4. Bella, I.E. 1971. A new competition model for individual trees. For. Sci. 17.Jg., H.3, 364-372
5. Biging, G.S. and M. Dobbertin 1992. A comparison of distance-dependent competition measures for height and basal area growth of individual conifer trees. For. Sci. Vol.38, 695-720
6. Braathe, P. 1984. Development of regeneration with different mixtures of conifers and broadleaves I. NISK, Rapport II
8. Daniels, R.F. 1976. Simple competition indices and their correlation with annual loblolly pine tree growth. For. Sci. 22, 454-456
9. Davis, L.S. and K.N. Johnson 1987. Forest management. McGraw-Hill, Inc. 790 S.
10. Ellenberg, H. 1986. Vegetation Mitteleuropas mit den Alpen in ökologischer Sicht. Ulmer Verlag, Stuttgart
11. Ellis, R.C. 1979. Response of crop trees of sugar maple, white ash, and black cherry to release and fertilization. Can. J. For. Res. 9, 179-188
12. Gerrard, D.J. 1969. Competition quotient : A new measure of the competition affecting individual forest trees. Mich. State Univ. Arg. Exp. Sta. Res. Bull. 20, 32 S. + Appendix
13. Hegyi, F. 1974. A simulation model for managing jack-pine stands in growth models for tree and stand simulation. Fries, J. Royal Coll. of For. Stockholm, Sweden, 74-76
14. Holmes, M.J. and D.D. Reed 1991. Competition indices for mixed species northern hardwoods. For. Sci. 37(5), 1338-1349
15. Krisko, A. 1992. Strukturanalyse eines Birken-Fichten-Mischbestandes und Überprüfung geeigneter Konkurrenzindizes. Diplomarbeit, Tech. Univ. Dresden, Fak. Bau, Wasser- und Forstwesen, Tharandt
16. Lee, W.K 1996. Estimating the Competition indices and diameter growth of individual trees through position-dependent stand survey. Jour. Korean For. Soc. 85(3) : 539-551
17. Martin, G.L. and A.R. Ek 1984. A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and hight growth. For. Sci. Vol.30, No.3, 731-743



18. Mendiboure, P. and C. Borneoud 1974. Lois de croissance de lepicéa. Growth models tree and stand simulation. International union of Forestry Research Organizations working party S4.01-4, Stockholm, Sweden, 119-127
19. Monserud, R.A. 1976. Simulation of forest tree mortality. For. Sci. 22, 438-444
20. Newnham, R.M. 1964. The development of a stand model for Douglas fir. Ph. D. Thesis, Uni. of British Columbia Faculty of Forestry, Vancouver, B.C., 201 S.
21. Opie, J.E. 1968. Predictability of individual tree growth using various definitions of competing basal area. Forest Sci. 14, 314-323
22. Röhrig, E. and H.A. Gussone 1982. Waldbau auf ökologischer Grundlage. Band 2, 5. Auflage. Paul Parey, Hamburg und Berlin
23. Saniga, M. 1989. Einfluß der Interspezifischen Konkurrenz auf das Wachstum der Fichte in Buchenjungwüchsen. In : Treatment of young forest stands, IUFRO Working Party, Dresden, GDR, 292-301
24. Schütz, J.-Ph. 1989. Zum Problem der Konkurrenz in Mischbeständen. Schweiz. Zeitschrift für Forstwesen 140, 1069-1083
25. Scotti, R. 1988. Modello alsometrico per le pinete litoranee di Pinus pinea. Annali Istituto Sper. Assesamento For. Alpicoltura vol. 11, Trento
26. Staebler, G.P. 1951. Growth and spacing in even-aged stand of Douglas-fir. M.F. thesis. Uni. Mich., 46 S.
27. Sterba, H. 1990. Validitätsprüfung des Einzelbaumsimulators für Fichte-Kiefer-Mischbestände. Institut für Forstliche Ertragslehre, Uni. für Bodenkultur, Wien
28. Tomé, M. and H.E. Burkhart 1979. Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual trees. For. Sci. 35, 816-831
29. Wissel, C. 1989. Theoretische Ökologie. Eine Einführung. Springer Verlag, Berlin

## 경기도 포천지방 35년생 잣나무인공림의 바이오매스에 관한 연구<sup>1</sup>

李慶學<sup>2</sup> · 鄭榮教<sup>2</sup> · 孫英模<sup>2</sup>

### Biomass of 35 Years Old *Pinus koraiensis* Plantation in Pochon, Kyunggi-Do<sup>1</sup>

Kyeong Hak Lee<sup>2</sup> · Young Gyo Chung<sup>2</sup> · Yeong Mo Son<sup>2</sup>

#### 要 約

경기도 포천의 임업연구원 광릉시험림에 위치한 35년생 잣나무인공림을 대상으로 물질생산을 위한 개체목과 임분의 바이오매스 현존량 및 생산구조를 밝히고, 각 기관의 바이오매스 추정에 있어 시료채취의 효율성을 높이기 위한 방법을 모색하였다. 표준목의 선정에 있어 수정된 Ulrich II법을 사용하여 수관급별 개체목 바이오매스의 비교와 임분바이오매스 추정이 가능하게 하였다. 개체목 바이오매스 현존량에 있어 우세목이 준우세목이나 열세목에 비해 가지로의 분배비율이 높았으며, 줄기의 전진비중 또한 우세목이 높았다. 임분의 지상부 바이오매스 총량은 109.4톤/ha이었으며, 그 중 줄기가 64.8%, 가지가 23.2%, 그리고 잎이 12.0%를 차지하고 있었다. 광합성기관인 잎은 개체목이나 임분 공히 전체 수고의 약 3/4 지점에 가장 많이 분포하고 있었다. 개체목 줄기에 있어 생중량에 대한 건중량의 비의 평균 값을 나타내는 부위는 전체수고의 20% - 30% 높이에 위치하고 있었으며, 가지의 경우는 이의 수직적 분포범위에서 중간부분에 위치하고 있었다. 따라서 시간과 노력이 제약을 받을 경우 이 부위에서 시료를 채취하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

#### ABSTRACT

This study was carried out to investigate the biomass of trees and stand and to find an efficient way to collect sample materials for estimating biomass of trees in 35 years old *Pinus koraiensis* plantation. Modified Ulrich II method in collecting sample trees was used to compare biomass of trees by crown class and to estimate biomass of a stand. The study area was located in Kwangnung Experimental Forest, Pochon, Kyunggi-Do. Dominant tree showed more biomass allocation proportion to branch and higher specific gravity of a stem than co-dominant tree and recessive tree. Total aboveground biomass of the stand was 109.2ton/ha, of which, stem was 64.9%, branch 23.1%, and foliage 12.0%. Foliage biomass showed its maximum allocation at three-fourth part of total height in trees and stand. In stem of trees, sample material in the part of 20% - 30% in relative height showed mean ratio of dry weight to green weight. In branch, sample material in the middle of its distribution range in height did. These parts could be, therefore, collected as sample materials representing the components.

Key words : Biomass, *Pinus koraiensis*, Ulrich II method, sample material, specific gravity

<sup>1</sup> 接受 1997年 10月 30日, Received on October 30, 1997

<sup>2</sup> 林業研究院 Forestry Research Institute, Seoul 130-012, Korea. E-mail : pine21c@unitel.co.kr

## 緒 論

전통적으로 목재는 건축용재, 가구용재 등 일반용재로 주로 사용됨으로써 이 용도로의 이용성을 나타내는 척도인 재적이 중요시되었으며, 이에 따라 측수적인 측면에서도 이를 정확히 측정, 평가하기 위한 연구에 초점이 맞추어져 왔다. 그러나 1950년대에 들어서면서 목재무역에 있어 중량단위로 거래되는 펄프와 판넬의 비중이 높아지고, 임학자들 사이에 식물 생산성에의 관심이 높아지면서 산림의 생태량 즉 바이오매스측정에 관한 연구가 점차 활기를 띠게 되었다. 이후 1970년대 들어 2차례의 석유파동에 따른 산림바이오매스의 재생 가능한 대체에너지로의 가능성이 모색되면서 많은 연구가 국내외적으로 이루어졌다. 그리고 최근에는 지구환경문제와 관련하여 대두된 생태적 산림경영의 토대가 되는 산림내 물질순환체계의 규명, 그리고 온실가스 흡수저장원으로서의 산림의 역할이 중요시되면서 산림바이오매스에 관한 연구는 본 궤도에 진입하게 되었다.

Biomass연구와 관련하여 19세기초 Hartig는 건중량에 의해 유기물생성을 지배하는 자연법칙을 기술할 수 있음을 처음으로 논문에 밝힘으로서 이의 과학적, 실질적 중요성을 강조하였다. 이후 실질적인 연구는 1932년 Jensen에 의해 시작되었으며, 20세기 중반 이후에는 미국, 일본, 벨기에, 캐나다를 중심으로 많은 학자들에 의해 산림바이오매스의 생산구조 및 측정방법에 관한 연구가 활발히 진행되고 있다(Kozak, 1970; Lavigne *et al.*, 1981; Adams, 1982; Ouellet, 1985; Nautiyal & Belli, 1987; Marshall, 1995). 특히 캐나다는 임산에너지프로젝트(ENFOR)의 추진을 통해 국가적인 차원에서 산림바이오매스의 이용을 위한 체계적인 연구를 수행해오고 있으며, 이의 일환으로 산림바이오매스 조사지침서까지 발간하여 이용하고 있다(Alemdag, 1985).

우리 나라에서는 1970년 오일파동 이후 이에 대한 연구가 각광을 받기 시작하여 현재까지 약 80여 편의 연구가 보고된 바 있는데,

이들 대부분은 1980년대 중반까지의 연구들이며 김갑덕과 김철민(1988)은 이 연구들은 정리한 바 있다. 그러나 그 이후 에너지문제의 해결과 바이오매스 연구에 드는 많은 노력, 시간 및 경비로 인해 이에 관한 연구가 지속적으로 이루어지지 못하고 있는 형편이다. 그러나 우리나라에서도 최근 펄프용재나 보드류용재로서의 중량단위에 의한 임목거래가 활발해지고, 지속가능한 산림경영개념 도입에 따른 생태적 산림경영 및 온실가스 흡수원으로서 산림의 역할의 중요성이 인식되면서 산림바이오매스에 대한 실제적인 연구의 필요성이 다시 높아지고 있다. 이러한 관점에서 특히 우리나라에 있어 주요 조림수종의 하나로서 집약적인 경영의 대상이 되고 있는 잣나무에 대한 바이오매스연구는 중요하다 할 수 있다. 이제까지 잣나무에 대해서는 1980년대에 주로 물질생산력에 초점을 맞춘 연구를 수행한 것이 대부분이다(한상섭, 1982; 권태호, 1982; 이경재, 1983; 이경재와 박인협, 1987; 이돈구와 신준환, 1988). 그 후 연구가 침체되었다가 최근 들어서는 이돈구와 김갑태(1997)가 물질분배에 관한 연구를 수행하였다. 이에 본 연구는 주요 경영대상 조림수종인 잣나무에 대해 동일 임분내의 수관급에 따른 개체목 및 임분의 바이오매스 현존량 및 생산구조를 밝힘으로서 산림관리의 기초자료를 제공하고, 동일개체내의 각 기관의 생중량에 대한 건중량비를 평균값을 갖는 부위를 밝힘으로서 시료채취의 효율성을 제고하기 위해 실시하였다.

## 材料 및 方法

### 1. 供試材料

#### 1) 조사지 개황

본 연구의 조사지는 경기도 포천군에 위치하고 있는 임업연구원 광릉시험림내 16임반의 35년생 잣나무 고정수확시험지이다. 조사지의 크기는 0.27ha로서 경사 15도 이하의 완만한 북서향 사면에 위치하고 있으며, 토양은 유기물 함량과 질소, 인산 등 양료가 비교적 풍부한 사질양토이다(Table 1).

**Table 1.** Site characteristics of the study plot

Geography			Soil						
Slope (°)	Altitude (m)	Aspect	Soil depth (cm)	Texture	Soil pH	Organic matter(%)	Total nitrogen(%)	Available P <sub>2</sub> O <sub>5</sub> (ppm)	
15	140	NW	15	Sandy Loam	4.7	1.8	0.08	5	
			30	Sandy Loam	4.9	1.5	0.05	4	
			50	Sandy Loam	5.1	0.6	0.03	3	

**Table 2.** Stand characteristics of the study plot

Age (year)	Mean height (m)	Mean DBH (cm)	Basal area (m <sup>2</sup> /ha)	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	Density (trees/ha)
35	14.7	21.6	23.67	179	604

**Table 3.** Growth characteristics of the sample trees

Sample tree	Height (m)	DBH (cm)	Volume (m <sup>3</sup> )
Dominant	16.0	27.3	0.4631
Co-dominant	15.0	18.4	0.2131
Recessive	13.8	12.5	0.0942

조사지의 임황을 보면 동일지위(지위지수14) 및 임령시(35년)의 수확표와 비교해 볼 때 밀도는 약간 높은 편이나 평균수고 및 흉고직경, 그리고 ha당 흉고단면적 및 재적은 적은 편이다.

2) 표준목

조사지 내에서 바이오매스를 측정하기 위한 표준목은 표준목법 중 Urich II법을 이용해 3계급으로 나눈 후 각 계급에서 1본씩 선정하였다. 선정과정에서 수관급별로 비교가 가능하도록 계급1에서는 우세목, 계급2에서는 준우세목, 그리고 계급3에서는 열세목이 선정되도록 하였으며, 선정된 표준목의 수고, 흉고직경 및 재적은 Table 3과 같다.

2. 分析方法

1) 바이오매스 생산구조 및 현존량

상기의 수관급별 표준목을 지상 0.2m에서 벌도한 후 줄기, 가지, 잎으로 구분하였다. 줄기는 1m 간격으로 절단한 후 생중량을 재고 건조중량을 구하기 위하여 원판을 일부 잘라 실

험실로 운반하였고, 가지와 잎도 전체 생중량을 측정된 후 전 부위에서 골고루 건조량 측정용 시료를 채취하여 실험실로 운반하였다. 이들 원판(圓板)과 가지 및 잎 시료를 건조기에서 85℃로 恒量이 될 때까지 건조시킨 후 건조중량(乾重量)을 측정하였다. 이렇게 하여 얻은 시료의 생중량에 대한 건조량의 비(이하 '건중비'라 함)와 전체 생중량에 의해 기관별 바이오매스를 산출하였다. 한편 표준목의 줄기의 재적에 대한 줄기건중량의 비, 즉 전건 비중(全乾比重)을 구하여 수관급별로 비교하였으며, 이를 조사지내 해당 수관급의 재적에 곱하여 임분의 줄기건중량을 구하였다. 그리고 표준목에 있어 줄기와 기타 부위의 상대적 바이오매스 분포비율을 임분에도 그대로 적용시켜 임분의 수관급별 기관별 ha당 바이오매스 현존량을 추정하였다. 또한 각 표준목과 임분에 대해 각 기관의 수고별 바이오매스 분포량을 도식화하여 이의 생산구조를 파악하였다.

2) 각 기관의 부위별 건중비

시료채취의 효율성을 높일 목적으로 각 기관을 대표할 수 있는 시료채취부위를 파악하기 위하여 부위별로 세분하여 측정하였다. 줄기의 경우 언급한 바와 같이 1m단위로 원판을 채취하여 건중비를 구하였다. 또한 각 표준목에 대해 줄기의 평균건중비를 구하여 수관급간에 비교하였다. 가지의 경우도 줄기상에서의 착생점의 위치에 따라 1m단위로 구분하여

건중비를 구하였으며, 이를 가지의 평균건중비와 비교해 이와 유사한 값을 갖는 부위, 즉 건중비를 대표할 수 있는 부위를 파악하였다.

**結果 및 考察**

**1. 바이오매스 현존량 및 생산구조**

**1) 바이오매스 현존량**

기관별 바이오매스 구성비를 보면 준우세목과 열세목은 비슷한 양상을 보이고 있으나 이들과 우세목은 뚜렷이 구분되었다. 즉, 우세목이 준우세목이나 열세목에 비해 줄기의 비율이 적은 반면 가지의 비율은 현저히 높게 나타났다(Table 4). 이는 임분에 있어 대부분의 상층공간을 우세목이 효율적으로 점유하고 있음을 간접적으로 나타내 주는 것이라 볼 수 있다.

표준목의 줄기건중량을 줄기제적으로 나누어 얻은 각 수관급 줄기의 전건비중을 Ulrich II법에 의해 얻은 각 계급의 ha당 재적에 곱하여 각 계급의 ha당 줄기바이오매스를 구하였다. 그리고 여기에 Table 4에서 얻을 수 있는 가지와 잎의 줄기에 대한 상대적 비율을 곱하여 각각의 ha당 바이오매스를 구하였다.

그리고 이 세 계급의 바이오매스량을 합하여 최종적으로 연구대상지의 ha당 기관별 및 전체 바이오매스 현존량을 산출하였다(Table 5). 그 결과를 보면 조사지 잣나무 임분의 지상부 총 바이오매스량은 109.4ton/ha로 나타났다. 이는 이경재 등(1987)의 22년생 잣나무임분의 지상부 바이오매스량 122.86ton/ha 보다 임령에 비하여 적은 양이었으나, 이경재(1983)의 55년생 잣나무임분의 바이오매스 145.53ton/ha, 이돈구 등(1997)은 28년생 잣나무임분 바이오매스 75.27ton/ha와 비교해 볼 때는 임령에 비하여 본 조사에 의한 바이오매스량이 적지 않음을 알 수 있었다. 한편 이의 기관별 분포비를 줄기 64.8%, 가지 23.2%, 잎 12.0%로 나타났는데 이는 이경재 등(1987)이 경기도 광주지방에서의 22년생 잣나무임분을 대상으로 하여 얻은 결과와 비슷하다.

수관급별 표준목의 줄기전건비중을 보면 우세목이 준우세목이나 열세목에 비해 현저히 높은 값을 보이고 있어 동일한 재적에서도 더 많은 바이오매스량을 저장하고 있음을 알 수 있다(Table 6). 따라서 목질섬유량이 기준이 되는 펄프재생산이나 탄소량이 기준이 되는 온실가스흡수를 위해서는 도태간벌 등을 통해

**Table 4.** Biomass of dominant, co-dominant and recessive trees by components

Tree	Components(kg)						Total
	Stem	%	Branch	%	Foliage	%	
Dominant	206.3	61.2	92.1	27.3	38.8	11.5	337.2
Co-dominant	86.7	70.8	20.1	16.4	15.6	12.8	122.5
Recessive	39.4	71.3	8.7	15.7	7.1	13.0	55.2

**Table 5.** Biomass of 35 years old Pinus koraiensis plantation by components

Total (ton/ha)	Components (ton/ha)					
	Stem	%	Branch	%	Foliage	%
109.4	70.9	64.8	25.4	23.2	13.1	12.0

**Table 6.** Specific gravity of stem of the sample trees in 35 years old Pinus koraiensis plantation

Stand	Sample trees		
	Dominant	Co-dominant	Recessive
0.395	0.413	0.368	0.378

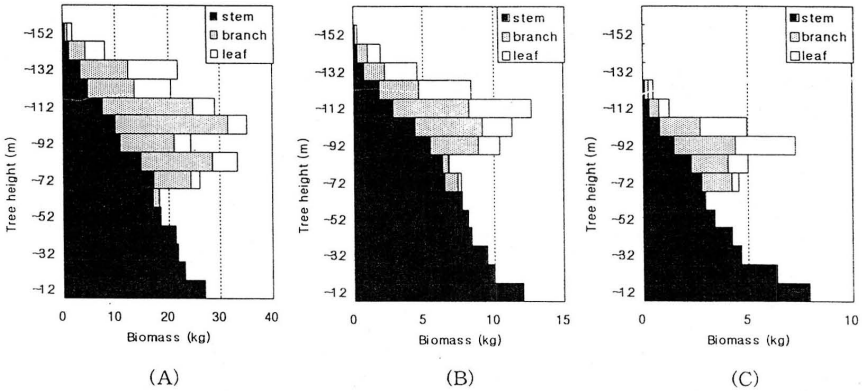


Fig. 1. Vertical biomass distribution of dominant tree(A), co-dominant tree(B) and recessive tree(C) in 35 years old *Pinus koraiensis* plantation

우세목을 중심으로 한 산림관리를 하는 것이 보다 효율적일 것으로 판단된다. 임분의 줄기 전건비중은 0.395로 임업연구원(1994)에서 조사한 0.43보다 약간 낮게 나타났으며, 이는 조사목, 시료채취부위 및 분석방법의 차이에 기인한 것으로 보인다.

2) 바이오매스 생산구조

우세목, 준우세목 및 열세목의 바이오매스 생산구조를 알아보기 위하여 선정되어진 표준목의 수고별 기관별 바이오매스 분포도를 작성하였다(Fig. 1). 수직분포를 보면 3개의 수관급 모두 전형적인 탑모양의 분포를 보이고 있다. 그러나 임관의 상부를 구성하는 우세목이 준우세목이나 열세목에 비해 상대적으로 상층에 더 많은 바이오매스가 분포함을 알 수 있다. 이것은 주로 광합성 기관인 잎과 이를 지지하는 가지의 비율이 더 많음에 기인하는 것이며, 이들의 상대적인 분포폭도 훨씬 넓게 나타났다. 즉 잎과 가지가 우세목의 경우 수고 5.2-6.2m에서 시작되고, 준우세목과 열세목은 이보다 높은 6.2-7.2m에서 시작되고 있다. 잎의 바이오매스량을 기준으로 보았을 때 수관의 최대 광합성층은 우세목에 있어 수고의 11.2-13.2m에서, 준우세목은 10.2-12.2m, 열세목은 8.2-10.2m에서 나타나 수관급에 관계없이 대략 전체 수고의 3/4부위에서 위치함

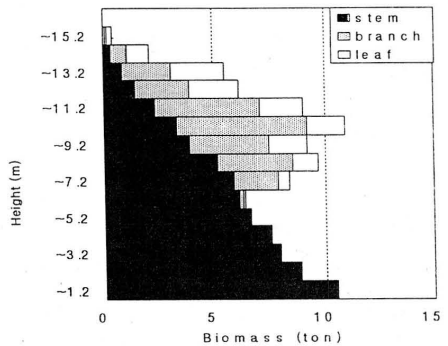


Fig. 2. Vertical biomass distribution of the 35 years old *Pinus koraiensis* plantation

을 알 수 있다. 임분전체의 바이오매스 생산구조 또한 전형적인 탑모양을 나타내며 최대 광합성층도 개개의 표준목과 마찬가지로 전체 수고의 3/4부위 근처에 형성되고 있었다(Fig. 2). 이와 같이 상대적으로 높은 위치에 광합성층이 형성된 것은 높은 성숙림으로 형성되는 과정에서 개체목간의 광자원에 대한 경쟁에 의한 결과로 판단된다. 이것은 이경재 등(1987)이 임분밀도(1850본/ha)가 높은 22년생 잣나무 임분에서의 조사한 결과와 일치하는 것이다.

3) 측정방법에 대한 평가

이상과 같이 Urich II법을 이용하여 표준목을 선정하고 이를 토대로 임분바이오매스를 추정한다면 등급별로 표준목을 선정해 도출한 바이오매스 추정식을 이용하는 방법보다는 추정정도가 떨어질 것이나 바이오매스 조사에 소요되는 막대한 시간과 노력을 감안할 때 이들이 제한요인으로 작용한다면 간략한 방법의 하나로 사용할 수 있다고 본다. 그리고 각 계급에서 선정된 표준목간의 비교도 가능하여 임분내의 수관급에 따른 바이오매스 생산구조에 관한 정보도 개략적으로 얻을 수 있을 것이다. 앞으로의 연구에서 이와 같은 Urich II법을 응용한 방법과 바이오매스추정식에 의한 방법간의 비교를 통해 이 방법의 정도를 파악할 필요가 있다. 한편 줄기전건비중은 임분채적을 줄기의 바이오매스량으로 간편하게 바꿀 수 있는 전환인자로 사용될 수 있다. 앞으로의 연구에서 조사 임분의 줄기전건비중자료를 축적하고 이를 분석하여 지위, 임령, 밀도 등 이에 관여하는 인자를 고려한 추정식을 만든다면 정확도는 조금 떨어지지만 기존의 재적

조사결과를 간편하게 바이오매스로 환산하는데 유용하게 사용될 수 있을 것이다(Aldred and Alemdag, 1988).

2. 각 기관의 부위별 건중비

1) 줄기

Table 7에서는 각 수관급 표준목에 대하여 줄기의 원판시료들로부터 얻은 단면고별 생중량 대 건중량의 비율, 즉 건중비를 나타낸 것이다. 전체적으로 보면 수관급에 관계없이 줄기 상부로 갈수록 건중비가 낮아지는 데 이는 줄기하부보다 상대적으로 유조직비율이 높고 심재비율이 적기 때문으로 판단된다. 이러한 경향은 열세목으로 갈수록 더욱 뚜렷이 나타나는 반면 우세목에서는 다소 불규칙한 모습을 보이고 있었다. 줄기의 평균건중비는 우세목이 평균 0.454로 가장 높게 나타났으며 준우세목과 열세목은 각각 0.420과 0.424로 큰 차이가 없었다. 이와 같은 평균건중비를 갖는 부위의 상대수고를 보면 수관급에 관계없이 대략 전체수고의 20% - 30%지점에 위치하고 있었다. 따라서 시간과 노력의 제약이 있어

Table 7. The ratio of dry weight(DW) to green weight(GW) of stem of the sample trees by height

Cross sectional height(m)	Dominant tree		Co-dominant tree		Recessive tree	
	Relative height(%)	DW/GW ratio	Relative height(%)	DW/GW ratio	Relative height(%)	DW/GW ratio
0.2	1	0.515	1	0.491	2	0.538
1.2	8	0.488	8	0.475	10	0.479
2.2	14	0.484	15	0.435	18	0.456
3.2	20	0.471	21	0.422	26	0.417
4.2	26	0.471	28	0.413	34	0.392
5.2	33	0.430	35	0.417	42	0.383
6.2	39	0.455	41	0.412	50	0.371
7.2	45	0.484	48	0.404	58	0.363
8.2	52	0.379	55	0.420	66	0.351
9.2	58	0.374	61	0.371	74	0.340
10.2	64	0.425	68	0.353	82	0.333
11.2	70	0.390	75	0.326	90	0.366
12.2	77	0.396	81	0.322		
13.2	83	0.411	88	0.303		
14.2	89	0.342	95	0.366		
15.2	96	0.400				
가중평균		0.454		0.420		0.424

**Table 8.** The ratio of dry weight to green weight of branch of the sample trees by height

Sample tree	Height (m)										Weighted mean
	5.2 -6.2	6.2 -7.2	7.2 -8.2	8.2 -9.2	9.2 -10.2	10.2 -11.2	11.2 -12.2	12.2 -13.2	13.2 -14.2	14.2 -15.2	
Dominant	0.49	0.57	0.50	0.55	0.53	0.51	0.46	0.43	0.46	0.45	0.50
Co-dominant	—	0.52	0.54	0.49	0.49	0.47	0.45	0.42	0.47	—	0.47
Recessive	—	0.53	0.49	0.37	0.39	—	—	—	—	—	0.44

줄기를 대표하는 원판시료만을 채취하고자 할 경우에는 이 부분을 중심으로 채취하는 것이 합리적일 것이다.

2) 가지

각 표준목 가지의 수직적 위치에 따른 건중비를 보면 수관급에 관계없이 전체적으로 상부가 하부에 비해 낮은 값을 보이고 있었으며, 이러한 경향은 하층목으로 갈수록 더욱 두드러지게 나타났다(Table 8). 가지의 평균 건중비는 우세목이 0.50, 준우세목이 0.47, 열세목이 0.44로서 하층목으로 갈수록 낮아지고 있었으나, 수관급에 관계없이 줄기의 건중비보다는 높았다. 이 평균값과 유사한 값을 갖는 가지의 부위는 대체적으로 전체가지의 수직적 분포범위중 중간정도에 위치하고 있었으며, 따라서 일부 시료만을 채취할 때에는 이 부위를 택하는 것이 바람직할 것이다.

이상의 부위별 건중비에 관한 분석은 그 대상목이 특정 입지 잣나무임분에서의 몇 그루 표준목에 대한 결과이므로 대해 절대적인 신뢰성을 부여하기는 어려우나, 바이오매스 연구에 있어 현장조사에서의 막대한 시간과 노력이 큰 제약요건을 감안할 때 이를 극복하고자하는 시도의 일환으로 수행한 것이다. 앞으로 계속되는 연구에서 이와 같은 자료를 체계적으로 구축해나간다면 좀 더 신뢰성있고 효율적인 시료채취방법을 구명할 수 있으리라고 본다.

조와 줄기 및 가지의 부위별 생중량에 대한 건중량의 비율을 분석한 결과 다음과 같은 결론을 도출하였다. 먼저 개체목 바이오매스 현존량에 있어 우세목이 준우세목이나 열세목에 비해 줄기의 비율이 적은 반면 가지의 비율은 현저히 높았다. 줄기의 전건비중도 우세목이 높은 값을 보이고 있어 줄기 바이오매스 생산을 위해서는 도태간벌 등을 통해 우세목을 중심으로 한 산림관리를 하는 것이 보다 효율적일 것으로 판단된다. 임분의 지상부 바이오매스 총량은 109.4톤/ha였으며, 그 중 줄기가 64.8%, 가지가 23.2%, 그리고 잎이 12.0%를 차지한다. 개체목 바이오매스의 수직적 분포는 수관급에 관계없이 전형적인 탑모양을 보이고 있으며, 최대 광합성층은 전체 수고의 3/4부위에서 위치하고 있다. 이와 같은 현상은 임분에서도 동일하게 나타난다. 한편 바이오매스 추정을 위한 표준목 선정에 있어 수정된 Urich II법을 사용하면 수관급별 개체목 바이오매스의 비교와 임분바이오매스 추정 가능성이 높을 것으로 판단된다. 개체목에 대해 각 기관의 부위별 생중량에 대한 건중량의 비율을 분석한 결과, 수관급에 관계없이 줄기에 있어 평균값을 나타내는 부위는 전체수고의 20% - 30%부분에 위치하고 있었으며, 가지의 경우는 이의 수직적 분포범위에서 중간부분에 위치하고 있었다. 따라서 시간과 노력이 제약을 받을 경우 이 부위에서 시료를 채취하는 것이 바람직할 것이다.

結 論

수정된 Urich II법을 사용하여 경기도 포천의 입면연구원 광릉시험림에 위치한 35년생 잣나무인공림의 바이오매스 현존량 및 생산구

引用文獻

1. 권태호. 1982. 경기도지방 잣나무인공림의 물질생산에 관한 연구. 서울대 대학원 석사학위논문. 58p.



2. 김갑덕·김철민. 1988. 국내 삼림 biomass의 생산에 관한 연구와 동향. 임산에너지 8(2) : 94-107.
3. 유진우 외. 1986. 잣나무, 상수리나무임분의 수확과 생장에 관한 연구. 임시연보 33 : 13-34.
4. 이경재. 1983. 잣나무인공림에서 밀도조절에 따른 생장 및 물질생산의 비교 연구. 서울대 대학원 박사학위논문 42p.
5. 이경재·박인협. 1987. 경기도 광주지방 22년생 잣나무 및 신갈나무림의 물질생산량과 무기영양물 분포. 임산에너지 7(1) : 11-21.
6. 이경준. 1993. 수목생리학. 서울대학교출판부. 504pp.
7. 이돈구·김갑태. 1997. 경기도 광주지방에서 자라는 참나무류, 낙엽송 및 잣나무의 수형특성과 물질분배. 한국임학회지 86(2) : 208-213.
8. 이돈구·신준환. 1988. 전남 광양지방에서 자라는 7종의 biomass생산량. 서울대 연습림보고 24 : 51-
9. 임업연구원. 1994. 한국산 주요목재의 성질과 용도. 임업연구원. 270p.
10. Aldred, A.H. and I.S. Alemdag. 1992. Guidelines for forest biomass inventory. Canadian Forest Service, Information Report PI-X-77. 134p
11. Kozak, A. 1970. Methods for ensuring additivity of biomass components by regression analysis. The Forestry Chronicle. 402-404
12. Lavigne, M.B. and R.S. von Nost-rand. 1981. Biomass equations for tree species in central Newfoundland. Environment Canada, Forestry Service, Information Report N-X-199. 43p.
13. Marshall, P.L. and Y. Wang. 1995. Above ground tree biomass of interior uneven-aged douglas-fir stands. FRDA II, Canada. 23p.
14. Nautiyal, J.C. and K.L. Belli. 1989. Study of production function for modeling forest biomass : an area for re-search. Forest Science 35(3) : 843-849.
15. Ouellet, D. 1985. Biomass equations for six commercial tree species in Quebec. The Forestry Chronicle. 61(3) : 218-222.
16. Parde, J. 1980. Forest biomass. Forestry abstracts. Vol. 41(8) : 343-362.

## 韓國山林測定學會 會則

**第 1 條** 本 會는 韓國山林測定學會라 稱한다.

**第 2 條** 本 會의 事務室은 山林廳 林業研究院 內에 둔다.

**第 3 條** 本 會는 山林測定에 關한 研究와 會員 相互間의 親睦을 圖謀하며 林業 및 林學 發展에 寄與함을 目的으로 한다.

**第 4 條** 本 會는 第 3 條의 目的을 達成하기 爲하여 다음 事業을 한다.

1. 學會 開催
2. 共同研究의 企劃 및 遂行
3. 學會, 其他 有關 團體와의 協力 및 交流
4. 會誌, 會員名簿의 發刊
5. 其他, 本 會의 目的 達成에 必要한 事業

**第 5 條** 本 會의 會員은 名譽會員, 定會員 및 機關會員으로 한다. 會員은 山林測定 分野에 關心을 갖고 本 會의 趣旨에 贊同하는 사람 또는 機關으로 한다. 名譽會員은 本 會의 發展에 功績이 있는 사람으로서 理事會의 推薦으로 總會의 認准을 받은 사람으로 한다.

**第 6 條** 本 會는 다음 任員을 둔다.

1. 會長 1名
2. 副會長 약간명
3. 理事 약간명
4. 監事 2名
5. 幹事 약간명

**第 7 條** 會長, 副會長, 理事, 監事は 總會에서 選出하고 幹事は 會長이 委囑한다.

**第 8 條** 任員의 任期는 2年으로 한다. 단 連任할 수 있다. 補選任員의 任期는 前任者의 殘餘期間으로 하고 모든 任員은 任期 終了 後일지라도 後任者의 就任時까지는 그 職務를 管掌한다.

**第 9 條** 會長은 本 會를 代表하며 總會 및 理事會의 議長이 된다. 副會長은 會長을 補佐하며 會長 有故時는 그 職務를 代理한다. 그리고 副會長으로 林業研究院 資源管理科長은 當然職으로 한다. 理事는 會務執行에 關한 事項을 審議한다. 監事は 本 會의 財産 및 會務 執行狀況을 監査하고 總會에 報告한다.

**第 10 條** 會長은 每年 1回 定期總會를 召集한다. 단 必要時는 臨時總會를 召集할 수 있다. 總會에서는 다음 事項을 審議決定한다.

1. 會則의 變更
2. 事業報告 및 會務報告
3. 事業計劃
4. 其他 必要한 事項

**第 11 條** 理事會는 必要에 따라 會長이 召集한다. 理事會는 會長, 副會長, 理事, 監事로 構成하며 總會에서 委任받은 事項과 本 會 運營에 關한 重要事項을 議決한다.

**第 12 條** 本 會의 財政은 會費, 寄與金, 贊助金, 其他 收入으로 充當한다.

**第 13 條** 本 會의 會計年度는 每年 1月 1일부터 當年 12月 31日까지로 한다.

### 附 則

- (1) 本 會則은 1987年 2月 12日부터 施行한다.
- (2) 本 會則 第 9 條는 1996年 1月 31日부터 效力을 發生한다.
- (3) 改正된 會則은 1997年 7月 1日부터 效力을 發生한다.

## 韓國山林測定學會 會員名簿

- |                |  |                |  |
|----------------|--|----------------|--|
| 姜眞澤<br>660-701 | 경남 진주시 가좌동 900<br>경상대 대학원 산림과학부<br>(직)0591-751-5495 (자)0525-43-2610      | 金榮浩<br>560-756 | 전북 전주시 덕진동<br>전북대 농대 임학과 교수<br>(직)0652-70-2588 (자)0652-223-1533  |
| 權純應<br>441-744 | 수원시 권선구 서둔동 103<br>서울대 대학원 산림자원학과<br>(직)0331-290-2331(자)0331-293-5250    | 金暎桓<br>136-702 | 서울시 성북구 정릉동<br>국민대 대학원 산림자원학과<br>(직)02-910-4815 (자)02-476-3903   |
| 權台鎬<br>713-714 | 경북 경산시 진량면 내리동<br>대구대 자연자원대 산림자원학과 교수<br>(직)0541-50-6541 (자)053-754-6146 | 金在源<br>487-820 | 경기도 포천군 소흘읍 직동리<br>중부임업시험장 시험과<br>(직)0357-31-3894 (자)02-521-1771 |
| 金甲德<br>156-010 | 서울시 동작구 신대방동<br>우성아파트 15동 1501호<br>(자)02-842-7380                        | 金鍾贊<br>130-012 | 서울시 동대문구 청량리2동<br>임업연구원 자원관리과<br>(직)02-961-2643 (자)02-322-2405   |
| 金圭憲<br>130-012 | 서울시 동대문구 청량리2동<br>임업연구원 산지개발과 과장<br>(직)02-961-2641 (자)02-869-2133        | 金俊雙<br>130-012 | 서울시 동대문구 청량리2동<br>임업연구원 자원관리과<br>(직)02-961-2644 (자)02-934-4835   |
| 金東根<br>742-170 | 경북 상주시 남성동 140<br>상주산업대 산림자원학과 교수<br>(직)0582-30-5241 (자)0582-535-4778    | 金喆民<br>130-012 | 서울시 동대문구 청량리2동<br>임업연구원 산림생태과<br>(직)02-961-2542 (자)0343-91-0223  |
| 金善經<br>130-012 | 서울시 동대문구 청량리2동<br>임업연구원 자원관리과<br>(직)02-961-2643 (자)02-302-2646           | 盧暎珉            | KOICA 인도네시아 파견   |
| 金性鎬<br>130-012 | 서울시 동대문구 청량리2동<br>임업연구원 자원관리과<br>(직)02-961-2644 (자)02-391-6101           | 柳澤圭<br>570-749 | 전북 이리시 신흥동<br>원광대 농대 임학과 교수<br>(직)0653-250-6827 (자)02-832-5209   |
| 金世彬<br>305-764 | 대전시 유성구 궁동<br>충남대 농대 산림자원학과 교수<br>(직)042-821-5749 (자)                    | 麻鎬雙<br>660-701 | 경남 진주시 가좌동 900<br>경상대 농대 산림과학부 교수<br>(직)0591-751-5496 (자)        |
| 金是環<br>660-280 | 경남 진주시 상평동 218-16<br>(자)0591-52-5508                                     | 朴景用<br>130-012 | 서울시 동대문구 청량리2동<br>임업연구원 자원관리과<br>(직)02-961-2643 (자)02-993-9751   |

朴吉洪 서울 성북구 정릉 1동 192-71  
136-101 영지협회장  
(직)02-960-0215 (자)02-914-4459

朴南昌 경남 진주시 가좌동  
660-300 남부임업시험장 연구관  
(직)0591-759-8231 (자)0591-52-6259

朴龍求 대구시 북구 산격동  
702-701 경북대 농대 임학과 교수  
(직)053-950-5747 (자)053-754-4224

朴恩植 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 산지개발과  
(직)02-961-2533 (자)02-3486-7407

朴仁協 전남 순천시 매곡동  
540-742 순천대 농대 산림자원학과 교수  
(직)0661-50-3226 (자)0661-741-3475

朴在旭 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원장  
(직)02-961-2511 (자)02-988-4926

朴熙陽 충남 예산군 예산읍 예산리  
340-800 공주산업대 임학과 교수  
(직)0458-30-1100 (자)0417-62-0884

裴圭用 경북 상주시 남성동 140  
742-170 상주산업대 산림자원학과 교수  
(직)0582-30-6000 (자)0582-535-4560

裴尙元 경기도 포천군 소흘면 직동리  
487-820 중부임업시험장 시험과  
(직)0357-31-3894 (자)0344-966-9627

白政鉉 서울시 동대문구 청량리동  
130-012 임업연구원 자원관리과  
(직)02-961-2644 (자)02-956-0544

邊雨麟 서울시 성북구 안암동  
136-701 고려대 자연자원대 산림자원학과 교수  
(직)02-920-1326 (자)02-413-7854

徐玉河 강원도 춘천시 효자동  
200-701 강원대 산림과학대 녹지조경학과 교수  
(직)0361-850-8344 (자)0361-854-2809

徐丁源 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과  
(직)02-961-2644 (자)02-945-5509

孫英模 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과  
(직)02-961-2742 (자)02-906-8734

宋長鎬 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과장  
(직)02-961-2641 (자)02-902-8254

申萬鏞 서울시 성북구 정릉동  
136-702 국민대 산림과학대 산림자원학과 교수  
(직)02-910-4815 (자)02-990-8367

申元燮 충북 청주시 흥덕구 개신동  
360-763 충북대 농대 산림자원학과 교수  
(직)0431-61-2536 (자)0431-62-2242

沈愚範 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과  
(직)02-961-2646 (자)02-931-0275

安鍾萬 전남 순천시 매곡동  
540-070 순천대 농대 산림자원학과 교수  
(직)0661-50-3225 (자)0661-52-2827

安鉉哲 경남 진주시 칠암동  
660-280 진주산업대 산림자원학과 교수  
(직)0591-751-3244 (자)0591-52-9235

尹光培 충북 충주시 단월동 322  
380-150 건국대 자연과학대학 임학과 교수  
(직)0441-840-3532 (자)0342-701-9108

尹殷容 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과  
(직)02-961-2644 (자)02-603-9827

- 尹鍾和 강원도 춘천시 후평1동 845  
200-161 현대아파트 103-1303  
(자)0361-54-5257
- 尹和榮 서울시 중구 필동 3가 26  
100-715 동국대 농대 산림자원학과 교수  
(직)02-260-3314 (자)02-336-5813
- 吳東河 수원시 권선구 서둔동 103  
441-744 서울대 대학원 산림자원학과  
(직)0331-290-2335 (자)0331-255-0185
- 吳正洙 서울시 성북구 정릉동  
136-702 국민대 대학원 산림자원학과  
(직)02-910-4815 (자)
- 李慶學 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과 연구관  
(직)02-961-2742 (자)0351-873-5350
- 李光南 광주시 북구 문흥동 931-9  
500-110  
(자)062-262-9669
- 李光洙 경남 진주시 가좌동  
660-701 남부임업시험장 시험과  
(직)0591-759-8231
- 李奎東 서울시 중구 충무로3가 60-1  
441-744 쌍용정보통신주식회사 사업팀  
(직)02-262-8841 (자)0331-44-6653
- 李奎成 인천시 남구 용현동 253  
402-751 인하대 공대 지리정보공학과 교수  
(직)032-860-7601 (자)032-815-5667
- 李圭鉉 서울 동대문구 청량리동 199-172  
130-010 네크피아 인터네쇼날 부사장  
(직)02-965-5255 (자)02-914-6318
- 李敦求 수원시 권선구 서둔동 103  
441-744 서울대 농생대 산림자원학과 교수  
(직)0331-290-2327 (자)0331-211-1729
- 李東燮 경북 상주시 남성동 140  
742-170 상주산업대 산림자원학과 교수  
(직)0582-30-5243 (자)0582-535-5461
- 李尙泰 경남 진주시 가좌동 900  
660-701 경상대 대학원 산림자원학부  
(직)0591-751-5495 (자)0591-55-2344
- 이석훈 수원시 권선구 서둔동 103  
441-744 서울대 대학원 산림자원학과  
(직)0331-290-2335 (자)
- 李聖淵 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 임업경제과  
(직)02-961-2633 (자)02-934-3733
- 李承鎬 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과 연구관  
(직)02-961-2648 (자)02-951-4212
- 李麗夏 서울시 강남구 논현동 222-15  
135-010  
(자)02-548-5153
- 李祐均 서울시 성북구 안암동 5가  
136-701 고려대 자연자원대 산림자원학과 교수  
(직)02-3290-3016 (자)02-485-2785
- 李元圭 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 입지환경과장  
(직)02-961-2551 (자)02-956-4212
- 李定秀 서울시 광진구 모진동 93  
133-701 건국대 대학원 산림자원학과  
(직)02-450-3735 (자)0346-571-0363
- 李鍾樂 경기도 용인군 기흥읍 서천리  
449-900 경희대 산업대 임학과 교수  
(직)0331-280-2613 (자)02-403-3393
- 李峻雨 대전시 유성구 궁동  
305-764 충남대 농대 산림자원학과 교수  
(직)042-821-5749 (자)042-484-3496

李太熙 서울시 성북구 정릉동  
136-702 국민대 대학원 산림자원학과  
(직)02-910-4815 (자)02-594-6262

李鎬燮 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 기획과장  
(직)02-961-2521 (자)02-573-6482

林榮俊 강원도 원주시 우산동  
220-702 상지대 생명자원과학대 임학과 교수  
(직)0371-730-0201 (자)0371-43-2593

林鍾煥 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 산림생태과  
(직)02-961-2542 (자)02-998-9540

張錫昶 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과  
(직)02-961-2643 (자)02-575-6570

鄭東浚 경기도 용인군 기흥읍 서천리  
449-900 경희대 생명자원과학연구소  
(직)0331-280-2611 (자)0331-262-6031

鄭秀永 경남 진주시 가좌동 900  
660-701 경상대 대학원 산림과학부  
(직)0591-751-5491

鄭永觀 경남 진주시 가좌동 900  
660-701 경상대 농대 산림과학부 교수  
(직)0591-751-5495 (자)0591-41-6432

鄭榮教 서울시 동대문구 청량리2동  
130-012 임업연구원 자원관리과  
(직)02-961-2742 (자)02-996-7390

鄭主相 수원시 권선구 서둔동 103  
441-744 서울대 농생대 산림자원학과 교수  
(직)0331-290-2323 (자)0331-294-2965

趙顯瑞 경남 진주시 칠암동  
660-280 진주산업대 산림자원학과 교수  
(직)0591-751-3245 (자)0591-759-8326

車斗松 강원도 춘천시 효자동  
200-701 강원대 산림과학대 산림경영학과 교수  
(직)0361-850-8336 (자)0361-851-6054

최재채 경남 진주시 가좌동  
660-300 남부임업시험장 시험과  
(직)0591-759-8231 (자)02-745-1041

韓甲俊 서울시 도봉구 창4동 16-2  
130-012 지테크 고문  
(직)02-908-0580 (자)02-990-3219

黃信榮 서울시 동대문구 청량리동 199-172  
130-010 네크피아 인터네쇼널 대표  
(직)02-965-5255 (자)02-967-3544

黃在禹 경북 경산시 대동 241  
713-800 영남대 농축대 임학과 교수  
(직)053-810-2922 (자)053-755-7707

홍지성 수원시 권선구 서둔동 103  
441-744 서울대 대학원 산림자원학과  
(직)0331-290-2335 (자)

#### <기관회원>

임업연구원  
130-012 서울시 동대문구 청량리2동 207  
(직)02-961-2511

충북산림환경연구소  
360-181 충북 청주시 상당구 용담동  
(직)0431-52-5861

북부지방산림관리청  
220-100 강원도 원주시 단계동 783  
(직)0371-42-4688

## 韓國山林測定學會 原稿投稿規定

1. 투고자격은 회원에 한하여 공동연구시 비회원을 포함할 수 있다. 단, 공동 또는 비회원 단독으로 투고할 경우 편집위원회의 심의를 거쳐 게재할 수 있다.
2. 본 학회지에는 연구논문(Research Articles), 총설(Review)로서 다른 일반 공개간행물에 발표하지 않은 것이어야 하며, 원고의 종별은 저자가 원고 표지에 명시하여야 한다.
3. 논문은 국문 또는 영문으로 작성할 수 있고, 어느 경우에도 반드시 제목과 요약(Abstract)은 국문과 영문 두 가지로 작성되어야 한다.
4. 원고 작성은 제목, 저자의 소속기관을 국문으로 적고, 이어서 영문으로 반복한 후, 국문요약, 영문 ABSTRACT, 서론, 재료 및 방법, 결과, 고찰(또는 결과 및 고찰), 감사의 글, 인용문헌의 순으로 한다. 영문의 경우 제목, 저자, 소속기관을 영어로 적고, 이어서 국문으로 반복한 후, ABSTRACT, 국문요약, INTRODUCTION, MATERIALS AND METHODS, RESULTS, DISCUSSION(REULTS AND DISCUSSION), ACKNOWLEDGEMENT, LITERATURE CITED의 순으로 함을 원칙으로 한다. 단, 속보, 총설, 논설 등은 저자의 편의상 위의 순서를 변경할 수 있다. 주요어(KEY WORDS)는 5구절 이내로 하며 국문요약 다음에 고딕체로, 그리고 영문 ABSTRACT 다음에 이탤릭체 대문자로 표기하되 학명은 고딕으로 표기한다.
5. 제목, 저자명, 저자의 소속기관명은 국문과 영문으로 모두 표기하며, 가급적 저자의 전자우편(e-mail)주소를 포함시키도록 한다.
6. 표(Table)과 그림(Figure)은 영문으로 작성하되 표 제목은 표 상단에, 그림 제목은 그림 하단에 적으며 별지에 첨부하고 본문에 표와 그림의 위치를 표시한다. 그림은 Tracing paper에 그리거나 컴퓨터로 출력하되, Tracing paper의 그림내 활자는 별지(그림의 복사지)에 적고, 컴퓨터 프린터 출력은 Lazer 프린터나 이에 준하는 프린터를 사용한다.
7. 인용문헌의 순서는 맨 앞의 저자명에 의해 국내, 국외순으로 하며 국내 문헌은 가나다순, 국외 문헌은 언어별 자순으로 한다. 정기간행물의 경우 저자명, 연도, 논문제목, 잡지명, 권수(호수), 쪽순으로 적고, 단행본의 경우는 저자명, 연도, 책명, 출판사명, 출판지명, 쪽순으로 한다. 저자와 편집자가 서로 다른 경우, 저자명, 연도, 논문제목, 쪽, 편집자명, 단행본명(논문집 등), 출판사명, 출판지명을 차례로 적는다. 영문으로 쓰여진 단행본을 인용할 때는 단어 첫자만 대문자로 표시해 주되 전치사는 예외로 하고, 쪽은 pp로 한다. 인용한 문헌의 저자나 편집자가 여럿일 때는 모두 적는 것을 원칙으로 한다.
8. 본문에 논문 및 저서를 인용할 때에는 국내 저자의 경우(홍길동, 1993), (홍길동과 박문수, 1993), (홍길동 등, 1993)의 방법으로, 그리고 국외 저자의 경우(Smith, 1993), (Smith and Baker, 1993), (Smith *et al.*, 1993) 등으로 표시한다.
9. 투고는 본학회 투고규정과 인용문헌 작성 규정에 따라 한글로 작성하고 프린터된 원고 3부(그림 원본 포함)를 투고료 및 심사료와 함께 제출하고 디스켓 1부는 논문심사결과 수정시 수정본과 동봉하여 제출한다.
10. 별쇄는 50부를 무료로 증정하며 그 외의 부수는 투고자가 실비를 부담한다.
11. 논문 및 논설 투고자는 1편당 기본 투고료 100,000원을 부담하여야 하며, 인쇄 후 8면을 초과할 경우 초과 면당 20,000원의 초과게제료를 부담하고, 칼라사진을 게재할 경우 1면당 현재 실비로 부담한다.