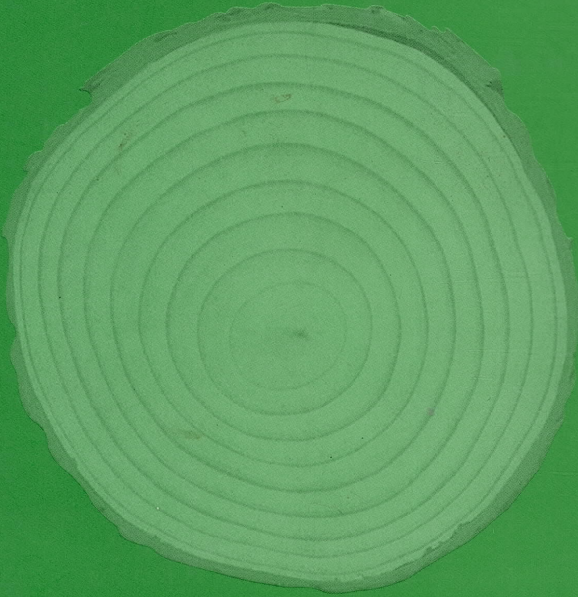


ISSN 1226-8186

한국산림측정학회지

제3권 제2호 2000년 12월



한국산림측정학회

한국산림측정학회지

제3권 제2호

2000년 12월

論 文

미 북부 활엽수지역에 있어서 수관 변수를 이용한 흉고단면적 함수식의 비교평가 최정기... 1

미간벌된 슬래쉬소나무 조림지에 대한 백분위수에 근거한 Weibull 직경분포와 수확예측 모형 이영진...12

Markov chain 이론을 이용한 상주 일대의 소나무-신갈나무림의 천이추이 예측 김동근 · 배관호 · 서정원...20

소나무임분의 수관측정밀도과 수관투영단면적 산정에 관한 고찰 배상원 · 김관기...28

강원지방소나무의 최소말구직경에 따른 조재율 추정식 이경학 · 손영모 · 권순덕...35

화백임분의 물질생산에 관한 연구 이광수 · 정영관...45

韓國山林測定學會 會則 55

韓國山林測定學會 原稿投稿規定 56

Comparison and Validation of Basal Area Growth Functions using Crown Variables in Northern Hardwoods¹

Jung Kee Choi²

미 북부 활엽수지역에 있어서 수관 변수를 이용한 흉고단면적 함수식의 비교평가¹

최 정 기²

ABSTRACT

Individual-tree basal area growth for *Acer saccharum*, *Fraxinus americana*, and *Tilia americana* was studied in mature and old-growth northern hardwoods in North America. Data were collected from 382 sample trees ranging in age from 17-311 years. Individual-tree basal area growth equations were also developed and evaluated for the three species. Independent variables included diameter-based variables and crown-based variables. The use of crown variables resulted in minimal improvement in model accuracy except for white ash. A variety of different variables for measuring crowding or competition were all about equally useful, and no one competition variable was clearly superior. Several validation measures for predicted basal area increment were evaluated in the best diameter-based and crown-based models using independent data sets. The test for model bias (simultaneous F -test for slope = 1 and intercept = 0 for fit of observed vs. predicted values) showed no significant bias, and model efficiency (EF) revealed good fits for all models and species.

Key words : Diameter variable, Crown variables, Basal area growth, Validation, Northern hardwoods

요 약

본 연구는 미국 북부 성숙화·노령화된 활엽수림 지역에 있는 사탕단풍나무 (*Acer saccharum*), 미국 물푸레나무 (*Fraxinus americana*), 미국피나무 (*Tilia americana*)의 단목 흉고단면적 성장에 관한 연구이다. 자료는 총 382본으로 17년생에서 311년생의 범위를 가지고 있다. 단목 흉고단면적 성장함수식을 3개 수종을 대상으로 조제하여 평가를 실시하였다. 독립변수로는 직경관련변수와 수관관련변수를 이용하였다. 수관관련변수들을 이용한 함수식은 미국물푸레나무를 제외하고 모델의 정확성에 있어서 조금 향상된 것으로 나타났다. 입목간의 밀도나 경쟁에 관한 여러 변수들은 우열 없이 모두 흉고단면적 성장에 유용한 변수로 나타났다. 수관관련 최적 함수식과 직경관련 최적 함수식의 추정된 단목 흉고단면적 성장량을 평가하기 위한 다양한 검정방법을 별도의 자료를 이용하여 실시하였다. 모델의 편의검정 (실측치와 추정치를 위한 동시 F -검정 기술기=1과 절편=0)을 실시한 결과 두 함수식 모두 모든 수종에 있어서 유의적인 차가 없어, 수관관련 최적 함수식과 직경관련 최적 함수식 모두 매우 적합한 것으로 나타났다.

¹ 접수 2000년 10월 1일 Received on October, 2000.

² 강원대학교 산림과학대학 College of Forest Sciences, Kangwon National University Chunchon 200-701.

INTRODUCTION

Over the last 30 years, a number of forest growth simulation models have been constructed for even-aged or uneven-aged stands of single or mixed species. Because of difficulties in measuring and simulating ecophysiological processes for individual trees, many demographic models are largely empirical, relying on calibration with data from a limited range of stand age, species, and treatment history (Wykoff, 1990; Vanclay, 1995). Few models are calibrated with data from a wide range of stand ages and forest conditions that includes both second-growth and old-growth stands.

Since the unit of biological growth in the forest system is the tree, a model based on individual trees has obvious advantages because growth in the individual tree model can be more directly related to the biological processes of growth and development than is possible in stand-level models (Daniels and Burkhardt, 1975). It is also easier to mimic forest dynamics of mixed-species stands using individual-tree models (DeAngelis and Gross, 1992). Also, many silvicultural prescriptions such as crop-tree release are implemented on an individual-tree basis.

Individual growth models have widely used empirical variables but are not as yet included biological meaningful variables such as more physiological process orientations, incorporating measures of branch or tree leaf area, light intensity and photosynthetic activity among and within plant crowns. An individual-tree growth model that includes crown-related variables, which more adequately reflect a tree's degree of exposure to sunlight than do stem-diameter-based variables, may be useful for investigating certain stand dynamics issues of uneven-aged management, such as the formation and closure of canopy gaps and the

growth of young age-class trees within gaps. Incorporating measures of crown size in a simulation model may provide an additional benefit of naturally constraining the growth of individual-trees in long-term simulations.

Previous forest growth simulation studies have included some direct measure of crown size or exposure. Mitchell (1969, 1975) has used predicted branch growth to compute the total crown projection area of trees in even-aged white spruce and Douglas-fir stands, from which tree diameter, volume and total height were calculated. Total and exposed crown surface area were tested as a predictor of potential growth in red pine (Hatch et al., 1975), but were not found to provide much improvement over simpler diameter-based prediction. The STEMS individual-tree growth model includes crown ratio, or the ratio of live crown length to total tree height, as a predictor variable in a potential growth function (Becher et al., 1982).

Hix and Lorimer (1990) indicated that measures of crown size and exposure to direct light improved predictions of tree height and basal area growth in even-aged sapling and small pole stands in southwestern Wisconsin. The height growth prediction models developed by Hix and Lorimer (1990) were for young, fully stocked, natural stands where there were limited ranges of tree sizes and stocking levels around individual trees. Direct measures of crown size and overlap have proved very useful in predicting both height growth and basal area growth (Cole and Lorimer, 1994). Their works, however, have not yet been used in wide-range data including old-growth data.

In the present study, data were combined with a wide variation in age, ranging 17-311 years from generally uneven-aged forest, transitional old-growth forest and true old-growth forest. The objective of this study is to

compare and validate the predictive accuracy of basal area growth models with and without crown-based variables.

METHODS

Study areas

Data on basal area increment were utilized from 3 pre-existing data sets, all of them obtained on similar habitat types and using the same sampling methods (Cole and Lorimer, 1994; Singer, 1995; Cole and Lorimer, unpublished). The data were collected from 1987-1991 on 63 plots in fifteen northern hardwood stands in northern Wisconsin and adjacent western Upper Michigan (Table 1). Overstory tree species included sugar maple (*Acer saccharum*), basswood (*Tilia americana*), white ash (*Fraxinus americana*), and other northern hardwood associates.

The study sites lie within sub-subsections IX.3.1, IX.3.2, and IX.3.3 of the ecological landscape classification of Albert (1995). Mean monthly temperatures range from -12.3°C in January to about 19.5°C in July. Annual precipitation averages 820 mm and is fairly well distributed throughout the year. Elevations range from 500-550 m. Soils are classified as well or moderately well drained loamy Spodosols, originating from eolian deposits on glacial till or glacial outwash.

Stands were selected on similar sites but with a range of stocking levels and cutting histories so that most of the variation in individual tree growth would be related to differences in initial tree size and competition, and relatively little of the variation would be due to inherent site differences. Stands were selected on habitats classified as mesic and nutrient rich in the system of Kotar et al.

Table 1. Summary of study area characteristics

| Stand | Plot number | Habitat type | Principal age cohorts | Type of harvest | Year of harvest | Year Since harvest |
|--------------------------------|----------------------------------------|-------------------------------------------------------------|-----------------------|-----------------|-----------------|--------------------|
| Wildcat Creek1 | 1,2*,5,8,21* | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 43-242 | Selective | 1978 | 9 |
| Phelps | 1,2,3,4*,9* | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 17-68 | Selective | 1942 | 15 |
| Argonne1 | 1,2,3 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 48-248 | Uncut | - | - |
| Argonne2 | 1,2,3 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 21-242 | Shelterwood | 1969 | 19 |
| Mexico Creek1 | 1,2,3 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 56-191 | Selective | 1982 | 6 |
| Pelican Lake | 1,2,3,4 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> <i>Acer-Tsuga-Dryopteris</i> | 62-104 | Selective | 1982 | 6 |
| Black Creek | 1,2,3,4 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> <i>Acer-Tsuga-Dryopteris</i> | 34-136 | Selective | 1979 | 9 |
| Wabeno | 1,2,3 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 30-64 | Uncut | - | - |
| Mary Lake | 1,2,3,4,5* | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 55-149 | Selective | 1981 | 10 |
| Wildcat Creek2 (old-growth) | 9,10,11,12,13,14, 15,16,17,18,19,20 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 64-242 | Selective | 1978 | 12 |
| Mexico Creek2 (old-growth) | 4,5,6,7,8 | <i>Acer-Viola-Osmorhiza</i> | 109-162 | Selective | 1982 | 8 |
| Menominee (old-growth) | 1,2,3 | <i>Acer-Fagus-Adiantum</i> | 154-274 | Selective | 1982 | 8 |
| Sylvania (true old-growth) | 1,2,3,4,5,6,7,8 | <i>Acer-Tsuga-Dryopteris</i> | 141-311 | Uncut | - | - |

* Control plot (uncut).

Wildcat Creek1 (plot 21), Phelps (plot 9), and Mary Lake (plots, 1, 2, 3, 4, 5) are from the data of Singer (1995).

(1988). These included the *Acer-Viola-Osmorhiza*, *Acer-Fagus-Adiantum*, and the upper site quality range of the *Acer-Tsuga-Dryopteris* habitat type. The mean site index from all acceptable sugar maple trees was 19.0 m (range 16.5-20.0 m). Site index was estimated from curves of Carmean (1978) using only dominant and codominant sugar maple, white ash and American basswood trees that showed no evidence of early growth suppression in stem disks cut at breast height.

The data set for this study included a wide variation in age among sample trees, ranging from 17-311 years. Thirty percent of the 382 trees were > 100 years old, 18% were >150 years, and 10% were >200 years old. Intensity of treatments in the managed stands ranged from <20 to 65% basal area removal. A summary of study area characteristics is given in Table 1.

Field methods

Circular plots were established in each stand by stratified random sampling, with plot radius equal to 3.5 times the mean crown radius of the 10 canopy trees (dominant, codominant, intermediate, as defined by Smith, 1986) nearest to plot center. Subject trees, on which growth measurements were made, were all trees greater than or equal to 5 cm dbh within a radius 2.1 times the mean crown radius of the 10 canopy trees. This plot design is efficient for data collection to give approximately equal number of sample trees in stands of different ages.

Distance and azimuth from plot center were recorded for all live trees and recently cut stumps within the outer plot perimeter. Species, dbh, and crown class were recorded for all subject and competitor trees. The crown classes recognized were dominant, codominant, intermediate, and suppressed, as defined by Smith (1986). For subject trees,

crown radii in four cardinal directions as well as radii of the exposed portion of the crown (the part not overtopped by adjacent trees) were measured by extending a tape measure horizontally from the bole center at ground level to the crown projection edge. A clinometer was used to sight the crown projection edge for all measurements.

Subject trees were felled and total height measured. A disk was cut at breast height for laboratory measurement of radial increment. Felling of subject trees was not possible in the Menominee, Sylvania old-growth stands, and sites sampled by Singer (1995). Instead of disks, two cores on opposite sides of the tree were taken 0.5 m above ground level from a point randomly located around the stem. Since crown and height growth could not be measured in these stands, crown and total height dimensions at time of midpoint were estimated using species-specific regression equations developed from other stands (Choi, 1998). A detailed description of this field methods is given by Cole (1991), Singer (1995) and Choi (1998).

Data analysis

Calculation of dependent variables

The dependent variable of the growth model is annual basal area growth (Δ BA). Annual basal area growth for data from Cole (1991) and Cole's old-growth data was calculated as average annual growth for the five- or seven-year period preceding the year of measurement, respectively. Annual basal area growth in the Singer (1995) data set was calculated as the average basal area growth from the year of treatment to the year of measurement, to a maximum of ten years. Average annual basal area growth over a 5-10 year period was used for each tree to minimize the potential effects of climatic or pathogenic factors in any single year.

Calculation of independent variables

The independent variables of interest in this study were grouped into two categories: traditional mensurational variables and crown-based variables. The mensurational variables were diameter at breast height (DBH), relative diameter (D/\bar{D}), percent stocking of the subplot or plot (%STOCKING), and competition index (CI). Because these are all derived wholly or in part from measurements of dbh, they are hereafter referred to as "diameter-based variables". Crown-based variables were total height (H), total crown projection area (TCA), relative height (H/\bar{H}), exposed crown area (ECA), and percent exposed crown area (%ECA).

Relative diameter (D/\bar{D}) and relative height (H/\bar{H}) were calculated by dividing bole diameter or total tree height at the growth interval midpoint by the arithmetic mean diameter or height respectively, for all codominant and dominant trees on the plot.

Percent plot stocking level (%STOCKING) was based on the Lake States northern hardwood stocking chart from Tubbs (1977). Because maximum (A-level) stocking in unmanaged stands is not indicated on the maple-basswood stocking chart, and stocking levels are not shown in percent, stocking levels could not be expressed in the usual manner as a percentage of A-line basal area. For the present study, numerical stocking values were calculated by dividing the sample plot basal area by the basal area of stands shown on the chart to be at the level of "average stocking" of managed stands with < 20% basswood basal area, 20-49% basswood basal area or 50-100% basswood basal area, and having the same mean of dbh of codominant trees as the sample plot. The ratio was then multiplied by 100. A stocking level of 100% is therefore interpreted as average stocking for managed stands (the only fixed

reference point on the chart), rather than A-line stocking.

A plot-level, distance-independent competition index (CI) was used. In studies by Ganzlin and Lorimer (1983) and Lorimer (1983), neither the direct computation of inter-tree distances nor the degree of symmetry in selecting of competitors had any significant effect on the correlation between observed tree growth and competition index in even-aged and uneven-aged northern hardwoods. Each tree on a plot was considered a subject tree, and competition trees were defined as all trees of equal or higher crown class within the same plot. Lorimer (1983) found that this definition of potential competitors showed the highest correlation with actual growth. The following competition index (CI) was used for this study.

$$\left(\sum_{j=0}^n D_j \right) / D_i$$

where D_j is the diameter of competitor tree j and D_i is the subject tree diameter.

Total crown projection area (TCA) was calculated as the sum of the areas of four quarter ellipses (NE, SE, SW, NW) defined by these total crown radii. Exposed crown projection area (ECA) was calculated in a similar way, but using projection area of the exposed portion which was not overlapped by the branches of adjacent trees. Percent exposed crown area (%ECA) was computed as the ratio of exposed to total crown projection area. For overtopped trees, a minimum %ECA of 2.0 was assigned to take into account sun flecks and small breaks in the canopy. ECA for overtopped trees was therefore calculated as 2% of the measured TCA.

The independent variables indicating tree dimensions in the sample year (DBH, height, total crown area) were backdated to the midpoint of the growth interval in order to

minimize the cumulative time differences between dependent and independent variables. Midpoint size variables for each subject tree were calculated by subtracting observed annual growth increments from current size. However, we assumed that percent exposed crown area (%ECA) and height of widest part of crown for most mature trees would not have changed substantially over the 2-4 year period from the growth interval midpoint to the year of measurement. Therefore, exposed crown area (ECA) at midpoint was calculated by multiplying the midpoint TCA by the %ECA in the year of measurement. For competitor trees, and on sites where subject trees could not be felled, tree dimensions at the growth interval midpoint were estimated from sample-year dimensions using species-specific and stand-specific equations from Cole (1991) and Singer (1995), which had been calibrated from the felled-tree data. Similar equations were newly developed for the old-growth stands (Choi, 1998). Coefficients of determination for the allometric equations averaged 0.98-0.99 for predictions of DBH, total height, and total crown area in growth interval midpoint.

Basal area growth model

Diameter-based model

Species-specific multiple regression equations for diameter-based variables were developed based on an *a priori* hypothesis that a model of the form would generally give the most accurate predictions when simple external tree measurements were used as predictor variables (Cole and Lorimer, 1994). Direct measures of diameter-based variables (diameter, relative diameter, and competition index or %stocking) were tested in Eq. [1].

[1] Annual growth = f(initial size, relative size, local stocking or competition)

Crown-based models

Predictive species-specific equations for the crown-based models were also developed based on an *a priori* hypothesis from Eq. [1], using multiple linear regression. Total crown area (TCA), exposed crown area (ECA), relative height (H/H), and percent exposed crown area (%ECA) were tested as crown-based variables.

Eq. [1] was used as a starting point in the variable selection process, but was not used to constrain final model structures. In all equations, the coefficient of determination (R^2) and mean square error (MSE) were used to measure goodness of fit. Also, analysis of residuals was used to check for violations of assumption of regression analysis.

Validation procedure

The basal area increment equations, in view of their importance in evaluating model predictions, were selected for a series of intensive validation tests. Five data sets making up 2/3 of total data for each species were randomly selected for calibration. The calibration data set was then used to fit the best diameter and crown-based models for each species. The observed values of the independent variables for each tree in the validation data sets (1/3 of total data) were then entered into equations fit with the calibration data set, and observed and predicted growth for each tree compared. The statistical measures of validation recommended by Mayer and Butler (1993) were used for this study: root mean square error (RMSE) : $\sqrt{\sum(y_i - \hat{y}_i)^2/n}$, mean absolute error (MAE) : $(\sum |y_i - \hat{y}_i|)/n$, modeling efficiency (EF) : $1 - \sum(y_i - \hat{y}_i)^2 / \sum(y_i - \bar{y})^2$, and linear regression analysis of observed versus predicted values (including simultaneous *F*-test for bias). For the bias test, predicted values of the variate (x axis) were plotted against observed values (y axis). The line of perfect

agreement between predicted and observed is then a straight line with slope=1 and intercept =0. A linear regression of actual observed vs. predicted values can then be evaluated to test the hypothesis of slope = 1 and intercept = 0, with a non-significant result indicating lack of model bias. The model efficiency is an overall test of goodness of model fit, analogous to the coefficient of determination. However, with the model efficiency term, values can potentially be negative, indicating a poorer fit than the alternative model $y = \bar{y}$. The average statistical measures of validation for the 5 independent data sets were computed for each model.

RESULTS

Basal area growth versus single predictor variables

Adding the new data from old-growth and second-growth stands increased the correlation between basal area increment and single

predictor variables compared to the original data set of Cole and Lorimer (1994), especially in sugar maple. Initial size variables generally had higher R^2 values than other variables in both the original and full data sets. The most dramatic increase in R^2 occurred among the relative size terms (Table 2).

In general, basal area increment was most strongly correlated with dbh and exposed crown area (R^2 of 0.61-0.77). The lowest correlation among single predictor variables was for percent stocking; this was true for both the original and the full data sets (Table 2).

Linear models of basal area increment

Variables that were significant when combined in multivariate equations generally included all three categories of variables in Eq.[1] (initial size, relative size, competition). For sugar maple, this was the case for diameter-based and crown-based models, which had R^2 values ranging from 0.72 to

Table 2. Coefficients of determination (R^2) for annual basal area increment (ΔBA) and single predictor terms based on the model $\ln(\Delta BA) = b_0 + b_1 \ln(X)$. Values shown outside parentheses are for the full data set, after removal of missing values. All equations have significant F -values ($p < 0.0001$) and significant individual parameter estimates ($p < 0.05$) except where noted. The number in parentheses are R^2 values for the original data set of Cole and Lorimer (1994)

| Species | Initial size | | | Relative size | | Competition | | | |
|------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|------------------|----------------|----------------|----------------|
| | <i>D</i> | <i>H</i> | <i>TCA</i> | <i>RD</i> | <i>RH</i> | %STOCKING | <i>CI</i> | <i>ECA</i> | % <i>ECA</i> |
| Sugar maple (n=195) | 0.65 (0.57) | 0.52 (0.41) | 0.48 (0.45) | 0.61 (0.44) | 0.61 (0.45) | 0.14 (0.18) | 0.69 (0.57) | 0.70 (0.66) | 0.49 (0.35) |
| Basswood (n=62) | 0.68 (0.75) | 0.58 (0.60) | 0.52 (0.58) | 0.47 (0.28) | 0.26 (0.26) | 0.01* (0.02*) | 0.40 (0.34) | 0.61 (0.60) | 0.30 (0.27) |
| White ash (n=33) | 0.69 (0.66) | 0.55 (0.57) | 0.80 (0.77) | 0.50 (0.40) | 0.41 (0.43) | 0.13 (0.16) | 0.18 (0.12) | 0.77 (0.75) | 0.31 (0.31) |

D = diameter breast height (cm)

TCA = total crown area (m²)

RH = relative height (H/\bar{H})

CI = competition index ($\sum D_j / D_i$)

%*ECA* = percent exposed crown area (ECA/TCA) \times 100

* The *P*-value for the %STOCKING parameter is 0.4.

H = height (m)

RD = relative diameter (D/\bar{D})

%STOCKING = percent stocking

ECA = exposed crown area (m²)

0.78 (Table 3 and 4). For basswood, relative size terms were not significant in either diameter-based or crown-based models.

All equations in Table 3 and 4 typically include the same significant predictors as the equations in Cole and Lorimer (1994). Addition of the new data increased the R² value of

all equations for sugar maple and white ash (1-7 percentage points). However, the R² decreased slightly for basswood (2-10 percentage points).

Among all species, DBH, percent exposed crown area and exposed crown area were typically the most significant predictor

Table 3. Linear diameter-based equations for predicting annual basal area increment (ΔBA , cm^2/yr). All equations have significant F -values ($P < 0.0001$) and significant individual parameter estimates ($P < 0.05$) except where noted

| | Equation | n | R ² | MSE |
|------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------|-----|----------------|------|
| <i>Sugar maple</i> | | | | |
| [2] Best model | $\ln \Delta BA = 6.47 + 0.77 \ln DBH + 0.53 \ln RD - 1.37 \ln \% STOCKING$ | 204 | 0.76 | 0.33 |
| [3] | $\ln \Delta BA = 1.56 + 0.84 \ln DBH - 0.60 \ln RD - 0.81 \ln CI$ | 214 | 0.74 | 0.36 |
| [4]* | $\ln \Delta BA = 1.40 + 0.68 \ln DBH - 0.53 \ln CI$ | 214 | 0.72 | 0.38 |
| [5] | $\ln \Delta BA = -1.81 + 1.24 \ln DBH$ | 214 | 0.64 | 0.48 |
| <i>Basswood</i> | | | | |
| [6] Best model | $\ln \Delta BA = -0.10 + 1.34 \ln DBH - 0.43 \ln \% STOCKING$ | 66 | 0.70 | 0.21 |
| [7] | $\ln \Delta BA = -0.77 + 1.11 \ln DBH - 0.25 \ln CI$ ($P = 0.07$) | 66 | 0.69 | 0.21 |
| [8]* | $\ln \Delta BA = -1.84 + 1.25 \ln DBH$ | 66 | 0.67 | 0.22 |
| <i>White ash</i> | | | | |
| [9] | $\ln \Delta BA = -2.70 + 2.24 \ln DBH - 1.51 \ln RD - 0.74 \ln CI$ ($P = 0.08$) | 33 | 0.74 | 0.41 |
| [10]* | $\ln \Delta BA = -2.52 + 1.46 \ln DBH + 4.83 (1/CI)$ ($P = 0.06$) | 33 | 0.73 | 0.41 |
| [11] Best model [†] | $\ln \Delta BA = -2.45 + 1.55 \ln DBH$ | 33 | 0.69 | 0.45 |

* The best models in Cole and Lorimer (1994)

[†] The best model for white ash doesn't have highest R² and lowest MSE because Eq.(9) and (10) have abnormal residual patterns.

Table 4. Linear crown-based equations for predicting annual basal area increment (ΔBA , cm^2/yr). All equations have significant F -values ($P < 0.0001$) and significant individual parameter estimates ($P < 0.05$) except where noted

| | Equation | n | R ² | MSE |
|--------------------|----------------------------------------------------------------------------------------|-----|----------------|------|
| <i>Sugar maple</i> | | | | |
| [12] *Best model | $\ln \Delta BA = -0.25 + 0.46 \ln TCA + 1.03 \ln RH + 0.28 \ln \% ECA$ | 205 | 0.78 | 0.30 |
| [13] | $\ln \Delta BA = -2.91 + 1.36 \ln H + 0.42 \ln RH + 0.30 \ln \% ECA$ ($P = 0.06$) | 205 | 0.72 | 0.39 |
| [14] | $\ln \Delta BA = 0.16 + 0.46 \ln H + 0.75 \ln RH + 0.31 \ln ECA$ | 205 | 0.77 | 0.31 |
| <i>Basswood</i> | | | | |
| [15] | $\ln \Delta BA = -0.99 + 0.54 \ln TCA + 0.42 \ln \% ECA$ | 66 | 0.60 | 0.28 |
| [16]* | $\ln \Delta BA = -6.43 + 2.47 \ln H + 0.29 \ln \% ECA$ | 63 | 0.65 | 0.25 |
| [17] Best model | $\ln \Delta BA = -3.58 + 1.66 \ln H + 0.31 \ln ECA$ | 63 | 0.70 | 0.21 |
| <i>White ash</i> | | | | |
| [18] *Best model | $\ln \Delta BA = -2.33 + 1.01 \ln TCA + 0.33 \ln \% ECA$ | 33 | 0.89 | 0.16 |
| [19] | $\ln \Delta BA = -6.76 + 2.36 \ln H + 0.46 \ln \% ECA$ | 33 | 0.75 | 0.38 |
| [20] | $\ln \Delta BA = -2.99 + 1.32 \ln H + 0.47 \ln ECA$ | 33 | 0.87 | 0.20 |

* The best models in Cole and Lorimer (1994)

variables (Table 3 and 4). Although percent stocking was not significant in the univariate case (Table 2), it was significant in combination with DBH and relative diameter for both sugar maple and basswood. Percent stocking performed slightly better (2 percentage points higher) than competition index in combination with the other variables (Table 3). Also, competition index in Eq.[9] and Eq.[10] for white ash had a heteroskedastic residual pattern. Eq. [9] in particular did not perform well for white ash. Based on the residual plot and model verification, the best available model for white ash was decided as Eq.[11]. No evidence could be found in data set that white ash responds in a predictable fashion to reduced competition, and so white ash increment in the final model is only a function of its initial size.

Comparison of diameter-based and crown-based variables for predicting basal area increment

The degree to which crown variables improved the fit of the basal area increment models varied from no increase in basswood to a slight positive increase in sugar maple (2

percentage point increase in R^2) to a moderate increase in white ash (20 percentage point increase in R^2). On the whole, the use of crown variables did not result in as much improvement over the use of diameter-based variables as they had in the original data set of Cole and Lorimer (1994).

Validation

Statistical validation test for the best diameter-based equations and the best crown-based equations of basal area growth is summarized in Table 5, using the suite of tests recommended by Mayer and Butler (1993). Deviance measures were all fairly low, with mean absolute error in predicted basal area increment ranging from 3.6 $cm^2 yr^{-1}$ for sugar maple to 6.1 $cm^2 yr^{-1}$ for white ash. Root mean square error ranged from 6.1 -8.0 in the best crown-based equations.

The simultaneous F-test for bias indicated that the slope of the relationship between observed and predicted values of basal area increment was not significantly different from 1.0 and the intercept was not significantly different from 0, indicating a lack of significant bias in model predictions.

Table 5. Average validation measures for independent data sets based on 5 replications with the best diameter-based and crown-based equations

| Model | RMSE | MAE | Intercept | Slope | Bias* | EF |
|---------------------------|------|------|-----------|-------|--------------------|------|
| <i>Sugar maple (n=68)</i> | | | | | | |
| Diameter-based model | 7.44 | 4.31 | 2.66 | 0.85 | 2.41 ^{ns} | 0.49 |
| Crown-based model | 6.10 | 3.62 | 0.31 | 1.12 | 2.99 ^{ns} | 0.66 |
| <i>Basswood (n=21)</i> | | | | | | |
| Diameter-based model | 8.25 | 5.98 | 4.17 | 0.91 | 1.24 ^{ns} | 0.39 |
| Crown-based model | 8.02 | 5.76 | 1.67 | 1.02 | 0.86 ^{ns} | 0.43 |
| <i>White ash (n=11)</i> | | | | | | |
| Diameter-based model | 8.12 | 6.12 | -2.47 | 1.34 | 1.41 ^{ns} | 0.64 |
| Crown-based model | 6.79 | 4.76 | 0.15 | 1.00 | 1.84 ^{ns} | 0.74 |

RMSE, root mean square error, $\{[\sum (y-\hat{y})^2] / n\}^{0.5}$ MAE, mean absolute error, $(\sum |y-\hat{y}|) / n$
 * Simultaneous F-statistic for slope = 1 and intercept = 0
 EF, modeling efficiency, $1-\sum (y-\hat{y})^2 / \sum (y-\bar{y})^2$ ns, nonsignificant (p>0.05)

The modelling efficiency term, recommended by Mayer and Butler (1993) as an important overall measure of goodness of fit, was moderately high for sugar maple and white ash (0.66 and 0.74, respectively), and moderate for basswood (0.43) in the best crown-based equations. The best crown-based equation was generally better fit for all species. However, differences between diameter-based and crown-based model were rather small. (Table 5)

DISCUSSION

Performance of alternative basal area increment models

A variety of different variables for measuring crowding or competition are all about equally useful in northern hardwoods. Therefore, no one variable is clearly superior. Exposed crown area and percent exposed crown area are determined solely from the effects of immediately adjacent competitors without any knowledge of competitors further away from the subject tree. Therefore, crown competition variables (ECA and %ECA) can be collected more rapidly in the field than diameter-based competition (CI) because multiple measurements of competitors are not needed for every subject tree. Percent stocking, a plot-level measure of competition, is also easily measured using average diameter of codominant trees and stand basal area.

There is little difference in the overall statistical fit between the diameter-based model and the crown-based basal area increment model for sugar maple. This has important implications because crown variables may not be worth measuring simply to increase the precision of the model. Given that measuring crown dimension variables on fixed area plots is more difficult and time-consuming than dbh and other diameter-based

measurements, diameter variables might be more convenient and cost-efficient for many users. However, crown variables are useful and possibly necessary in examining gap closure processes. It is doubtful if diameter-based models can provide accurate simulation of gap dynamics and gap-capture by saplings, although this point needs further investigation.

LITERATURE CITED

1. Albert, D.A. 1995. Regional landscape ecosystems of Michigan, Minnesota, and Wisconsin : a working map and classification. USDA For. Serv. Gen. Tech. Rep., NC-178.
2. Belcher, D.W., Holdaway, M.R. and Brand, G.J., 1982. A description of STEMS-the stand and tree evaluation and modeling system. Gen. Tech. Rep. NC-79, USDA Forest Service, St. Paul, MN, 18pp.
3. Carmean, W.H., 1978. Site index curves for northern hardwoods in northern Wisconsin and Upper Michigan. USDA For. Serv. Res. Pap., NC-160.
4. Choi., 1998. Simulation of the development and restoration of old-growth northern hardwood forest. Ph.D. Thesis, Univ. of Wisconsin-Madison.
5. Cole, W.G., 1991. Prediction of tree growth and gap closure rates after selective cutting in second-growth northern hardwood forests. Ph.D. Thesis, Univ. of Wisconsin-Madison.
6. Cole, W.G. and Lorimer, C.G., 1994. Predicting tree growth from crown variables in managed northern hardwood stands. For. Ecol. Manage., 67 : 159-175.
7. Daniels, R.F. and Burkhart, H.E., 1975. Simulation of individual tree growth and stand development in managed loblolly pine

- plantations. Publ. FWS-5-75, Virginia Polytechnic Institute and State University, Blacksburg, 69 pp.
8. DeAngelis, D. L. and Gross, L. J. (Editors), 1992. Individual-based models and approaches in ecology : populations, communities and ecosystems. Chapman and Hall, New York.
 9. Ganzlin, W.K. and Lorimer, C.G., 1983. Test of a rapid field method for evaluating competition around individual trees. Res. Note 253, Department of Forestry, University of Wisconsin-Madison, 4 pp.
 10. Hatch, C.R., D.J. Gerrard and J.C. Tappeiner II. 1975. Exposed crown surface area : a mathematical index of individual tree growth potential. Can. J. For. Res. 5 : 224-228.
 11. Hix, D.M. and Lorimer, C.G., 1990. Growth-competition relationships in young hardwood stands on two contrasting sites in southwestern Wisconsin. For. Sci, 36(4) : 1032-1049.
 12. Kotar, J., Kovach, J. and Locey, C., 1988. Field guide to forest habitat types of northern Wisconsin. Department of Forestry, University of Wisconsin-Madison.
 13. Lorimer, C.G., 1983. Test of age-independent competition indices for individual trees and natural hardwood stands. For. Ecol. Manage., 6(1983) : 343-360.
 14. Mayer, D.G. and Butler, D.G., 1993. Statistical validation. Ecological Modeling, 68 : 21-32.
 15. Mitchell, K.J., 1969. Simulation of the growth of even-aged stands of white spruce. Yale Univ. School For. Bull. 75.
 16. Mitchell, K.J., 1975. Dynamics and simulated yield of Douglas-fir. For.Sci. Monog. 17.
 17. Singer, M.T., 1995. Growth response to thinning of larger trees in older second-growth northern hardwood forests. M.S. thesis, University of Wisconsin-Madison.
 18. Smith, D.M., 1986. The practice of silviculture. 8th ed. Wiley, New York.
 19. Tubbs, C.H., 1977. Manager's handbook for northern hardwoods in the North Central States. USDA For. Serv. Gen. Tech. Rep., NC-39.
 20. Vanclay, J.K., 1995. Growth Models for Tropical Forests : A Synthesis of Models and Methods. For. Sci., Vol. 41. No1, pp.7-42.
 21. Wykoff, W.R., 1990. A basal area increment model for individual conifers in the northern Rocky Mountains. For. Sci., 36 : 1077-1104.

Percentile-based Weibull Diameter Distribution and Yield Prediction Models for Unthinned Slash Pine Plantations¹

Young Jin Lee²

미간벌된 슬래쉬소나무 조림지에 대한 백분위수에 근거한 Weibull 직경분포와 수확예측 모형¹

李榮珍²

ABSTRACT

Growth and yield models describing diameter distribution have been widely used in forest management for making appropriate management decisions on forestry operations. Prediction equations for percentiles of diameter distribution and a parameter recovery procedure for the Weibull distribution function based on four percentile equations were applied to develop diameter distribution of even-aged unthinned slash (*Pinus elliottii* Engelm.) pine stands and yield prediction model. Four percentiles of the cumulative diameter distribution were predicted as a function of the principal stand characteristics such as plantation age, site index, and stand density. Individual tree height prediction equations were developed for the calculation of yields by diameter class. This percentile-based Weibull diameter distribution and yield prediction system will be useful in updating forest inventories for the long-term forest management planning and in evaluating forest investment opportunities. It is available as a user-friendly computer program that can calculate expected yields by diameter class.

Key words: *Pinus elliottii*, three-parameter Weibull distribution, percentiles, parameter recovery, yield and growth model

要 約

人工林 造林地에 대한 적절한 경영을 하기 위해서 직경분포를 설명하는 생장 豫測 模型들이 널리 사용되어 왔다. 직경분포의 百分位數(percentiles) 예측식들과 이들을 근거로 한, Weibull 分布 函數式에 대한 母數 回復(parameter recovery) 절차법이 슬래쉬소나무 (*Pinus elliottii* Engelm.) 同齡林의 직경분포와 收穫豫測模型을 개발하기 위해서 적용되었다.

直徑分佈에 대한 4개의 百分位數 豫測式들은 林齡, 地位指數, 林分密度를 독립변수로 한 回歸式을 추정하였다. 또한 直徑級에 대한 收穫量을 계산하기 위하여 單木 樹高 豫測式을 개발하였으며, 그리고 單木 材積 豫測式을 이용함으로써 直徑級에 대해 기대되는 材積量을 계산할 수가 있다. 이와 같은 百分位數에 근거한 Weibull 直徑分佈 收穫豫測 시스템은 다용도의 목재 생산량 예측과 장기적인 임분의 경영 및 투자 효과를 평가하는데 필요한 유용한 정보를 제공할 것이다.

¹ 접수 2000년 10월 5일 Received on October 5, 2000.

² 경북대학교 농업과학기술연구소 Institute of Agricultural Science and Technology, Kyungpook Nat'l Univ., Taegu 702-701, Korea (youngjinlee98@hanmail.net)

INTRODUCTION

Stand level growth and yield models have been tested using diameter distribution procedures. In these cases, it is assumed that the underlying diameter distribution of the stand can be characterized by a certain probability density function. A number of methods have been proposed to model diameter distributions in forest stands. Many statistical distribution functions such as log-normal, Beta, Weibull, the Johnson's SB, and Bivariate distribution have been used to describe diameter distributions in forest stands (Bliss and Reinker 1964, Clutter and Bennett 1965, Lenhart 1968, Bailey and Dell 1973, Hafley and Schreuder 1977, Clutter *et al.* 1983, Knoebel and Burkhart 1991). However, most of the work has been used the Weibull distribution to model diameter distributions since the early applications by Bailey and Dell (1973). Burkhart and Strub (1974) compared the Weibull function with the Beta density function in stands of loblolly pine and found better fits with the Weibull function. This Weibull function had showed closed form and special appeal of its ability to take on a variety of shapes and degrees of skewness.

Weibull parameters were predicted by empirical functions of whole stand characteristics such as plantation age, site index, and density (Smally and Bailey 1974). Subsequently, parameter recovery techniques replaced the parameter prediction approach (Bailey *et al.* 1981, Hyink and Moser 1983, Cao and Burkhart 1984, Borders *et al.* 1987, Lenhart 1988, Bailey *et al.* 1989).

Several different methods for estimating the two- and three-parameters of the Weibull distributions such as the parameter prediction methods, the percentile prediction methods, the maximum likelihood and the moment methods were investigated by numerous

authors (Dubey 1967, Zanakis 1979, Zarnoch *et al.* 1985, Border *et al.* 1987, Clutter *et al.* 1983).

The parameter recovery technique employed in this work was first presented by Bailey *et al.* (1989). This parameter recovery procedure utilizes the expected value of the minimum observation from a sample size n from the Weibull distribution, four percentiles, and the second moment of the Weibull distribution to estimate the a , b , and c parameters.

The objective of this study was to develop percentile-based Weibull diameter distribution and yield prediction system using the long-term repeated measurement of unthinned slash pine data sets in the south-western United States and an illustration is given for the practical computations for size-class yield prediction model.

MATERIALS AND METHODS

1. Data

The study area consists of 22 counties in East Texas, USA. Generally, the counties are located within the rectangle from 30°-35° north latitude and 93°-96° west longitude.

The East Texas Pine Plantation Research Project (ETPPRP) was initiated in 1982. Measurements are on a 3 year cycle because it takes 3 year to measure all plots. Each plot is located in a different plantation and consists of two adjacent subplots separated by a 60ft buffer zone. One subplot is designated for model development and the other for model evaluation. A subplot is 100ft by 100ft in size, and all planted slash pines within a subplot are tagged and measured. Measurements taken on each tree include dbh, total height, and height to base of live crown. Other characteristics recorded include crown class, tree vigor, disease, and hardwood component. Typical site preparation methods for establish-

ing the plantations in which ETPRP plots are involved various combinations of shearing, pushing down, piling and or chopping, plus burning. Evaluation subplots were utilized for evaluation purposes and all subplots were combined for model fitting. The character and nature of the observed slash pine stand data sets are depicted in Table 1.

Table 1. Summary statistics for unthinned slash pine stand data sets

| | Mean | Std Dev. | Min. | Max. |
|-----------------|------|----------|------|-------|
| AGE | 11 | 5.1 | 1 | 26 |
| SI | 74 | 14.4 | 15 | 141 |
| TPA | 401 | 171.8 | 78 | 1,032 |
| HT | 35.4 | 17.7 | 2 | 111 |
| D ₀ | 1.7 | 1.4 | 0 | 6.6 |
| D ₂₅ | 3.9 | 2.1 | 0 | 8.9 |
| D ₅₀ | 4.7 | 2.4 | 0 | 11.0 |
| D ₉₅ | 6.4 | 3.1 | 0 | 13.8 |

Where : AGE=plantation age (yrs), SI=site index (base age 25 yrs; (ft)), TPA=total trees per acre, HT=average height of ten tallest trees (ft), D₀=0th diameter percentile (in.), D₂₅=25th diameter percentile (in.), D₅₀=50th diameter percentile (in.), D₉₅=95th diameter percentile (in.).

A total of 764 plot observations from slash pine plantations were utilized for model fitting. Plantation age of slash pine ranged from 1 to 26 years old, trees per acre ranged from 78 to 1,032, and site index (base age 25 years) ranged from 15 to 141.

2. Model development

1) Prediction of diameter distribution percentile equations

The Weibull parameter recovery method was applied in this study that required use of the 0th, 25th, 50th, and 95th diameter percentiles. The 0th(D₀), 25th(D₂₅), 50th(D₅₀), and 95th(D₉₅) percentiles were obtained for each subplot. Separate regression equations for the percentiles were developed for the planted slash

pinus. The principal stand characteristics such as plantation age, site index, and stand density were readily available in the slash pine plantations. The basic model for percentile equations was :

$$(D_i) = f(AGE, SI, DENSITY), \tag{1}$$

where :

D_i= 0th, 25th, 50th, and 95th percentiles of diameter distribution.

2) Weibull parameter recovery methods

The Weibull distribution parameter recovery procedure developed by Da Silva (1986) and subsequently utilized by Bailey *et al.* (1989) and Brooks *et al.* (1992), first determines the predicted location parameter 'a' using the predicted values for D₀ and D₅₀, and an initial assumption that the shape parameter 'c' is 3.0.

Assuming that c=3, the location parameter, 'a', was obtained by using the minimum (D₀) and median (D₅₀) diameters and sample size (n) :

$$\hat{a} = (n^{1/3} D_0 - D_{50}) / (n^{1/3} - 1), \tag{2}$$

if $a < 0.0$ then $a = 0$

The shape parameter was estimated by using the estimate for the location parameter and D₉₅ and D₂₅ :

$$\hat{c} = 2.343088 / \ln \left[\frac{D_{95} - \hat{a}}{D_{25} - \hat{a}} \right], \tag{3}$$

and the scale parameter, 'b', was obtained by solving the second moment of the Weibull distribution for the positive root with the estimates for 'a', 'c', and D_q^2 :

$$\hat{b} = - \frac{\hat{a} \Gamma_1}{\Gamma_2} + \sqrt{ \left(\frac{\hat{a}}{\Gamma_2} \right)^2 (\Gamma_1^2 - \Gamma_2) + \frac{D_q^2}{\Gamma_2} } \tag{4}$$

where :

- Γ = the gamma function,
- $\Gamma_1 = \Gamma(1+1/c)$,
- $\Gamma_2 = \Gamma(1+2/c)$,
- D_q = quadratic mean diameter.

There are several advantages to this percentile-based parameter recovery procedure over other recovery procedures such as the location and shape parameters were obtained by using simultaneous solutions for two points in the distribution, the location parameter was obtained by using an analytical relationship between two percentiles rather than an arbitrary proportion of the minimum diameter.

3) Individual tree height prediction equations

The most widely used height prediction models are the 'height-diameter' equations, which predict tree height as function of tree diameter at breast height. The individual tree height model used in this study was originally developed by Lenhart (1968). The basic model was :

$$\ln(h_{i,t}/H_t) = f(\ln(d_{i,t}/DMAX_t)) \quad (5)$$

where :

$h_{i,t}$ = predicted height of the i th tree at age t ,

H_t = average height of dominant and co-dominant at age t ,

$d_{i,t}$ = dbh of the i th tree at age t ,

$DMAX_t$ = midpoint value of the largest diameter class at least one tree.

A property of the equation (8) is that as d approaches $DMAX$, h approaches H . Other variants of this type of tree height prediction model for even-aged stands have been developed, which relate tree height to dbh and variety of stand attributes (Clutter *et al.* 1983, Amateis *et al.* 1984, Zhang *et al.* 1997).

4) Individual tree volume and taper function model

The individual tree contents equations from Lenhart (1986) was :

$$C = b_0 + D^{b_1} H^{b_2} - b_3 (d^{b_1} / D^{b_1}) (H-4.5) \quad (6)$$

where :

C = content of the stem,

D = diameter at breast height (dbh),

H = total height of the tree,

d = limiting top diameter.

This equation provides not only estimates of total stem content but stem content to various upper stem diameters. This equation can be converted into taper function equations to estimate upper stem dob (d) and height position (h) on upper stem where d occurs. We can estimate the content of the total stem, the content of the stem to a designated upper stem diameter and the diameter at a designated position on the stem.

5) Weibull cumulative function for the stand table calculations

The Weibull function has been widely used to model diameter distributions since the early applications by Bailey and Dell (1973), Schreuder and Swank (1974), and Little (1983) :

$$F(X) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{X-a}{b}\right)^c\right] \quad (7)$$

($a \leq X < \infty$), 0 otherwise.

The location parameter 'a' which gives the minimum value of the distribution (minimum diameter values is ≥ 0), and the scale parameter 'b' which is related to the range of the diameter distribution, and the shape parameter 'c' which determines the skewness of the distribution. To compute relative proportions of trees by dbh class, substitute the upper and lower limits of the class into the cumulative distribution function. Subtracting the cumulative distribution up to the lower limit of the class from the upper limits gives the proportion of trees in that class (Avery and Burkhart 1994).

$$P_i = (1 - \exp\left[-\left(\frac{U_i - a}{b}\right)^c\right]) - (1 - \exp\left[-\left(\frac{U_{(i-1)} - a}{b}\right)^c\right]) \quad (8)$$

where :

- P_i = proportion of trees in diameter class i ,
- U_i = upper limit of diameter class i .

This equation was used for calculating diameter class frequencies with all Weibull diameter distribution models.

RESULTS AND DISCUSSION

1. Diameter percentile prediction equations

The components of a diameter distribution yield prediction system are equations to estimate certain diameter percentiles and quadratic mean diameter. A total of 722 observations from slash pine plantations were utilized for model fitting. Separate regression equations for the minimum dbh (D_0) on the plot and 25th, 50th, and 95th percentiles were developed by using of the principal stand characteristics such as plantation age, site index, and stand density. The prediction equations for the 0th, 25th, 50th, and 95th percentiles are presented in equations (9) to (12). The R^2 explained by these regression equations ranged from 63.0% for equation (9) to 93.5% for equation (12). The root mean square error (RMSE) is the representative of total variability within each equations.

$$\ln D_0 = 2.06887 - 12.43177 * \left(\frac{1}{AGE}\right) + 0.01913 * SI - 0.31233 * \ln(TPA) \quad (R^2=0.630 \quad RMSE=0.410) \quad (9)$$

$$\ln D_{25} = 1.85979 - 8.34459 * \left(\frac{1}{AGE}\right) + 0.01828 * SI - 0.17217 * \ln(TPA) \quad (R^2=0.863 \quad RMSE=0.181) \quad (10)$$

$$\ln D_{50} = 2.26670 - 7.79727 * \left(\frac{1}{AGE}\right) + 0.01566 * SI - 0.18425 * \ln(TPA) \quad (R^2=0.910 \quad RMSE=0.137) \quad (11)$$

$$\ln D_{95} = 2.79037 - 7.52168 * \left(\frac{1}{AGE}\right) + 0.01366 * SI - 0.19492 * \ln(TPA) \quad (R^2=0.935 \quad RMSE=0.108) \quad (12)$$

If site index (SI) is unknown, but plantation age and stand height are known, then estimate site index in the following ways, as discussed by Lee (1998, 1999) :

$$SI = H \left[\frac{0.72408}{1 - \exp(-0.05150 * AGE)} \right]^{1.31033} \quad (13)$$

and vice versa, we can calculate stand height from site index equation.

Quadratic mean diameter (DQMEAN) is the input variable in recovering Weibull scale parameter. DQMEAN is estimated as :

$$DQMEAN = \exp\left(3.21454 - 28.28500 * \left(\frac{1}{HT}\right) + 0.188682 \ln(AGE) - 0.14931 \ln(AGE * T)\right) \quad (R^2=0.920 \quad RMSE=0.094) \quad (14)$$

By the second moment estimate for Weibull probability density function, we can also calculate DQMEAN information. The next step in developing a diameter distribution yield prediction model for planted slash trees was needed to develop individual tree height prediction model.

2. Individual tree height prediction equations

Variation of the Lenhart (1968) model was applied for individual tree height prediction modeling. A total of 29,647 individual slash pine tree data sets from five repeated measurement cycles were used for model fitting. The following individual tree height prediction equation was selected based on the model selection criteria.

$$\ln(h_i) = \ln(H_d) + 0.02333 + (\ln(d_i) - \ln(DMAX)) * (0.52105 - 0.54137 * \left(\frac{1}{AGE}\right) - 2.56889 * \left(\frac{1}{SI}\right) + 0.01183 \ln(TPA)) \quad (R^2=0.656 \quad RMSE=0.121) \quad (15)$$

3. Individual tree content and taper

function models for slash pine trees

In 1987, tree content and taper functions for individual live standing planted loblolly and slash pine trees in East Texas were published (Lenhart *et al.* 1987). The new versions of the tree content and taper functions are updated based on 86 slash pine trees data recorded from additional trees felled adjacent to ETPRP plots in 1990 (Lapongan *et al.* 1993). Total and partial stem content prediction equations are :

$$WB = 0.0025858 D^{1.77319} H^{1.13294} - 0.0024334 d^{3.46624} D^{-1.46624} (H-4.5) \tag{16}$$

$$WO = 0.0009719 D^{1.85030} H^{1.27030} - 0.0018942 d^{3.42954} D^{-1.42954} (H-4.5) \tag{17}$$

$$GWWB = 0.11325 D^{1.79531} H^{1.18087} - 0.13908 d^{3.36239} D^{-1.36239} (H-4.5) \tag{18}$$

$$GWWO = 0.085406 D^{1.83783} H^{1.19809} - 0.12342 d^{3.38121} D^{-1.38121} (H-4.5) \tag{19}$$

where :

- d = upper stem diameters outside bark,
- WB = cubic feet wood and bark,
- WO = cubic feet wood only,
- GWWB = green weight pounds wood and bark,
- GWWO = green weight pounds wood only.

These equations accounted for at least 98% of the variation. In above equations, we can calculate the total stem content estimation by setting d=0. Also, we can calculate the partial stem content estimation by setting d to appropriate upper stem dob.

4. Applications

To illustrate the use of this system, we can consider a 20-year-old slash pine plantation with 500 trees per acre and site index of 70 ft. The solution of above equations gives the following Weibull diameter distribution prediction computations.

This diameter distribution yield model could provide estimates of the number of trees per acre by dbh classes. By estimating the content

Table 2. Diameter distribution and yield computations for a 20-year-old slash pine plantations with site index of 70 ft and 500 trees/ac

| DBH Class (in.) | No. of Trees/acre | Avg. Height (ft) | Basal Area (ft ²) | WB Volume (ft ³) | WO Volume (ft ³) | GWWB Weight (lbs) | GWWO Weight (lbs) |
|-----------------|-------------------|------------------|-------------------------------|------------------------------|------------------------------|-------------------|-------------------|
| 2 | 0 | - | - | - | - | - | - |
| 3 | 13 | 23.69 | 0.6 | 10.9 | 7.1 | 573.1 | 480.0 |
| 4 | 34 | 29.38 | 3.0 | 56.2 | 38.2 | 3,008.5 | 2,557.6 |
| 5 | 67 | 34.23 | 9.1 | 188.3 | 132.3 | 10,178.4 | 8,753.0 |
| 6 | 102 | 38.54 | 20.0 | 441.9 | 319.1 | 24,098.5 | 20,919.9 |
| 7 | 117 | 42.45 | 31.3 | 730.9 | 540.2 | 40,154.1 | 35,136.4 |
| 8 | 96 | 46.07 | 33.5 | 823.5 | 620.9 | 45,528.0 | 40,114.6 |
| 9 | 51 | 49.46 | 22.5 | 578.7 | 444.1 | 32,171.7 | 28,519.4 |
| 10 | 16 | 52.65 | 8.7 | 233.1 | 181.8 | 13,027.3 | 11,611.4 |
| 11 | 3 | 55.67 | 2.0 | 54.8 | 43.4 | 3,076.9 | 2,756.0 |
| 12 | 0 | - | - | - | - | - | - |
| Total | 499 | | 130.8 | 3,118.3 | 2,327.0 | 171,816.5 | 150,848.4 |

Where : WB=wood and bark volume, WO=wood only volume, GWWB=green weight wood and bark, GWWO=green weight wood only.

of a tree with dbh equal to the dbh class midpoint, multiplying the number of trees per unit area in that class, and then summing these values over expected dbh classes, an estimate of total stand yield per acre can be obtained. If restrictions are imposed on the tree merchantability standards and on dbh values, multi-product yield estimates can be readily obtained. The results of this study indicated that the use of percentile-based Weibull diameter distribution and yield prediction system is useful for a tree level description of forest stands needed for long-term management planning and yields studies.

ACKNOWLEDGEMENTS

This project was supported by industrial forest companies in the East Texas Pine Plantation Research Project - Champion International Corporation, International Paper Company, Louisiana-Pacific Corp., Resource Management Services, Inc., and Temple-Inland Forest Products Corp. - are appreciated.

LITERATURE CITED

1. Amateis, R.L., H.E. Burkhart, B.R. Knoebel, and P.T. Sprinz. 1984. Yields and size class distributions for unthinned loblolly pine plantations on cutover site-prepared lands. Publication No. FWS-2-84. VPI&SU. 69 p.
2. Avery, T.E., and H.E. Burkhart. 1994. Forest Measurement. 4th ed. McGraw-Hill, Inc., New York. 408 p.
3. Bailey, R.L., and T.R. Dell. 1973. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. For. Sci. 19(2) : 97-104.
4. Bailey, R.L., N.C. Abernethy, and E.P. Jones, Jr. 1981. Diameter distribution models for repeatedly thinned slash pine

- plantations. In Proc. 1st Bienn. South. Silv. Res. Conf. p. 115-126.
5. Bailey, R.L., T.M. Burgan, and E.J. Jokela. 1989. Fertilized midrotation-aged slash pine plantations-stand structure and yield prediction models. South. J. Appl. For. 13 : 76-80.
6. Bliss, C.I., and K.A. Reinker. 1964. A log-normal approach to diameter distributions in even-aged stands. For. Sci. 626-632.
7. Borders, B.E., R.A. Souter, R.L. Bailey, and K.D. Ware. 1987. Percentile-based distributions characterize forest stand tables. For. Sci. 33 : 570-576.
8. Brooks, J.R., B.E. Borders, and R.L. Bailey. 1992. Predicting diameter distributions for site-prepared loblolly and slash pine plantations. South. J. Appl. For. 16(3) : 130-133.
9. Burkhart, H.E., and M.R. Strub. 1974. A model for simulation of planted loblolly pine stands. In J. Fries (ed.) Growth model for tree and stand simulation. Royal College of Forestry, Res. Notes No. 30, Stockholm, pp. 128-135.
10. Cao, Q.C., and H.E. Burkhart. 1984. A segmented distribution approach for modeling diameter frequency data. For. Sci. 30 : 129-137.
11. Clutter, J.L., and F.A. Bennett. 1965. Diameter distributions in old-field slash pine plantations. Ga. For. Res. Council. Rep. 13.
12. Clutter, J.L., J.C. Fortson, L.V. Pienaar, G.H. Brister, and R.L. Bailey. 1983. Timber Management : A Quantitative Approach. John Wiley & Sons, New York. 333 p.
13. Da Silva, J.A.A. 1986. Dynamics of stand structure in fertilized slash pine plantations. Ph.D. Diss., Univ. of Ga.
14. Dubey, S.D. 1967. Some percentile

- estimators for Weibull parameters. *Technometrics* 9 : 119-129.
15. 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.
 16. Hyink, D.M., and J.W. Moser, Jr. 1983. A Generalized framework for projecting forest yield and stand structure using diameter distributions. *For. Sci.* 29 (1) : 85-95.
 17. Knoebel, B.R., and H.E. Burkhart. 1991. A bivariate distribution approach to modeling forest diameter distributions at two points in time. *Biometrics* 47 : 241-253.
 18. Lapongan, J. A.B. Vaughn, and J.D. Lenhart. 1993. Tree content and taper functions for planted loblolly and slash pine trees in East Texas. ETPPRP Report No.28. 10 p.
 19. Lee, Y-J., and S-C. Hong. 1999. Estimation of site index curves for loblolly pine and slash pine plantations. *Jour. Korean For. Soc.* 88(3) : 285-291.
 20. Lee, Y-J. 1998. Yield prediction models for unthinned loblolly and slash pine plantations in East Texas. Ph.D. Diss., Stephen F. Austin State Univ.. 152 p.
 21. Lenhart, J.D. 1968. Yields of old-field loblolly pine plantations in the Georgia Piedmont. Ph.D. Diss., Univ. of Ga.
 22. Lenhart, J.D. *et al.* 1987. Tree content and taper functions for loblolly and slash pine trees planted on non-old field in East Texas. *South. J. Appl. For.* 10(2) : 109-112.
 23. Lenhart, J.D. 1988. Diameter distribution yield prediction system for unthinned loblolly and slash pine plantations on non-old-fields in East Texas. *South. J. Appl. For.* 12(4) : 239-242.
 24. Little, S.N. 1983. Weibull diameter distributions for mixed stands of western conifers. *Can. J. For. Res.* 13 : 85-88.
 25. Smally, G.W., and R.L. Bailey. 1974. Yield tables and stand structure for loblolly pine plantations in Tennessee, Alabama, and Georgia highlands. USDA For. Serv. Res. Pap. SO-96. 81 p.
 26. Schreuder, H.T., and Swank, W.T. 1974. Coniferous stands characterized with the Weibull distribution. *Can. J. For. Res.* 4 : 518-523.
 27. Zanakis, S.H. 1979. A simulation study of some simple estimators for the three-parameter Weibull distribution. *J. Stat. Comp. Simulation* 9 : 101-116.
 28. Zarnoch, S.J., and T.R. Dell. 1985. An evaluation of percentile and maximum likelihood estimators of Weibull parameters. *For. Sci.* 31 : 260-268.
 29. Zhang, S., H.E. Burkhart, and R.L. Amateis. 1997. The influence of thinning on tree height and diameter relationships in loblolly pine plantations. *South. J. Appl. For.* 21(4) : 199-205.

Markov chain 이론을 이용한 상주 일대의
소나무-신갈나무림의 천이추이 예측¹
김동근² · 배관호² · 서정원³

Prediction of Successional Trend in Mixed Forest of *Pinus densiflora-Quercus mongolica* by Markov chain¹

Dong Geun Kim², Kwan Ho Bae² and Jeong Weon Seo³

요 약

본 연구는 Markov 이론을 이용하여 소나무-신갈나무 혼효림에서의 산림식생의 천이를 예측을 하기 위해 수행되었다. 이를 위하여 상주, 김천지역에서 소나무와 신갈나무가 혼효하고 있는 15 개의 표본점(0.05ha)에 대하여 1988년과 1998년도에 조사한 상대피도에 대한 결과를 토대로 소나무가 우점하는 소나무임분, 소나무-신갈나무 혼효임분, 신갈나무가 우점하는 신갈나무임분으로 나누어 Markov chain의 개념인 변환확률 즉, t-1년도의 수종별 구성비율의 변환확률을 토대로 기준 년도인 t년도의 수종별 구성비율의 확률을 예측하는 추리모형을 이용한다.

지난 10년 동안 소나무의 감소추세는 신갈나무임분에서 가장 많은 28.0%의 감소율을 냈으며, 다음으로 소나무-신갈나무혼효임분 12.8%, 소나무임분 5.6% 순으로 나타난 반면, 신갈나무의 증가추세는 소나무임분에서 가장 많은 118.3%의 증가율을 나타냈으며, 다음으로 소나무-신갈나무혼효임분 9.7%, 소나무임분 2.5% 순으로 나타났다.

또한, 10년간의 변환확률식을 토대로 앞으로 50년간 천이예측에서는 소나무임분의 경우는 소나무는 계속 감소하는 반면, 신갈나무는 계속 증가하는 것으로 나타났으며, 소나무-신갈나무림 혼효임분의 경우는 소나무는 계속 감소하지만 신갈나무와 기타수종에 해당하는 굴참나무, 개벚나무, 물푸레나무 등은 계속 증가하는 것으로 나타나고 있으며, 신갈나무임분의 경우는 소나무는 계속 감소하며, 신갈나무는 조금씩 증가하다가 30년 후부터 점차 감소하는 것으로 나타났으며, 기타수종에 포함되는 굴참나무, 개벚나무, 서어나무, 들메나무, 물푸레나무, 당단풍 등은 적은 비율이지만 계속 증가하고 있어 앞으로 이들 수종으로의 대치가 될 것으로 추정된다.

ABSTRACT

This study was performed to predict successional trend in mixed stands of *Pinus densiflora-Quercus mongolica* by Markov model. To achieve this purpose, data of tree species composition ratio were collected in 15 Sample plots(0.05ha) at 10-year intervals during 1988~1998 year which in Sangju and Kimcheon areas and classified 3 stand types; *Pinus densiflora*, *Pinus densiflora-Quercus mongolica* and *Quercus mongolica* stand.

In this study, mathematical theory of Markov chain Matrices of transition probabilities from one species to other was calculated by stand types and predicted the ratio of species composi-

¹ 接受 2000年 10月 11日 Received on October 11, 2000

² 상주대학교 산림자원학과 Department of Forest Resources, Sangju National University.

³ 임업연구원 Korea Forest Research Institute

tion throughout 2048 years.

During the years of 1989~1998, the decrease percentage of *Pinus densiflora* in *Quercus mongolica* stand, *Pinus densiflora-Quercus mongolica* stand, and *Pinus densiflora* stand were 28.0%, 12.8%, and 5.6%, respectively. In contrast, the increase percentage of *Quercus mongolica* in *Pinus densiflora* stand, *Pinus densiflora-Quercus mongolica* stand, and *Quercus mongolica* stand were 118.3%, 9.7%, and 2.5%, respectively.

The future species composition ratio throughout matrices of transition probabilities in case of *Pinus densiflora* stand showed that *Pinus densiflora* were continually decreased, but *Quercus mongolica* showed increasing trends. In case of *Pinus densiflora-Quercus mongolica* stand, *Pinus densiflora* were decreased, but *Quercus mongolica*, *Q. variabilis*, *Prunus leveilleana* and *Fraxinus rhynchophylla* were increased, and composition ratio of *Quercus mongolica* will catch up with *Pinus densiflora* 30 years later. In case of *Quercus mongolica* stand, *Pinus densiflora* was decreased, *Quercus mongolica* showed decreasing trend 30 years later, but *Quercus variabilis*, *Prunus leveilleana*, *Fraxinus rhynchophylla*, *F. mandshurica*, *Carpinus laxiflora* and *Acer pseudo-sieboldianum* will be continually increased in near future.

서론

삼림의 천이는 시간이 경과함으로써 야기되는 삼림군집의 구조상의 변화이기 때문에 생물학적 환경요인에 따라서 매우 다양하므로 일률적이고 단편적인 이론이나 방법에 의하여 해석하기에 충분하지 못한 경우가 많았다. 그러나 최근에는 객관적인 분석이라는 면에서 수학과 통계학을 이용한 천이모델에 관한 연구가 많이 이루어지고 있으며, 이러한 방법 중의 하나가 Markov chain을 이용한 것으로 이는 일련의 확률적 시행에 있어 제사건의 발생이 서로 독립적이라고 가정하고 각 시행의 결과가 바로 시행전 결과에만 영향을 받는다고 가정하는 일련의 과정으로 이러한 Markov 과정의 가장 간단한 경우이다(김용겸 1982). 이러한 Markov chain의 변환확률이론을 우리 임업분야에서도 다양하게 이용되고 있다. 즉, 산림에 대한 경제적인 수확정책의 결정, 산림자원조사에 있어서 임상별 임지면적의 변화예측이나 생장예측 등에 이용되고 있으며(Alig 1986; Kaya and Buongiorno 1987; 김동근 외 1998), 특히 삼림 천이 예측에 있어서도 많이 이용되고 있으며 이에에는 경년변환 확률과 하층목에서 상층목으로의 변환확률에 의한 방법이 있다(Binkley 1980; Pierre 1981; 김지홍 1992).

그러나 이러한 Markov chain에 의한 산림천

이에 대한 예측방법이 변환확률행렬과 해당 임분의 현재 수종 구성 상태에 의해서 결정된다는 점에서 수학적 이론으로 분석한 천이경향분석이 적용 범위와 대상의 한계라는 측면에서는 결점도 있으나, 생리·생태적인 기초자료가 충분한 상태에서의 신중한 적용은 삼림천이의 추세를 분석하는데 대단히 유용한 방법이라는데 많은 학자들이 의견이 일치한다(김지홍 1993).

최근 천환경적인 산림경영이라는 측면에서 현재 우리나라 삼림의 많은 면적을 차지하고 있는 소나무와 참나무류의 천연혼효림인 2차림에 대한 관심이 고조됨에 따라 이러한 천연림에 대한 임분구조 및 생장특성에 많은 관심과 연구가 이루어지고 있다. 이러한 관점에서 본 연구는 천연혼효림의 효율적인 경영관리를 위하여 소나무와 신갈나무림, 혼효림을 대상으로 주요 수종별 구성비율을 1988년과 1998년에 각각 조사한 결과를 토대로 Markov chain의 변환확률식을 추정하여 천이추이를 단기 예측함으로써 임분생장 특성을 분석해 보고자한다.

재료 및 방법

1. 조사지 개황

본 연구는 경상북도 상주, 김천 일대를 대상으로 소나무와 신갈나무가 혼효하고 있는 북사면과 남사면별로 고루 분포되도록 대상지역을 선정하

였다. 조사지 일대는 동경 128° 00′ 00″~128° 15′ 00″, 북위 35° 45′ 00″~36° 30′ 00″에 걸쳐 있다.

조사지역은 소백산(1,439m)-월악산(1,094m)-속리산(1,058m)-황악산(1,111m)-덕유산(1,614m)-지리산(1,915m)으로 이어지는 소백산맥의 동부에 위치하는 소백산맥의 지맥으로 인간의 간섭을 많이 받은 곳이다. 연평균 기온은 약 10.9℃, 연평균 강수량은 1,184.9mm으로서 중부지방의 전형적인 대륙성기후를 나타낸다.

전반적인 식생은 과거 농업의 영향으로 인간의 간섭을 많이 받아왔는데, 천연림으로는 소나무와 참나무류가 대부분을 차지하고, 인공림으로는 일본잎갈나무, 잣나무, 리기다소나무 등이 식재되어 있다. 이들 지역의 산림식생은 과거 치산녹화 10개년 계획 등 국가적인 조림 사업과 농경산업의 주에너지의 변화에 따라 보다 자연적으로 천이되어 가고 있다. 연구대상지의 개괄적인 특성은 Table 1과 같다.

2. 연구방법

소나무와 신갈나무가 혼효하고 있는 임분을 대상으로 1988년과 1998년도에 각각 실시된 표본점(0.05ha) 조사 결과를 토대로 직경 6cm 이상의 수종들에 대한 상대밀도와 상대피도를 구하여 입지와 생육분포를 고려하여 소나무가 우세한 소나무임분, 소나무-신갈나무 혼효임분, 그리고 신갈나무가 우세한 신갈나무임분으로 각 임분 5개씩 15개의 표본점을 대상으로 임분 구조 분석을 실시하였으며, Markov chain의 개념인 변환확률을 이용하여 천이추이에 대한 단기 예측을 실시하였다. 즉, 천이추이는 소나무, 신갈나무, 그리고 소나무와 신갈나무 외 수종을 대상으로 t-1년도의 수종별 수관점유비율의 변환확률을 토대로 기준연도인 t년도의 수종별 수관점유비율의 확률을 예측하는 아래

와 같은 추리모형을 이용하였다.

$$A_{ij} = \sum_{t=1, J} P_{ij} A_{j,t-1}$$

여기서 $A_{i,t}$: t시점에서의 I수종의 구성비율

$j(j=1, \dots, J)$: 수종

P_{ij} : j수종으로 부터 i수종으로의 구성비율변환확률

결과 및 고찰

1. 임분구조 분석

1988년과 1998년도에 각각 실시한 표본점 조사 결과를 토대로 임분 종류별 상대밀도와 상대피도를 구한 결과는 Table 2와 같이 소나무 임분의 경우 소나무의 상대밀도, 상대피도가 1988년 87.84, 94.03에서 1998년 82.49, 88.71로 감소하고 있고, 신갈나무의 경우는 상대밀도가 9.22에서 14.30, 상대피도가 4.21에서 9.19로 증가하고 있다. 송 등(1997)의 흉고직경급 분석에 의하면 정규분포형의 소나무는 어느 정도 지속이 될 것으로 추정하였지만 신갈나무, 굴참나무, 졸참나무의 중요치의 증가를 들어 이들의 천이를 예측하고 있다. 본 연구에서도 소나무의 경우는 상대밀도 상대피도가 감소하고 있고, 신갈나무, 굴참나무의 상대밀도 상대피도는 증가하고 있어 이들의 침입을 예상할 수 있다.

소나무-신갈나무 혼효임분의 경우 소나무는 상대밀도, 상대피도가 모두 감소하고 있는 반면, 신갈나무, 굴참나무, 개벚나무, 물푸레나무는 상대밀도 상대피도가 증가하고 있다. 물오리나무는 상대밀도가 10년 사이에 감소하고 있는데 이는 피음에 의한 개체수의 고사를 의미한다고 할 수 있다.

신갈나무임분의 경우 소나무는 상대밀도 상대피도가 모두 감소하고 있지만, 개벚나무, 서

Table 1. Stand attributes in study areas

| Stand Type | Altitude(m) | Slope(°) | Diameter Class | Age Class |
|--------------------------------|-------------|-----------|----------------|-----------|
| <i>Pinus densiflora</i> Stand | 400~470 | 32~36 | 2 | IV~V |
| Mixed Stand | 200~250 | 10~18 | 2 | IV~V |
| <i>Quercus mongolica</i> Stand | 350~370 | 25~34 | 2 | IV~V |

어나무, 들메나무, 물푸레나무, 당단풍은 상대 밀도 상대피도가 증가하고 있다. 신갈나무 상대피도 증가와 상대밀도 감소는 임관의 폐쇄에 따라 치수의 증가는 줄어들고, 기존 개체의 피도가 증가하는 것으로 분석된다. 민가 주변의 신갈나무림은 산악지의 신갈나무림보다 인위적인 간섭을 많이 받아왔으며, 맹아경신력에 의해 우세종으로 된 것으로 추정된다. 상대피도는 증가하지만 상대밀도는 감소하고 있는 신갈나무림내에 침입하여 상대피도가 증가하고 있는 들메나무, 물푸레나무, 서어나무는 신갈나무보다 내음성이 더 강한 종으로 추정된다. 김(1992)에 의하면 오대산 지역의 신갈나무는 보다 내음성이 강하고 종자에 의한 번식력이 잘 되는 서어나무류, 단풍나무류, 피나무류 등과 전나무, 분비나무, 잣나무 등과의 경쟁에서 약화될 것으로 판단하고 있다. 따라서 조사지 일

대의 사면하부의 신갈나무림도 물푸레나무, 서어나무 등의 침입이 지속될 것으로 추정할 수 있다.

또한 지난 10년간 임분 종류와 주요 수종별 상대피도에 의한 구성비율 변화를 살펴보면, Table 3과 Fig. 1에서와 같이 소나무의 감소 추세는 지난 10년 동안 신갈나무임분에서 가장 많이 28.0%의 감소율을 나타내고 있으며 다음으로 소나무-신갈나무 혼효임분 12.8%, 소나무임분 5.6% 순으로 나타났으며, 반면 신갈나무의 증가추세는 소나무임분에서 가장 많이 118.3%의 증가율을 나타내고 있으며 다음으로 소나무-신갈나무 혼효임분 9.7%, 신갈나무임분 2.5% 순으로 나타났다. 그리고 기타 수종에 포함된 굴참나무, 개벚나무, 물푸레나무, 물오리나무 등은 소나무-신갈나무 혼효임분에서 증가율이 22.5%로 가장 높았으며, 굴참나무

Table 2. Species composition for tree species by stand types

| Scientific name | RD | | RC | |
|-----------------------------------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| | 1988 | 1998 | 1988 | 1998 |
| <i>Pinus densiflora</i> stand | | | | |
| <i>Pinus densiflora</i> | 87.84 | 82.49 | 94.03 | 88.71 |
| <i>Quercus mongolica</i> | 9.22 | 14.30 | 4.21 | 9.19 |
| <i>Quercus variabilis</i> | 2.94 | 3.21 | 1.76 | 2.10 |
| sum | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| <i>Pinus densiflora</i> - <i>Quercus mongolica</i> stand | | | | |
| <i>Pinus densiflora</i> | 24.05 | 23.08 | 52.84 | 46.08 |
| <i>Quercus mongolica</i> | 32.78 | 33.08 | 30.21 | 33.15 |
| <i>Quercus variabilis</i> | 13.92 | 14.82 | 7.71 | 8.47 |
| <i>Prunus leveilleana</i> | 14.56 | 15.22 | 6.35 | 7.45 |
| <i>Alnus hirsuta</i> | 11.42 | 10.32 | 2.47 | 4.11 |
| <i>Fraxinus rhynchophylla</i> | 3.27 | 3.48 | 0.42 | 0.74 |
| sum | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| <i>Quercus mongolica</i> stand | | | | |
| <i>Pinus densiflora</i> | 9.92 | 8.73 | 8.35 | 6.01 |
| <i>Quercus mongolica</i> | 79.28 | 78.57 | 84.24 | 86.36 |
| <i>Quercus variabilis</i> | 3.60 | 4.34 | 4.66 | 3.87 |
| <i>Prunus leveilleana</i> | 3.60 | 3.97 | 1.45 | 1.78 |
| <i>Carpinus laxiflora</i> | 1.80 | 2.38 | 0.90 | 0.98 |
| <i>Fraxinus mandshurica</i> | 0.00 | 0.79 | 0.00 | 0.44 |
| <i>Fraxinus rhynchophylla</i> | 0.90 | 0.79 | 0.20 | 0.23 |
| <i>Acer pseudo-sieboldianum</i> | 0.90 | 0.79 | 0.20 | 0.33 |
| sum | 100.00 | 100.00 | 100.05 | 100.00 |

RD : relative density, RC : relative coverage

무, 개벚나무, 서어나무, 들메나무, 당단풍이 포함된 신갈나무임분에서는 증가율이 22%로 나타나고 있다.

소나무임분의 경우 신갈나무 굴참나무의 증가율이 118.3, 19.3으로 나타났는데 이는 참나무류의 맹아력에 의한 초기생장의 왕성함에 기인한 것으로 생각되며, 그리고 소나무2차림의 경우 임내의 광도와 두터운 낙엽층에 따른 소나무 치수의 발생이 어렵다는 데에도 그 원인이 있다고 정 등(1998)은 밝히고 있다.

소나무-신갈나무혼효임분과 신갈나무임분에서의 신갈나무 증가율보다 기타 수종에 포함되는 서어나무, 물푸레나무, 들메나무, 당단풍 등의 증가율이 앞서거나 대등하게 나타나고 있다는 것은 현재는 신갈나무가 우세목으로 존재하고 있지만, 이는 외부 교란요인에 의하여 공한지(空閑地)에서의 2차 천이가 진행될 때 왕성한 맹아력으로 우세종의 역할을 수행하지만, 산림천이가 진행되어 울폐될 경우에는 극성상(極盛相)의 역할을 수행하기 어렵다는 것을 나타내는 것이다. 김(1992)의 강원도 일대의 신갈나무림의 연구에서 침엽수와 활엽수의 혼효림의 경우 중층은 당단풍, 상층은 전나무, 잣나무, 피나무, 까치박달 등에 의해 대치될 것으로 밝히고 있다. 이와 견주어 볼 때 본 조사 지역이 해발이 낮고, 인위적인 간섭이 줄어들고 있는 현실을 감안한다면, 들메나무, 물푸레나무, 서어나무, 까치박달 등이 신갈나무를 대치하여 갈 것으로 추정된다.

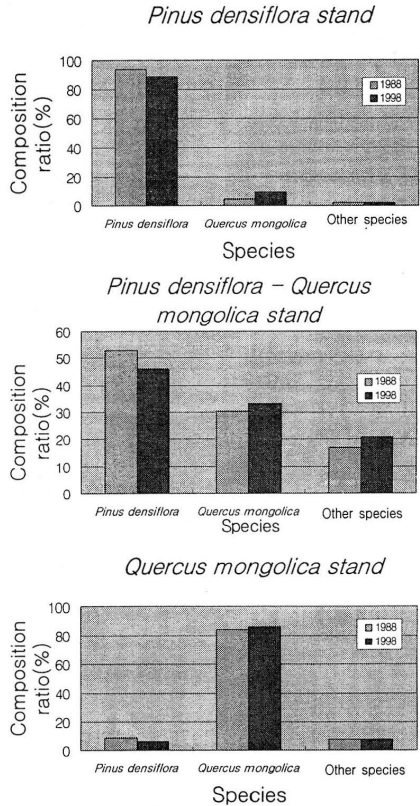


Fig. 1. Change of species composition ratio by stand types during 1989~1998.

Table 3. Change of species composition ratio by stand types during 1989~1998 year

| Stand types | | Pinus densiflora | | Quercus mongolica | | Other species | |
|--------------------------------------------|---------|-----------------------|----------------|-----------------------|----------------|-----------------------|----------------|
| | | composition ratio (%) | percentage (%) | composition ratio (%) | percentage (%) | composition ratio (%) | percentage (%) |
| Pinus densiflora stand | t-1year | 94.03 | △5.6 | 4.21 | 118.3 | 1.76 | 19.3 |
| | t year | 88.71 | | 9.19 | | 2.10 | |
| Pinus densiflora - Quercus mongolica stand | t-1year | 52.84 | △12.8 | 30.21 | 9.7 | 16.95 | 22.5 |
| | t year | 46.08 | | 33.15 | | 20.77 | |
| Quercus mongolica stand | t-1year | 8.35 | △28.0 | 84.24 | 2.5 | 7.41 | 22.0 |
| | t year | 6.01 | | 86.36 | | 7.63 | |

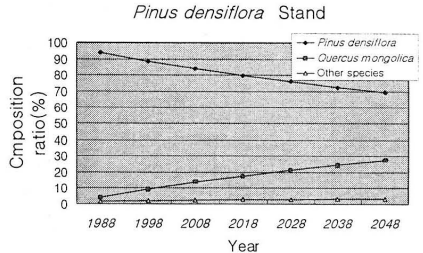
2. Markov chain의 변환확률에 의한 천이 예측

소나무임분, 소나무-신갈나무혼효임분, 신갈나무임분의 주요 수종별 천이 예측은 t-1년도의 수종별 구성점유비율의 변환확률을 토대로 기준년도인 t년도의 수종별 구성비율의 확률을 예측한 것으로 변환확률식은 Table 4와 같다. 이러한 변환확률식은 t-1년도의 수종별 구성비율은 95%를 확보, 유지하고 변환행렬내에서의 배분비율은 각 수종의 증감량에 따른다는 가정에서 추정되어졌다.

그리고 이러한 임분 종류별 변환확률식을 토대로 추정한 앞으로 50년간(1998년~2048년)의 천이 추이는 Fig. 2와 같이 소나무임분의 경우 현재 약 88.71%를 구성하는 소나무는 50년 뒤에 약 70%로 감소하고, 현재 약 9.19%를 차지하는 신갈나무임분은 30%로 증가할 것이다. 소나무-신갈나무혼효임분의 경우는 소나무는 계속 감소하지만 신갈나무와 기타에 해당하는 굴참나무, 개벚나무, 물푸레나무 등은 계속 증가하는 것으로 나타나고 있으며, 앞으로 30년 후인 2028년부터는 신갈나무의 점유비율이 소나무보다 앞서는 것으로 나타났다.

신갈나무임분의 경우에서는 소나무는 계속 감소하고, 신갈나무는 86.61을 기점으로 하여

20년 후인 2018년부터 86.57, 2028년 86.45로 계속 감소하는 것으로 예측되고 있으며, 기타에 포함되는 굴참나무, 개벚나무, 서어나무, 들메나무, 물푸레나무, 당단풍 등은 작지만 계속 증가하고 있어, 김(1992)과, 송(1997)의 연구를 고려하면 이들로 대체되어 갈 될 것으로 추정된다.



| Species \ Year | Pinus densiflora | Quercus mongolica | Other species | Total |
|----------------|------------------|-------------------|---------------|-------|
| 1988 | 94.03 | 4.21 | 1.76 | 100 |
| 1998 | 88.71 | 9.19 | 2.10 | 100 |
| 2008 | 83.95 | 13.64 | 2.42 | 100 |
| 2018 | 79.70 | 17.61 | 2.71 | 100 |
| 2028 | 75.90 | 21.16 | 2.98 | 100 |
| 2038 | 72.50 | 24.33 | 3.22 | 100 |
| 2048 | 69.45 | 27.16 | 3.44 | 100 |

Table 4. Equations of transition probability by stand type

| Stand type | Species | Equations of transition probability |
|------------------------------------------|-------------------|----------------------------------------------------------------|
| Pinus densiflora Stand | Pinus densiflora | $P_t = 0.9408 * P_{t-1} + 0.0475 * Q_{t-1} + 0.0284 * O_{t-1}$ |
| | Quercus mongolica | $Q_t = 0.0548 * P_{t-1} + 0.9500 * Q_{t-1} + 0.0227 * O_{t-1}$ |
| | Other Species | $O_t = 0.0045 * P_{t-1} + 0.0024 * Q_{t-1} + 0.9500 * O_{t-1}$ |
| Pinus densiflora-Quercus mongolica Stand | Pinus densiflora | $P_t = 0.8427 * P_{t-1} + 0.0318 * Q_{t-1} + 0.0348 * O_{t-1}$ |
| | Quercus mongolica | $Q_t = 0.0793 * P_{t-1} + 0.9500 * Q_{t-1} + 0.0153 * O_{t-1}$ |
| | Other Species | $O_t = 0.0779 * P_{t-1} + 0.0182 * Q_{t-1} + 0.9500 * O_{t-1}$ |
| Quercus mongolica Stand | Pinus densiflora | $P_t = 0.2443 * P_{t-1} + 0.0449 * Q_{t-1} + 0.0256 * O_{t-1}$ |
| | Quercus mongolica | $Q_t = 0.7365 * P_{t-1} + 0.9500 * Q_{t-1} + 0.0243 * O_{t-1}$ |
| | Other Species | $O_t = 0.0275 * P_{t-1} + 0.0043 * Q_{t-1} + 0.9500 * O_{t-1}$ |

* P_t = composition ratio of *Pinus densiflora* in t year

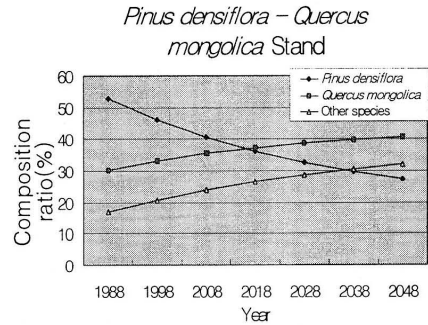
Q_t = composition ratio of *Quercus mongolica* in t year

O_t = composition ratio of Other Species in t year

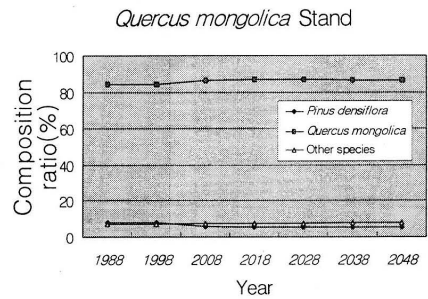
** P_{t-1} = composition ratio of *Pinus densiflora* in t-1 year

Q_{t-1} = composition ratio of *Quercus mongolica* in t-1 year

O_{t-1} = composition ratio of Other Species in t-1 year



| Year \ Species | <i>Pinus densiflora</i> | <i>Quercus mongolica</i> | Other species | Total |
|----------------|-------------------------|--------------------------|---------------|-------|
| 1988 | 52.84 | 30.21 | 16.95 | 100 |
| 1998 | 46.08 | 33.15 | 20.77 | 100 |
| 2008 | 40.61 | 35.46 | 23.92 | 100 |
| 2018 | 36.18 | 37.27 | 26.53 | 100 |
| 2028 | 32.60 | 38.68 | 28.70 | 100 |
| 2038 | 29.70 | 39.77 | 30.51 | 100 |
| 2048 | 27.35 | 40.60 | 32.02 | 100 |



| Year \ Species | <i>Pinus densiflora</i> | <i>Quercus mongolica</i> | Other species | Total |
|----------------|-------------------------|--------------------------|---------------|-------|
| 1988 | 8.35 | 84.24 | 7.41 | 100 |
| 1998 | 8.35 | 84.24 | 7.41 | 100 |
| 2008 | 6.01 | 86.36 | 7.63 | 100 |
| 2018 | 5.54 | 86.65 | 7.78 | 100 |
| 2028 | 5.44 | 86.59 | 7.91 | 100 |
| 2038 | 5.42 | 86.45 | 8.04 | 100 |
| 2048 | 5.41 | 86.31 | 8.15 | 100 |

Fig. 2. Predict of species composition ratio during 1988~1998.

결론

본 연구는 상주지역을 포함한 인근 지역의

소나무와 신갈나무림을 대상으로 15개의 표본점(0.05ha)에 대하여 1988년 1998년도에 각각 조사된 상대피도에 대한 결과를 토대로 소나무가 우점하는 소나무임분, 소나무-신갈나무 혼효임분, 신갈나무가 우점하는 신갈나무임분을 대상으로 Markov chain의 변환확률 즉, t-1년도의 수종별 구성비율의 변환확률을 토대로 기준년도인 t년도의 주요 수종별 구성비율의 확률을 예측하는 변환확률식을 구하고 이 식을 토대로 앞으로 50년간의 천이를 예측하였다.

1988년~1998년간 소나무의 감소추세는 모든 임분에서 감소하는 것으로 나타난 반면, 신갈나무는 모든 임분에서 증가하는 것으로 나타났으며, 소나무와 신갈나무를 제외한 기타 수종들도 모든 임분에서 조금씩 증가하는 것으로 나타났다.

또한 지난 10년간 수종구성비율의 변환확률식을 이용하여 앞으로 50년간 천이추이의 예측한 결과는 소나무임분의 경우는 소나무는 계속 감소하는 반면, 신갈나무는 계속 증가하는 것으로 나타났으며, 소나무-신갈나무림 혼효임분의 경우는 소나무는 계속 감소하지만 신갈나무와 기타수종에 해당하는 굴참나무, 개벚나무, 물푸레나무 등은 계속 증가하는 것으로 나타나고 있으며, 신갈나무임분의 경우는 소나무는 계속 감소하며, 신갈나무는 조금씩 증가하다가 30년 후부터 점차 감소하는 것으로 나타났으며, 기타 수종에 포함되는 굴참나무, 개벚나무, 서어나무, 들메나무, 물푸레나무, 당단풍 등은 적은 비율이지만 계속 증가하고 있어 앞으로 이들 수종으로의 대치가 될 것으로 추정된다.

이상과 같이 본 연구는 표준지의 하층식생 및 생태학적인 기초자료의 부족으로 결과를 도출하는데 많은 어려움이 있었으나 Markov chain 이론을 이용하여 천이추이를 단기 예측해본 것에 의의를 두며 앞으로 산림생태계의 구조와 기능을 이해하는 기본적인 연구자료의 더 많은 확보와 지속적인 연구가 계속되어야 할 것으로 생각한다.

참고문헌

1. 김동근·권오규. 1998. 대구·경북지역 임

- 상별 임지변화예측. 상주대학교 연구논총(5) : 39-56.
2. 김용겸. 1982. 마코브체인의 개념을 이용한 시장점유율 예측과 안정성 상태에 관한 고찰. 고려대학교 대학원 석사논문.
 3. 김지홍. 1992. 추이행렬 모델에 의한 오대산 활엽수-젓나무속 혼효림의 천이 경향 분석. 한국임학회지 81(4) : 325-336.
 4. 송호경·장규관. 1997. 소나무림과 신갈나무림의 흉고직경급 분석과 천이에 관한 연구 한국임학회지86(2) : 223-232.
 5. 정동준·이종락. 1998. 경쟁지수를 이용한 소나무-굴참나무 혼효림에서의 경쟁관계 구명. 한국임학회지 1(1) : 50-60.
 6. Alig, R. J. 1986. Econometric analysis of the factors influencing forest acreage trends in the Southeast. For. Sci. 32(1) : 119-134.
 7. Bellefleur, P. 1981. Markov models of forest secondary succession in coastal British Columbia. Can. J. For. Res. 11 : 18-29.
 8. Binkley, C. S. 1980. Is Succession in Hardwood Forests a Stationary Markov Process? For. Sci. 26(4) : 566-570.
 9. Kaya, I., Buongiorno, J. 1987. Economic Harvesting of Uneven-Aged Northern Hardwood Stands Under Risk : A Markovian Decision Model. For. Sci. 33(4) : 889-907.

소나무임분의 수관측정밀도와 수관투영단면적 산정에 관한 고찰¹ 배상원² · 김판기³

A Study on Crown Measure Density and Calculation of Crown Projection for Red Pine(*Pinus densiflora*) Stand¹

Sang Won Bae² and Pan Gi Kim³

요 약

본 조사는 강원도 지역 소나무의 수관을 측정하여 수관투영단면적을 산정하는 함에 있어 실제 수관투영단면적 값에 가까운 구하기 적합한 수관반경측정방향빈도, 수관투영단면적 계산모델을 제시하기 위해 수행하였다. 이를 위해 수관반경측정밀도는 4가지 측정밀도, 수관투영단면적 계산은 4가지 계산모델을 적용하였다.

수관측정밀도의 경우 측정횟수가 낮아짐에 따라 수관투영단면적의 값이 적어졌으며 계산모델사이의 값은 4방향 측정치부터 차이가 나타나기 시작하였다. 수관투영단면적 계산모델의 경우 원형에 가까운 수관형태에선 큰 차이를 보이지 않았지만 수관형태가 불균일 할 때에는 차이가 심하며 특히 삼각형 계산모델에서는 과대치가 나오는 경향을 보였으며 측정밀도가 낮아짐에 따라 급격한 차이가 났다.

수관투영단면적을 정확히 계산하기 위하여서는 임분의 경우 수관반경을 8방향 측정하는 것이 적합하나 수관형태가 균일한 경우에는 4방향측정도 가능하며 단목의 경우에는 최소 수관반경 8방향측정이 적당한 것으로 나타났다.

ABSTRACT

This study is performed to present for calculation-models of optimal values of vector density measure crown-radius and crown-projection-area for red pine stand in provine Kangwon. For that, apply 4 Measure-density for values of vector density measure crown-radius and 4 Calculations-model for calculating of crown-projection-area

In the case of crown-measure-density, measure-frequency is smaller according to Crown-projection-area Value and is found difference of calculation-model value from 4 direction-measurement. In the case of measure-model of crown-projection-area there is not any distinct difference when crown has a circle-shape but there is some differences in irregular shape. Especially In calculation-model of triangle it has the tendency of overstatement and brings about rapidly difference according to that measure-density becomes low.

For exactly result of crown-projections-area 8 direction-measure method is more suitable. However it is possible 4 direction-measure in the regularity of crown-shape. In case of single-tree it is recommended to using at least 8 direction-measure.

Key words : red pine, crown, crownmeasure, calculation of crown projection area

¹ 接受 2000年 10月 23日 Received on October 23, 2000

² 임업연구원 중부임업시험장 Chung Bu Forst Experimental Station, Korea Forest Research Institute

³ 서울대 농업과학 기기센터, NICEM

서 론

산림조사시 주로 이용되는 주요인자는 흉고 직경, 수고, 지하고, 수관폭, 수관장 등을 들 수 있다. 흉고직경과 수고는 임분조사의 필수적인 인자로서 측정이 된다. 이와는 달리 수관은 임목의 상층부에 위치하고 있기 때문에 임분구조나 경쟁상태를 정확히 파악하기 위해서는 조사가 필요한 인자이다. 특히 임목위치도와 연계하여 수관측정이 이루어 진다면 생장공간효율성에 대한 명확한 판단을 내릴 수 있다 (Assmann, 1961). 수관측정은 수관반경이나 수관직경을 측정하고 측정된 수치로 수관투영도를 작성하는 것이 일반적이다.

임분조사의 기초인자인 흉고직경은 윤척이나 직경테이프로 지상부에서 정확히 잴 수 있으며 수고 역시 수고측정기를 이용하여 손쉽게 측정할 수가 있다. 이 경우에 대부분 1-2회 측정을 하지만 수관을 조사하는 경우에는 일정한 기준이 정해진 것이 없어 2방향, 장·단경이나 4방향 등을 측정하고 있는 것이 일반적이다. 수관형태는 나무에 따라 형태가 다양하게 나타나고 있다. Mayer(1958), Preushsler(1979), Lutz(1979), Roehle와 Huber(1985)는 수관반경의 측정 횟수를 제시하였다. Preushsler는 4방향, Lutz는 3~6방향, Mayer는 6~10방향을 측정할 것을 제안하였으며 Roehle와 Huber는 단목의 수관특성을 파악하기 위하여서는 16방향, 임분 수관특성을 파악하기 위하여서는 8방향 측정이 필요하다고 하였다. 수관반경을 몇 방향에서 측정하여야하는 지에 대한 조사는 우리나라에서는 아직 미비한 편이다.

또한 수관특성은 수관직경뿐만이 아니라 수관의 형태를 바탕으로 한 수관투영면적으로 나타낼 수 있다. 수관투영면적은 수관반경 측정 횟수와 밀접한 관계가 있지만 어떤 방식으로

면적을 계산하는 지에 따라 차이가 날 수가 있다. 수관측정횟수와 관련하여 수관투영면적의 산정에 관한 조사도 미흡한 편이다.

따라서 본 조사에서는 수관반경 측정횟수에 따른 다양한 수관투영면적 산정법을 적용하여 수관조사시 적정 수관반경측정횟수와 수관투영면적 산정법을 제시하는데 그 목적을 두었다.

재료 및 방법

1. 연구재료

연구대상은 강원도지역 6영급이상으로 구성된 소나무임분으로 수관조사는 강원도 평창군 지역의 해발 900m에 위치한 소나무단순림에서 실시하였다. 조사임분의 사면경사는 5도로 평탄한 지형으로, 방위는 25°이다. 조사임분의 일반적인 Table 1과 같다.

소나무조사임분의 층 구조는 상층은 수고차이가 5m정도로 큰 차이가 나지 않으며 중층과 하층은 없는 일제교림형태를 보인다(Fig. 1). 임분은 파종조림에 의한 인공림으로 생장이 비교적 양호한 편이며 흉고직경은 20cm이상의 차이를 보여 수고분포에 비하여 분포폭이 넓었다.

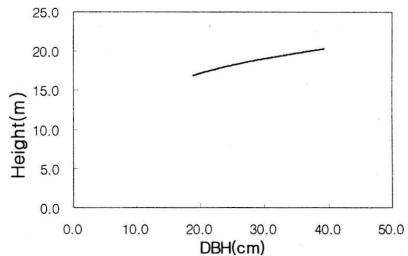


Fig. 1. Stand height curve

Table 1. Characteristics of red pine stand

| Density (n/ha) | DBH (cm) | Height (m) | H/D | Basal Area (m ² /ha) | Volume (m ³ /ha) | Age (years) |
|-------------------|-------------|---------------|------|------------------------------------|--------------------------------|----------------|
| 356 | 31.5 | 19.1 | 60.6 | 24.3 | 172.4 | 67 |
| | 18.9~39.0 | 15.9~20.5 | | | | |

2. 조사방법

1) 수관측정

수관측정은 줄기를 중심으로 하여 22.5도 구간으로 구분하여 측정방향을 선정하였고 수관반경은 줄기중심에서 수관의 끝 지점을 수평으로 측정하였고 수관 끝지점은 수평선과 직각이 되는 곳을 선정하였다. 수관반경측정은 Fig. 2와 같이 수관의 특성을 알기 위하여 일정간격으로 측정하였다.

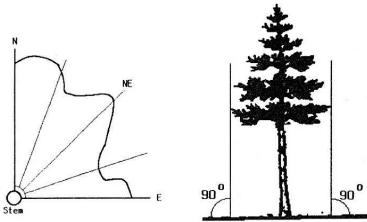


Fig. 2. Measure of crown radius

2) 수관반경 측정횟수

본 조사에서는 수관반경을 16방향 측정하였다. 측정된 16방향을 1/2씩 감소하여 8방향, 4방향, 2방향으로 하향 조정하였다. 수관투영단면적을 위한 수관반경수치는 위와 같은 측정횟수의 감소에 따라 측정방향선정을 아래와 같이 실시하였다.

- 16방향 (1, 2, 3, 4, 5, ... 13, 14, 15, 16)
- 8방향 (1, 3, 5, 7, 9, 11, 13, 15 & 2, 4, 6, 8, 10, 12, 14, 16)
- 4방향 (1, 5, 9, 13 & 2, 6, 10, 14 & 3, 7, 11, 15 & 4, 8, 12, 16)
- 2방향 (1, 9 & 2, 10 & 3, 11 & ... &

7. 15 & 8, 16)

측정횟수와 측정방향은 임목수관의 특징을 나타내는데 큰 영향을 끼친다. 8방향을 측정하였을 때의 수관형태와 4방향을 측정하였을 때의 수관형태는 전혀 다른 모양을 보인다(Fig. 3). 특히 수관형태가 원형에 가깝지 않고 변형된 형태일 때 수관투영단면적의 크기가 큰 차이를 보일 수 있다.

3) 수관투영단면적 계산방법

수관투영단면적은 동일한 측정치를 이용하더라도 계산방법에 따라 많은 차이가 날 수 있다. 측정방향의 간격이 좁은 경우에도 이러한 경향은 나타난다. 본 조사에서는 부분타원형, 부분원형, 평균원형, 삼각형방식 등 총 4가지 계산방법을 적용하였다.

부분타원형 면적계산방식은 구획된 부분의 면적을 타원형 계산식을 이용하여 면적을 산정한 전체를 합한 수치가 수관면적이 된다(Fig. 4).

부분 타원형 계산방식은 측정방향이 제일 가까운 측정선의 측정치의 평균을 내어서 부분원형면적을 계산한다(Fig. 5). 구획된 부분을 모두 이 방식으로 계산을 하여 합산하면 수관면적이 된다.

계산방식은 $r_m = (r_1 + r_2) / 2$, 부분원형면적 = $r_m^2 \times \pi$, 수관면적 = 부분원형면적 $\times n$ (구획), n 은 8, 4, 2가 된다.

평균 원형방식은 모든 측정치를 합한 수치를 구획숫자로 나누어 계산된 평균치를 반경으로 가정하여 원형면적을 산정하였다. 단목 수관투영단면적은 $((r_1 + r_2 + r_3 + r_4 + r_5 + r_6 + r_7 + r_8) / n)^2 \times \pi$ 이다.

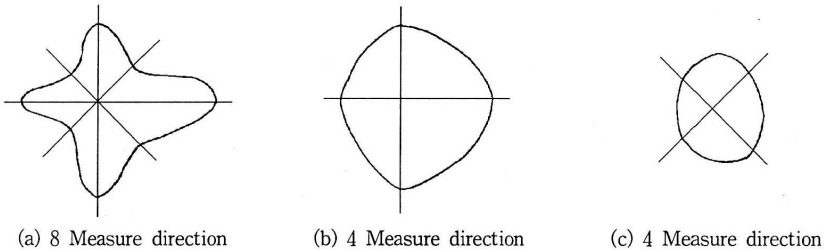


Fig. 3. Change of crown shape after No. of measure direction

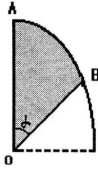


Fig. 4. Part ellipse calculation model

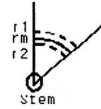


Fig. 5. Part circle calculation model

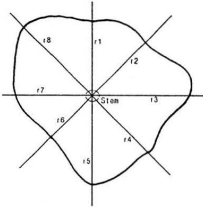


Fig. 6. Mean radius calculation model

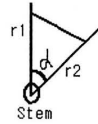


Fig. 7. Triangle calculation model

삼각형 계산방식에서는 수관투영단면적이 $((r1 \times r2) / 2) \times \sin \alpha \times n$ 이며 n은 8, 4가 된다. 삼각형방식에서는 구획된 부분을 모두 이 방식으로 계산을 하여 합산하면 수관투영단면적이 된다.

계산방식에 따른 수관투영단면적의 차이는 수관형태가 균일한 임목과 불균일한 임목에 따라 다른 경향을 보인다(Table 3). 수관형태가 균일한 임목의 수관투영단면적은 계산방식에 의한 차이가 미미하지만 수관형태가 불균일한 임목의 수관투영단면적은 다른 계산방식에 비해 평균원형계산방식이 큰 차이를 보이고 있다.

결과 및 토론

1. 수관투영단면적 산정방식

16방향 측정치를 기초로 하여 산정된 수관투영단면적을 4가지방법으로 산정을 한 결과 수관투영면적의 합계는 삼각형, 부분 원형, 부분 타원형, 평균 원형 계산방식의 순으로 크게 나타났다(Table 2). 계산방법별 수치의 차이는 삼각형 계산방식과 다른 계산식과의 차이가 최대 110m²이상의 차이가 나며 이외의 다른 방법간의 차이는 40m²가 나며 부분타원형과 부분원형 계산치의 차이는 7m²에 불과하다. 단독 수관투영단면적의 합계는 삼각형 계산방식을 제외하고는 큰 차이가 나지 않았다.

2. 수관반경 측정빈도

수관투영단면적을 16방향, 8방향, 4방향, 2방향의 수관반경을 측정하였을 때와 수관투영단면적 계산방식에 따라 분석하였다. 임목의 수관투영단면적 합계는 계산방식에 따라 다른 경향을 보인다(Fig. 7). 삼각형 계산방식에 의한 수치는 측정방향 숫자가 감소함에 따라 급격히 감소한 반면 다른 계산방식으로 산정한 수치는 큰 변화를 보이지 않았다. 부분 타원형과 부분 원형 계산방식에 의한 수치는 측정횟수가 감소함에 따라 서서히 감소하지만 평균원

Table 2. Crown projection area each calculations model

| Calculations model | 16 direction | | | |
|----------------------------------------|--------------|-------------|-------------|----------|
| | Part ellipse | Part circle | Mean circle | Triangle |
| Crown projection area(m ²) | 448.12 | 455.60 | 415.86 | 526.91 |

Table 3. Crown projection area after crown shape

| | Calculations model | | | |
|--------------------------------------|--------------------|-------------|-------------|----------|
| | Part ellipse | Part circle | Mean circle | Triangle |
| regular crownshape(m ²) | 32.48 | 32.75 | 32.20 | 33.64 |
| irregular crownshapem ²) | 42.61 | 43.88 | 30.72 | 44.79 |

형 계산방식에 의한 수치는 증가 후 감소하는 수치를 보였다. 전체적으로 보면 부분 타원형, 부분 원형 계산모델이 수관반경측정횟수와 수관투영단면적간의 일정한 경향을 나타내고 있으며 오차도 반경측정 4회까지는 미약한 것으로 볼 수 있다.

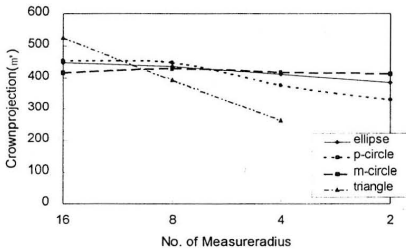


Fig. 8. Change of crown projection area after No. of measure direction and calculations model

타원형 계산방식에 의한 수관면적의 Rangvariance분석은 16방향, 8방향, 4방향, 2방향을 대상으로 하였다. 이때 16방향이 기준이 되고 8방향은 2회, 4방향은 4회, 2방향은 8회의 계산치를 분석하였다(Table 4). 분석결과는 8방향과 4방향 수관투영단면적은 16방향 수치와

거의 일치하지만 2방향 수관투영단면적은 큰 차이를 보이는 것으로 나타났다.

Table 4. Result of Friedman-Rang variance analysis

| Friedman test | significance |
|---------------------------|--------------|
| 16 Measure to 2×8 Measure | ** |
| 16 Measure to 4×4 Measure | * |
| 16 Measure to 8×2 Measure | *** |

* : under 0.01
 ** : under 0.05
 *** : over 0.1

수관반경 측정횟수에 따른 수관투영단면적은 16방향은 면적이 1가지, 8방향은 2가지, 4방향은 4가지, 2방향은 8가지로 계산된다. 수관반경 측정횟수의 감소에 따른 수관면적의 최대, 최소치를 비교한 결과를 표5에서처럼 4방향 측정시 최대치와 최소치가 40%이상 차이가 나며 2방향일 때는 2배 이상 차이가 났으며 8방향 측정시 최대치와 최소치는 5%미만으로 나타났다.

측정횟수에 따른 단목 수관투영면적의 차이는 대부분 다른 임목들의 수관투영단면적의 차이를 구분하기 힘들게 한다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해선 수관특성, 즉 수관투영단면

Table 5. Crown projection area after No. of measuredirection

| Parameter | No. of measure direction | | | |
|------------------------------|--------------------------|-------------|-------------|-------------|
| | 16 direction | 8 direction | 4 direction | 2 direction |
| Standard C P A | 43.36 | - | - | - |
| Max. C P A (m ²) | - | 43.19 | 50.57 | 52.78 |
| Min. C P A (m ²) | - | 41.77 | 35.23 | 21.49 |
| max/min. C P A (%) | - | 103.4 | 143.5 | 245.6 |

C P A : Crown projection area

Table 6. Result of error analysis for calculation of ellipse model for stand

| Parameter | C P A 16 direction : 448.12m ² | | |
|------------------------------|----------------------------------------------|-------------|-------------|
| | 8 direction | 4 direction | 2 direction |
| mean | 435.77 | 412.02 | 385.57 |
| standard error | 14.455 | 14.1939 | 15.3395 |
| standard deviation | 20.44 | 28.38 | 43.38 |
| variance | 417.89 | 805.86 | 1882.40 |
| coefficient of variation | 4.699 | 6.889 | 11.253 |
| sampling error | 3.317 | 3.445 | 3.979 |
| max. C P A (m ²) | 450.23 | 439.00 | 429.57 |
| min. C P A (m ²) | 421.32 | 373.37 | 306.55 |
| max/min C P A (%) | 106.8 | 117.5 | 140.2 |

적의 정확히 파악하기 위하여서는 8반경이상을 측정하여야 한다.

일본의 분석에서 sampling error가 5%이내일 때 측정치를 이용할 의미가 있다. Table 5의 sampling error는 모두 5%미만으로 나타났으며 수관투영단면적의 최대치와 최소치는 최소치를 기준으로 하였을 때 8반경을 제외하고는 모두 10%를 넘었으며 2반경의 경우는 40% 이상으로 나타났다. 최대치와 최소치의 차이를 감안하면 정확한 일본 수관투영단면적은 8방향 이상의 수관반경을 측정하여야 할 것으로 여겨진다.

결 론

강원도 지역 소나무의 수관특성을 파악하기 위한 인자로 수관단면적을 주요인자로 선정하여 이에 적합한 수관반경측정방향빈도, 수관투영단면적 계산모형을 모색하였다.

수관반경측정빈도는 수관형태를 정확히 파악하고 가능하면 실제치에 가깝도록 수관반경 16방향을 측정하였다. 이 측정치를 기초자료로 하여 8방향, 4방향, 2방향을 측정하였다. 수관투영단면적의 적정 계산모형을 얻기 위해 수관의 자연형태에 가장 근접한 부분 타원형, 근접한 반경의 평균치를 이용한 부분 원형, 모든 반경의 평균치를 이용한 평균원형 그리고 삼각형 방식을 적용하였다. 평균원형 계산방식의 경우 원형에 가까운 수관형태에선 큰 차이를

보이지 않았지만 수관형태가 불균일 할 때에는 큰 차이를 보였으며 삼각형 계산모형에서도 과대치가 나오는 경향을 보였으며 측정빈도가 변함에 따라 급격한 감소치가 나타났다.

적정 수관측정빈도는 수관투영단면적의 정확한 수치를 산정하기 위하여는 16방향 측정을 최대치로 하였을 때 수관반경 8방향측정치가 삼각형 계산모형과 제외하고는 다른 계산모형은 큰 차이가 없었으며 수관반경 4와 2측정치는 차이가 나타나기 시작하였다. 이러한 현상은 수관반경측정빈도에 따른 수관형태변화도에서 볼 수 있다.

Rangvariance분석 결과는 수관반경 16방향 측정치와 수관반경측정빈도가 낮아짐에 따라 나타나는 계산치와 통계적으로 인정할 수 있는 상관관계가 있음을 나타냈다.

일본수관특성을 정확히 파악하기 위하여서는 8방향을 측정하는 것이 적합하며 일본 수관형태가 균일한 경우에는 4방향측정도 가능하지만 단목의 수관 특성을 파악하기 위하여서는 최소 수관반경 8방향측정이 필요한 것으로 분석되었다.

참 고 문 헌

1. Assmann, E. 1961. Waldetragskunde. BLV Verlagsgesellschaft Muenchen-Bonn-Wien.
2. Huber, W. 1981. Vergleichende Untersuchungen zur Ermittlung der Kronenschirm-

- flaeche in einem suedbayerischen Stieleichen-Hainbuchen-Bestand. Diplomarbeit LMU Muenchen.
3. Mayer, R. 1958. Kronengroesse und Zuwachsleistung der Traubeneiche auf sueddeutschen Standorten. AFJZ 129 : 105-114, 151-163, 191-201.
 4. Preuhsler, T. 1979. Ertragskundliche Merkmale oberbayerischer Bergmischwald Verjuengungsbestaende auf kalkalpinen Standortenim Forstamt Kreuth. Forschungsbericht der Forstlichen Forschungsanstalt Muenchen. Heft 45.
 5. Roehle, H. and Huber, W. 1985 Untersuchungen fuer Methode der Ablotung von Kronenradien und der Berechnung. Forstarchiv 56(6) : 238-243
 6. Zar, J. H. 1996. Biostatistical Analysis. Prentice Hall. 3rd edition 662 S.
 7. Zoehrer, F. 1980. Forstinventur. Verlag Paul Parey Hamburg und Berlin. 207 S.

강원지방소나무의 최소말구직경에 따른 조재율 추정식¹

이경학² · 손영모² · 권순덕²

Equations for Merchantability on Merchantable Top Diameter for *Pinus densiflora* in Kangwon Province¹

Kyeong Hak Lee², Yeong Mo Son² and Soon Duk Kwon²

요 약

본 연구는 강원지방소나무에 있어 최소말구직경(d)에 따라 입목재적에서 얻을 수 있는 잠재적인 원목량의 비율(W_k)을 구하는 추정식을 개발하기 위해 수행하였다. 본 연구에서는 이비율을 입목재적에 대한 목질부재적을 나타내는 목질부재적(W)과 목질부재적에 대한 이용재적을 나타내는 이용율(M)의 곱으로서 표현하였다. 본 연구에 사용된 자료는 기존에 개발된 수간곡선식과 수피후추정식, 그리고 3가지의 최소말구직경에 의해 얻어졌다. 흉고직경(D)에 의한 목질부재적 추정식은 $W = \frac{a_1}{1 + a_2/D} + \frac{b_1}{1 + b_2/D}$ 의 모형을 사용하였으며, 얻어진 추정식의 적합도는 99.96%로 나타났다. 이용율 추정식의 경우 흉고직경과 최소말구직경 2변수식 4모형, 흉고직경과 수고(H) 및 최소말구직경 3변수식 4모형 등 총 8개 모형에 대해 적합도, 추정치의 표준오차, 잔차분포의 검정 등 행하였다. 이를 통해 얻은 최적추정모형은 각각 $M = (1 + a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D + b_2D^2 + b_3D^3)$, $M = (1 + a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D^2 + b_2H + b_3D^2H)$ 이었으며, 추정식의 적합도는 각각 98.1% 및 99.6%이었다. 최종적으로 조재율 추정식 $W_k = W \times K$ 식에 의한 얻어진 추정치를 관측치와 비교한 결과 적합도는 2변수식의 경우 98.7%, 3변수식의 경우 99.8%로 나타났다. 이상의 조재율 추정체계를 이용하여 입목재적을 수피와 목질부로 나누고 목질부를 다시 근주부위, 정단부위, 이용부위로 세분하여 그 재적비율을 제시할 수 있었다.

ABSTRACT

This study aimed to develop equations for estimating the ratio of merchantable volume to total stem volume (W_k) on merchantable top diameter(d) of a tree for *Pinus densiflora* in Kangwon province. Two existing equations for taper and bark thickness, and 3 different merchantable top diameters were used to generate a set of data for developing the equations. The equation of W_k was expressed by multiplication of the equation for ratio of total wood volume to total stem volume (W) and the equation for the ratio of merchantable

¹ 접수 2000년 10월 30일 Received on October, 2000

² 임업연구원 Korea Forest Research Institute

volume to total wood volume (M). The model $W = \frac{a_1}{1+a_2/D} + \frac{b_1}{1+b_2/D}$ was used to develop the equation for W , and its fit index was 0.9996. To develop the best equations for M , 4 models using d and D as variables and 4 models using d , D , and H (total height) as variables were tested with fit index (FI), standard error of estimates as percent of the mean ($SEE\%$), and residual distribution on predicted values. Two models, $M = (1 + a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D + b_2D^2 + b_3D^3)$ and $M = (1 + a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D^2 + b_2H + b_3D^2H)$, were selected for the equations of M and their F I's were 98.1% and 99.6%, respectively. The equations for W_k based on the model $W_k = W \times K$ showed the F I's of 98.7% and 99.8%, respectively. With the above equations, a system was developed to estimate the portions of volume of 4 different components of a stem-bark volume, stump volume inside bark, top volume inside bark, and merchantable volume.

Key words : merchantability, merchantable top diameter, wood volume ratio, Pinus densiflora, Kangwon province

서 론

우리나라의 경우 이제까지의 산림에서의 목재자원의 양은 주로 단위면적당 전체수간재적 즉 입목재적에 의해 이루어져 왔다. 이에 따라 대부분의 수확 및 생장에 관한 연구도 입목재적으로 표시된 목재자원량에 관한 것이었다. 그러나 이 척도는 일반용재 혹은 특수용재를 생산할 때 이의 이용기준에 따라 이용가능한 목재의 양에 대한 정보를 주지 못한다. 입목재적 중 이용가능한 재적을 구하는 방법에는 직접적인 방법과 간접적인 방법이 있다. 직접적인 방법에는 이용기준에 따라 수간의 두 지점을 정하고 이 두 지점과 그 사이의 몇몇 지점에 대해 직경을 측정 한 후 수간석해를 통해 재적을 추정하는 방법과 과거 경험에 의해 목적으로 추정하는 방법 등이 있다. 간접적인 방법으로는 수간곡선식을 이용하는 방법, 일정한 최소말구직경까지의 재적에 대한 추정식을 이용하는 방법, 그리고 최소말구직경에 따라 수피내 수간재적에 대한 이용가능재적의 비율 즉 이용율을 구하는 추정식을 이용하는 방법 등 세 가지가 있다 (Alemdag, 1988).

우리나라의 경우 이용율과 유사한 개념으로 조재율을 사용하는 데 이는 수피를 포함한 입

목재적에 대한 원목재적의 비율을 말한다. 국유림 매각이나 대규모산림을 처분할 때 일반적으로 원목조재하여 판매하지 않고 입목상태에서의 재적에 이 조재율을 곱하여 원목량을 구한 후 대금사정을 하며, 임목자산평가시에도 조재율을 사용한다. 국유임산물 입목매각시 조재율은 별채대상목에서 각 등급별로 표준목을 선정한 후 이들을 직접 벌도, 조재하여 구하되 표준목은 총 벌채대상목의 0.5% 이상으로 하게 되어 있다(산림청, 1995). 이러한 조재율은 흉고직경, 수고 등 나무의 크기와 최소말구직경 등 이용기준, 그리고 조재방법 등에 따라 달라지며, 특히 최소말구직경은 시장의 상황에 따라 항상 변할 수 있는 변수이다. 우리나라의 경우 김갑덕(1963)이 처음으로 용재이용율에 대한 고찰을 한 이래, 몇몇 수종에 대해 특정 지역을 대상으로 표준목을 벌도하여 조재율을 구한 후 직경급과 원목길이에 따라 분석한 사례 연구가 있다(김갑덕과 박명규, 1969; 박명규와 김수인 1978; 박명규와 채석순, 1979; 우보명 등 1987).

한편 영림계획시 벌채계획수립시 벌채하지 않은 상태에서도 기존의 산림조사만으로 대상 임분에 대해 잠재적인 용재생산량이 어느 정도 되는 지 간편히 안다면 훨씬 유용한 의사결정

정보를 얻게 되는 것이다. 이와 같이 입목상태에서 대상목의 크기와 최소말구직경에 따른 이용재적을 추정하기 위해서는 이들을 독립변수로 포함하는 조재율 추정식이 개발이 필요하다. 이에 본 연구의 목적은 별채가 비교적 활발히 이루어지고 있는 강원지방소나무에 대해 입목상태에서 흉고직경과 최소말구직경 2변수 혹은 흉고직경과 수고 및 최소말구직경 3변수에 의한 조재율 추정식을 개발하는 데 있다.

재료 및 방법

1. 자료 및 기호

본 연구의 대상 수종은 강원지방소나무이며 본, 사용한 표본목의 이용율 자료는 다음과 같은 간접적인 방법에 의하여 구하였다. 즉 기존에 이 등(1999)이 발표한 Table 1의 최적 수간곡선식과 수피두께식을 이용하여 지상 20cm에서 수피내 최소말구직경까지의 수피내 재적을 구한 후 이를 수피내 전체 수간재적으로 나눈 것을 표본목의 이용율로 삼았다. 표본목의 선정은 전 생육지역에 걸쳐 경급과 수고급이 고

르게 분포하도록 이루어졌다. 선정된 표본목 수와 직경 및 수고의 평균, 표준편차 및 범위는 Table 2에 나타난 바와 같다.

이 때 최소말구직경은 현재 가장 많이 사용하고 있는 6cm와 이를 중심으로 ±3cm가 되는 3cm, 9cm 등 3가지로 하였으며, 이용율 60%이하일 경우는 현실적으로 별채가 이루어지지 않을 것으로 가정하여 제외하였다. 이렇게 하여 최종적으로 얻어진 7,072개의 이용율과 흉고직경, 수고 및 최소말구직경 자료에 의해 분석을 실시하였다. 한편 전체수간재적에 대한 목질부재적의 비율인 목질부재적을 추정식 적합시에는 Table 2의 표본목에 대해 Table 1의 식을 이용하여 얻어진 2,439개의 목질부재적용 자료를 이용하였다.

본 연구에서 사용된 기호 및 이들의 의미는 Table 3과 같다.

2. 분석방법

위에서 정의한 바와 같이 일반적으로 이용율 (M)은 수피내 수간재적에 대한 수피내 이용재적을 의미한다. 따라서 이에 관한 모형 역시 이

Table 1. Taper equation and bark thickness equation for generating a simulated data set of merchantability on the top diameters of 3, 6, and 9cm

| Equation | Model form | Coefficients | FI |
|----------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|-------|
| Taper equation (outside bark) | $d_i = a_0 D^{a_1} a_2^D X^{b_1 Z^2 + b_2 \ln(Z+0.001) + b_3 \sqrt{Z} + b_4 e^Z + b_5 (\frac{D}{H})}$ where $Z = \frac{h_i}{H}, X = \frac{1-\sqrt{Z}}{1-\sqrt{p}}, p = \frac{HI}{H}, \text{ and}$ HI=inflection point | $a_0 = 1.1886$ | 0.972 |
| | | $a_1 = 0.8869$ | |
| | | $a_2 = 1.0010$ | |
| | | $b_1 = -0.6203$ | |
| | | $b_2 = 0.0736$ | |
| | | $b_3 = -1.5224$ | |
| | | $b_4 = 1.1230$ | |
| | | $b_5 = -0.0087$ | |
| | | $p = 0.22$ | |
| | | $a_0 = 0.1326$ | |
| $a_1 = 0.4155$ | | | |
| $b_1 = 0.4105$ | | | |
| $b_2 = 0.6478$ | | | |
| $b_3 = 11.1036$ | | | |

Source : Lee et al. (1999)

Table 2. Summary of growth characteristics of the sample trees

| No. of trees | Character | Mean | SD | Range |
|--------------|-----------|------|------|------------|
| 2,439 | DBH | 29.8 | 12.8 | 6.1 ~ 82.4 |
| | Height | 17.4 | 4.8 | 5.2 ~ 35.8 |

Table 3. A list of notations and their definitions used in the text

| Notations | Definitions |
|-----------|---------------------------------------------------------------------------|
| D | Diameter at breast height of 1.2m, outside bark (cm) |
| d | Merchantable top diameter, inside bark (cm) |
| H | Total tree height (m) |
| V | Total stem volume, outside bark |
| W | Wood volume ratio, ratio of total wood volume to total stem volume |
| B | Bark volume ratio, ratio of bark volume to total stem volume |
| M | Merchantability, ratio of merchantable volume to total wood volume |
| M_k | Korean merchantability, ratio of merchantable volume to total stem volume |
| S | Ratio of stump wood volume to total wood volume |

를 기하학적으로 표현하는 형태로 되어 있다 (Alemdag, 1988). 그러나 우리나라의 경우 산림조사에 의해 일반적으로 주어지는 축적정보는 입목간재적, 즉 수피의 수간재적을 나타내므로 이를 이용재적으로 전환할 때 이용율 모형을 직접 이용하기 어렵다. 따라서 여기에서는 먼저 목질부재적율(W)을 나타내는 모형을 구한 후 이것과 이용율 모형을 조합하여 수피의 수간재적중 이용가능한 수피내 이용재적을 나타내는 조재율(M_k) 추정모형을 설정하는 방법을 사용하였다. 본 연구에서 이용한 흉고직경에 따른 목질부재적율 추정모형은 다음과 같다.

$$W = \frac{a_1}{1 + a_2/D} + \frac{b_1}{1 + b_2/D}$$

그리고 본 연구에서 검정한 이용율 추정모형은 Table 3에 나타난 바와 같다. 모형의 유형에는 크게 두 가지가 있는데 첫째는 모형 (1), (2), (3), (5), (6), (7)과 같이 수피내 재적에 있어 최소말구직경까지의 비율(K)에서 근주비율(S)을 제하는 형태이며 (Alemdag, 1988), 둘째는 모형 (4) 및 (8)과 같이 이를 구분하지 않고 직접 구하는 형태이다(Honer *et al.* 1983). 전자에 있어 근주비율부분은 일반적으로 다음과 같은 재적 혹은 흉고직경과 수고에 의한 모형이 사용되어 왔다.

$$S = b_0 + b_1 V + b_2 V^2$$

$$S = b_0 + b_1 D^2 + b_2 H + b_3 D^2 H$$

그러나 일반적으로 조재율을 구할 때는 재적에 대한 정보를 갖지 못하며 흉고직경 단독 혹은 흉고직경과 수고에 관한 정보에 의해 추정하는 것이 일반적이다. 따라서 본 논문에서는 다음과 같이 흉고직경만에 의한 근주비율을 추정하는 모형을 부피를 의미하는 3차식의 형태로 설정하였다.

$$S = b_0 + b_1 D + b_2 D^2 + b_3 D^3$$

또한 기존의 논문에서는 수피내 재적에 있어 최소말구직경까지의 비율(K)과 근주비율(S)을 독립적 모형으로 적합한 후 실제시스템에서 이를 조합하여 이용율을 추정하였으나, 여기서는 이미 조합한 형태의 직접적인 이용율 모형을 설정하여 모수를 적합시켰다(Table 4). 최종적으로 검정할 이용율 추정모형은 Table 4에 나타나 바와 같이 흉고직경과 최소말구직경 2변수에 의한 이용율 추정모형 4가지, 그리고 흉고직경, 최소말구직경 및 전체수고 등 3변수에 의한 이용율 추정모형 4가지 등 총 8가지의 모형이며, 이들을 대상으로 통계적 검정을 통해 최적 추정모형을 선정하였다.

그리고 최종적으로 목질부재적율과 이용율을 곱하여 조재율(M_k)을 구하는 아래의 추정식에 대하여 통계적 검정을 실시하였다.

$$M_k = W \times M$$

본 연구에서 각 모형 혹은 추정시스템의 통계적 검정을 위해 사용된 검정통계량은 Table 5

Table 4. Models tested for ratios of merchantable volume to stem volume inside bark

| Model no. | Model form |
|-------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <u>Models using <i>d</i> and <i>D</i> as variables</u> | |
| (1) | $M = (1 + a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D + b_2D^2 + b_3D^3)$ |
| (2) | $M = (1 + a_1(\ln(\frac{d}{D} + 1))^{a_2}) - (b_0 + b_1D + b_2D^2 + b_3D^3)$ |
| (3) | $M = \exp(a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D + b_2D^2 + b_3D^3)$ |
| (4) | $M = b_0 + b_1(\frac{d^2}{D^2}) + b_2(\frac{d^2}{D^2})^2$ |
| <u>Models using <i>d</i>, <i>D</i>, and <i>H</i> as variables</u> | |
| (5) | $M = (1 + a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D^2 + b_2H + b_3D^2H)$ |
| (6) | $M = (1 + a_1(\ln(\frac{d}{D} + 1))^{a_2}) - (b_0 + b_1D^2 + b_2H + b_3D^2H)$ |
| (7) | $M = \exp(a_1(\frac{d}{D})^{a_2}) - (b_0 + b_1D^2 + b_2H + b_3D^2H)$ |
| (8) | $M = b_0 + b_1(\frac{d^2}{D^2} \cdot \frac{H+0.2}{H}) + b_2(\frac{d^2}{D^2} \cdot \frac{H+0.2}{H})^2$ |

* The value of 0.2 in the model is an usual stump height in Korea

Table 5. Test statistics and their equations used in the study

| Statistics | Equations |
|-------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------|
| Fitn Index (<i>FI</i>) | $FI = 1 - \sum(Y_i - \hat{Y}_i)^2 / (\sum(Y_i - \bar{Y})^2)$ |
| Standard error of estimate as percent of the mean (<i>SEE%</i>) | $SEE\% = \sqrt{(ei - \bar{D})^2 / (N-1) / \bar{Y}} \times 100$ |
| Mean absolute deviation (<i>MAD</i>) | $MAD = \sum ei / N$ |

와 같다. 즉 모델의 추정 정확도(precision) 평가를 위한 적합도지수(*FI*), 모델의 상대적인 추정 정도(accuracy)를 평가하기 위한 평균에 대한 추정치 표준오차의 백분율(*SEE%*), 그리고 개개 표본목 값을 추정할 때 발생하는 편차의 평균적인 크기를 나타내는 평균절대편차(*MAD*) 등이다. 이와 더불어 특정 구간에서의 과대 혹은 과소 추정 여부를 판단하기 위하여 잔차분포 검정 등을 행하였다.

결과 및 고찰

1. 목질부재적용

홍고직경에 의해 목질부재적용을 추정하는 모델을 자료에 의해 적합한 결과 다음과 같은 추정식을 얻을 수가 있었다.

$$W = \frac{0.87491}{1 + 0.42328/D} + \frac{0.09174}{1 + 27.98615/D} \dots\dots\dots (9)$$

이 모형의 적합도는 99.96%로서 목질부재적용의 표본목간 변이를 거의 완벽하게 설명하고 있었으며, 평균절대편차는 0.00018로서 목질부재적용 추정에 있어 평균 0.018%의 편차만을 보이고 있었다 (Fig. 1). 또한 추정식의 신빙성을 나타내는 추정치의 표준오차율은 0.04%에 불과하였다. 따라서 상기의 추정식은 Table 2의 수간곡선식 및 수피두께식에 의해 구한 각 표본목의 목질부재적용을 거의 완벽하게 추정한다고 볼 수 있다. 한편 얻어진 추정식에 의하면 목질부재적용은 홍고직경이 커질 때 이론적으로 첫째 항의 분자 0.87491과 둘째항의 분

자 0.09714의 합인 0.97205 즉 97.2%에 접근 하지만, Fig. 1에 의하면 현실적으로 흉고직경 1m이내에서는 95%를 넘지 못하는 것으로 나타났다.

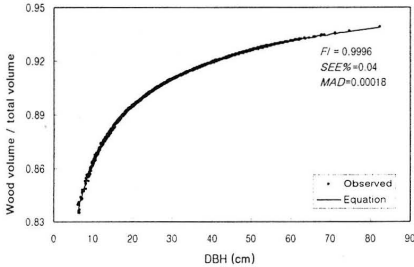


Fig. 1. Observed data vs. the curve from fitted equation for the ratio of total wood volume to total stem volume (wood volume ratio) over diameter at breast height. Test statistics show little difference between observed values and predicted values.

한편 수피재적율(B)은 다음 식과 같이 1에서 목질부재적율을 제하면 쉽게 구해진다.

$$B = 1 - W$$

2. 이용율

전체적으로 보았을 때 최소말구직경까지의 재적비율에서 근주재적비율을 제한 형태의 모형(1), (2), (3), (5), (6), (7)이 이들을 구분하

지 않은 모형(4), (8)에 비해 2변수 추정식과 3변수 추정식 모두에서 더 나은 적합도와 정도를 보였다(Table 6). 특히 2변수식에서 수고변수를 하나 더 추가했을 때 전자의 형태는 모든 검정통계량에서 일정한 향상을 보였으나 후자 형태의 경우 거의 향상되지 않았다. Fig. 2의 잔차 분포를 보았을 때 전자의 경우 이 정확도의 향상은 특히 이용율이 높은 쪽에서 두드러지게 나타나고 있다. 한편 이들 모형 (1), (2), (3)과 모형 (5), (6), (7)중에서는 모형(1)과 (5)가 다른 모형에 비해 다소 양호한 검정통계량을 보여주고 있으나 그 차이는 별로 크지 않다(Table 6). 이는 Alemdag(1988)과 유사한 결과이다. 그러나 Fig. 2에서 이들간의 잔차 분포를 비교해보면 모형 (2), (3), (6), (7)은 이용율이 낮은 구간에서 과대치를 보이는 경향이 있는 반면 모형(1)과 (5)는 전 구간에 걸쳐 고른 잔차분포를 보이고 있다. 따라서 본 연구에서는 2변수 추정식의 경우 모형(1)을, 3변수 추정식의 경우 모형(5)를 최적 이용율 추정모델로 선정하였다.

이 두 최적 모형의 계수에 대한 모수 추정치와 검정통계량은 Table 7에 나타난 바와 같다. 흉고직경과 최소말구직경만으로 추정할 경우 적합도는 98.1%이며, 여기에 수고를 추가하면 적합도는 99.6%로 향상되고, 추정치의 표준오차율은 0.57%에서 0.27%로, 그리고 평균절대편차는 0.41%에서 0.16%로 줄어드는 것으로 나타났다.

Table 6. Fit index (FI), standard error of estimate ($SEE\%$), and mean absolute deviation (MSD) of the 8 merchantability models

| Model no. | FI | $SEE\%$ | MAD |
|-------------------------------------------------------------------------------------|-------|---------|---------|
| <u>Models using d and D as variables</u> | | | |
| (1) | 0.981 | 0.574 | 0.00408 |
| (2) | 0.980 | 0.585 | 0.00415 |
| (3) | 0.980 | 0.587 | 0.00416 |
| (4) | 0.972 | 0.693 | 0.00509 |
| <u>Models using d, D, and H as variables</u> | | | |
| (5) | 0.996 | 0.268 | 0.00158 |
| (6) | 0.995 | 0.291 | 0.00178 |
| (7) | 0.995 | 0.295 | 0.00178 |
| (8) | 0.973 | 0.684 | 0.00504 |

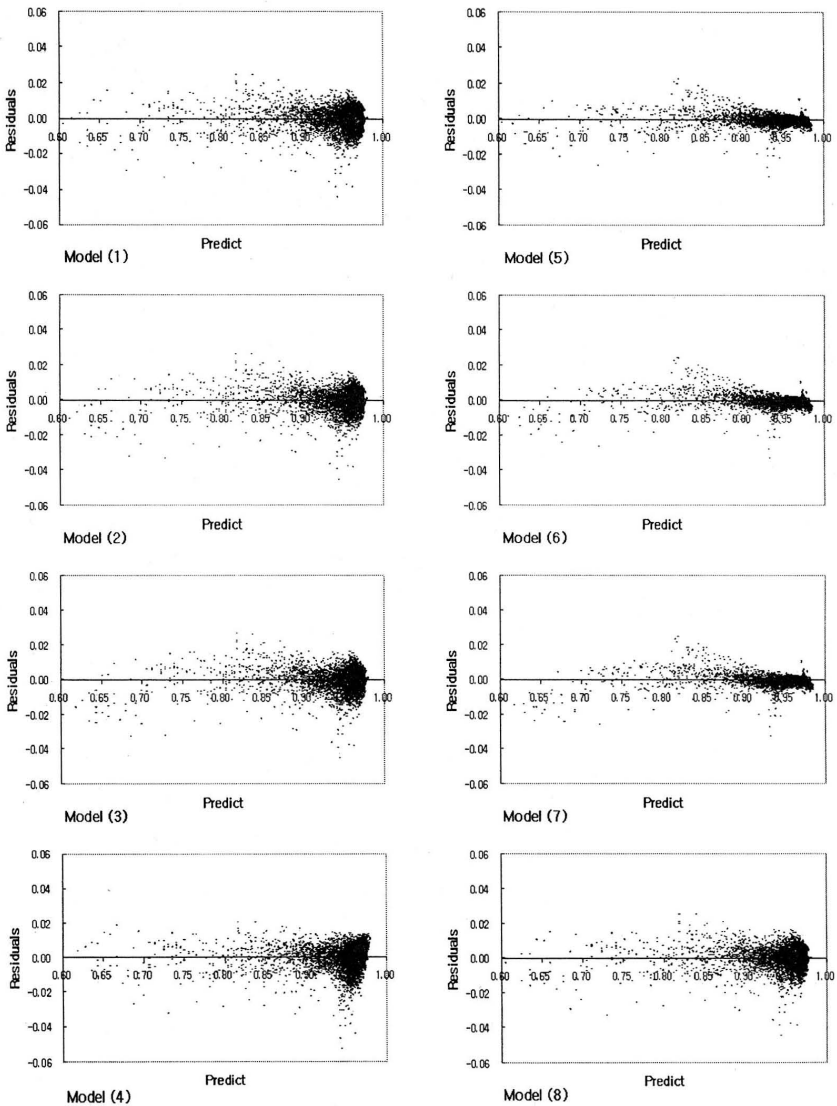


Fig. 2. Residuals in merchantability prediction using the models in Table 4.

3. 조재율

앞서 구한 목질부재적을 추정식과 이용률 추정식을 곱하여 얻은 조재율(Korean merchantability) 추정치의 실측치에 대한 분포도를 그

려보고 이를 1:1 대응선과 비교해 본 결과는 Fig. 3과 같다. 3변수 추정치의 경우 조재율이 아주 높은 곳에서 몇몇 표본목이 과소치를 주는 것을 제외하고는, 전반적으로 2변수추정과

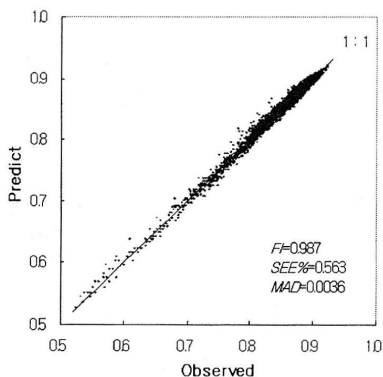
Table 7. Estimates of coefficients and statistics of Models (1) and (5)

| Model no. | Parameter estimates | | | | | | FI | SEE% | MAD |
|-------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|-------|----------|-----------|-----------|----------|-------|-------|---------|
| | a_0 | a_1 | b_0 | b_1 | b_2 | b_3 | | | |
| <u>Models using d and D as variables</u> | | | | | | | | | |
| (1) | -0.7124 | 3.251 | 5.378E-2 | -9.465E-4 | 1.069E-5 | -5.22E-8 | 0.981 | 0.574 | 0.00408 |
| <u>Models using d, D, and H as variables</u> | | | | | | | | | |
| (5) | -0.7067 | 3.257 | 6.822E-2 | -5.478E-6 | -1.919E-3 | 2.781E-7 | 0.996 | 0.268 | 0.00158 |

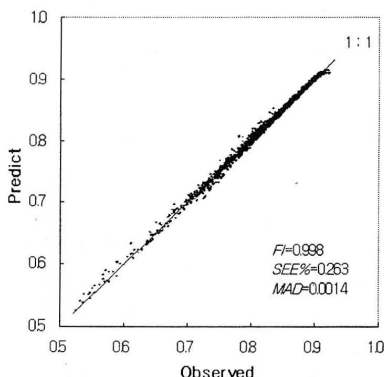
3변수추정 모두 특정구간에서 과대치나 과소치를 주지 않고 있는 것으로 나타났다. 2변수추정의 경우 적합도는 98.7%에 이르고 3변수추정에 있어서는 99.8%에 달했다. 앞서 언급한 바와 같이 목질부재적을 추정의 경우 그 적합도가 99.96%에 이르기 때문에 여기에 이용을 곱한 조제율 추정의 적합도는 이용율 추정의 적합도에 좌우된다고 볼 수 있다. 여기에서는 오히려 저제율추정이 이용율추정보다 조금씩 더 나은 적합도를 보이고 있다. 절대표준편차는 2변수추정의 경우 0.36%, 그리고 3변수추정의 경우 0.14%를 보여 0.5%미만의 상당히 작은 편차를 보이고 있다.

4. 응용

흉고직경과 수고를 알면 최소말구직경에 의한 조제율을 거의 정확히 알 수 있지만 일반적으로 현장에서는 수고를 측정하는 것이 번거로운 일이기 때문에 흉고직경만에 의한 조제율 추정식이 사용되는 경우가 많을 것이다. 한편 구해진 목질부재적을 추정식과 지상에서 최소말구직경까지의 목질부재적에서 근주부분의 목질부재적을 제하는 형태의 이용율 추정식인 모델(1)과 모델(5)을 이용하면 전체수간제적을 수피제적과 목질부재적으로 나눌 수 있고, 목질부재적을 다시 이용제적, 근주제적, 그리고 초두부재적으로 구분할 수 있을 것이다. 구해진



D and *d* as independent variables



D, *d*, and *H* as independent variables

Fig. 3. Fitness in prediction of the ratio of merchantable volume to total stem volume outside bark (Korean merchantability). The predicted values were calculated from the equation for the ratio of total wood volume to total stem volume and the two merchantability equations in Table 7

추정식들을 이용하여 대표적인 흉고직경과 최소말구직경에 따른 상기의 4부분의 입목재적중 구성비율을 예시하면 Table 8과 같다.

그리고 최소말구직경별 흉고직경에 따른 조재율을 그래프로 나타내면 Fig. 4와 같다. 그림을 보면 흉고직경이 커짐에 따라 최소말구직경에 따른 조재율의 차이는 점차 줄어들어 흉고직경 50cm 이상이 되면 최소말구직경과는 큰 관계없이 90%를 약간 상회하게 된다. 현재 일반적으로 사용하는 최소말구직경인 6cm를 기준으로 강원지방소나무가 벌기령에 도달했을 때의 평균흉고직경인 20~25cm일 때의 조재율 추정치를 보면 85%~86%로 나타났다. 그러나 여기서 최소말구직경의 기준을 더 크게 할수록 조재율은 급속히 떨어지게 된다.

끝으로 본 조재율 추정식 사용에 있어 유의할 점은 다음 두 가지 이다. 첫째로 본 연구에서 개발된 각 추정식은 수간곡선식과 수피두께식에 의해 도출된 자료에 근거한 것이므로 그 적합도가 이 두가지 식의 적합도에 영향을 받는다는 것이다. 그러나 상기 두 추정식을 이용한 전체수간재적 및 이용재적 추정의 적합도가 각각 97.7%와 97.6%이므로 (이경학 등, 1999) 본 연구에서 구한 조재율 추정식은 현장에서 사용

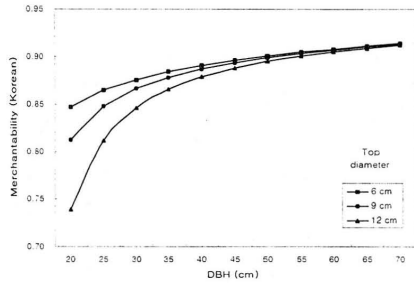


Fig. 4. Korean merchantability over diameter at breast height for 3 merchantable top diameters

가능한 수준의 적합도를 가질 수 있다고 판단된다. 둘째는 현장에서 사용하는 조재율의 정의는 나무를 벌도, 절동하여 얻어진 원목재적의 입목재적에 대한 비율이기 때문에 마지막 원목이 요구되는 일정 길이에 도달하지 않는 경우, 그 이전 원목까지만 사용하게 되므로 기준 최소말구직경보다 큰 말구직경을 갖게 되고, 따라서 본 연구에서 정의한 이론적 조재율보다 약간 작을 수도 있다는 것이다. 또한 비정형적인 수간형태, 원목조재길이 등도 조재율에 미치는 요인이 되지만 여기서는 이를 고려하지 않고 있

Table 8. An example of the estimated ratios of volume of different components to total stem volume by merchantable top diameter and DBH using equation (9) and equations in Table 7

| Top diameter | DBH | Wood volume | | | | Bark volume |
|--------------|-----|--------------|--------|--------|--------|-------------|
| | | Merchantable | Top | Stump | Total | |
| 6 | 20 | 0.8476 | 0.0127 | 0.0346 | 0.8950 | 0.1050 |
| | 30 | 0.8762 | 0.0035 | 0.0306 | 0.9102 | 0.0898 |
| | 40 | 0.8910 | 0.0014 | 0.0273 | 0.9197 | 0.0803 |
| | 50 | 0.9010 | 0.0007 | 0.0247 | 0.9264 | 0.0736 |
| | 60 | 0.9084 | 0.0004 | 0.0226 | 0.9313 | 0.0687 |
| | 70 | 0.9144 | 0.0002 | 0.0206 | 0.9352 | 0.0648 |
| 9 | 20 | 0.8128 | 0.0475 | 0.0346 | 0.8950 | 0.1050 |
| | 30 | 0.8667 | 0.0129 | 0.0306 | 0.9102 | 0.0898 |
| | 40 | 0.8873 | 0.0051 | 0.0273 | 0.9197 | 0.0803 |
| | 50 | 0.8992 | 0.0025 | 0.0247 | 0.9264 | 0.0736 |
| | 60 | 0.9074 | 0.0014 | 0.0226 | 0.9313 | 0.0687 |
| | 70 | 0.9137 | 0.0008 | 0.0206 | 0.9352 | 0.0648 |
| 12 | 20 | 0.7392 | 0.1211 | 0.0346 | 0.8950 | 0.1050 |
| | 30 | 0.8466 | 0.0330 | 0.0306 | 0.9102 | 0.0898 |
| | 40 | 0.8793 | 0.0131 | 0.0273 | 0.9197 | 0.0803 |
| | 50 | 0.8953 | 0.0064 | 0.0247 | 0.9264 | 0.0736 |
| | 60 | 0.9052 | 0.0035 | 0.0226 | 0.9313 | 0.0687 |
| | 70 | 0.9124 | 0.0022 | 0.0206 | 0.9352 | 0.0648 |

다. 따라서 본 연구에서 구한 조재율 추정식은 임목상태에서 최소말구직경이 주어졌을 때 잠재적으로 이용가능한 원목재적량을 구하는 데 이용될 수 있을 것이다. 이러한 정보는 기존의 산림조사항목 즉 흉고직경, 수고 등만을 가지고도 새로이 얻을 수 있는 경영정보로서 목재최소규격별 생산가능한 임목자원량과약에 도움이 될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

1. 산림청. 1995. 국유임산물매각규칙시행내규. 산림청 훈령예규집.
2. 김갑덕. 1963. 임목의 이용재적에 대하여. 한림지 3 : 10-14.
3. 김갑덕 · 박명규. 1969. 조재율에 대한 고찰. 서울대연습림보고 6 : 119-126.
4. 박명규 · 김수인. 1978. 신갈나무 임분의 조재율에 대한 고찰. 서울대연습림보고 14 : 18-25.

5. 박명규 · 채석순. 1979. 유용활엽수종의 용재생산과 조재율. 서울대연습림보고 15 : 64-72.
6. 우보명 · 김철민 · 김경하. 1987. 리기다소나무의 조재율에 관한 연구. 서울대연습림보고 23 : 37-46.
7. 이경학 · 손영모 · 정영교 · 이우균. 1999. 강원지방소나무의 개체목 수간곡선 및 재적 추정시스템. 산림과학논문집 62 : 155-166.
8. Alemdag, I.S. 1988. A ratio method for calculating stem volume to variable merchantable limits, and associated taper equations. The Forestry Chronicle 64 : 18-26.
9. Honer, T.G., M.F. Ker, and I.S. Alemdag. 1983. Metric timber tables for the commercial tree species of central and eastern Canada. Can. For. Serv., marit. For. Res. Cent. Inf. Rep. M-X-140.

花柏林分の 物質生産에 관한 研究¹

李光洙² · 鄭永觀³

Studies on the Biomass Production in *Chamaecyparis pisifera* Stands¹

Kwang Soo Lee² and Young Gwan Chung³

要 約

慶南 鎮海地域 花柏林分 30년생을 優勢木, 準優勢木, 劣勢木으로 나누어 物質生産量을 구명하기 위하여 시도되었다. 그 생산 구조를 살펴보면은 優勢木에서는 줄기 62.1%, 가지 19.7%, 잎 14.1%, 수피 4.6%, 準優勢木에서는 71.3, 13.0, 10.9, 4.6%, 劣勢木의 68.0, 15.5, 12.7, 4.6%로 각각 나타났으며, 物質生産量은 ha당 136.22 톤을 보유하고 있으며, 그 중 줄기가 67.2%, 가지가 24.6%, 잎이 14.6%였으며, 林木의 乾燥比는 優勢木의 줄기 0.42, 가지 0.47, 잎 0.39, 準優勢木의 줄기 0.45, 가지 0.38, 잎 0.39, 劣勢木의 줄기 0.47, 가지 0.34, 잎 0.41로 나타났다. 乾重量推定에는 $W=e(a+b\ln(d)+c\ln(h))$ 식이 적합하게 나타났다.

ABSTRACT

This purpose of study was carried out to find structure and amounts of biomass production by dominant tree, co-dominant tree and recessive tree in 30 years of tree in *Chamaecyparis pisifera*, Jinhae city, Gyeongnam province. As the results from analysis of structure of biomass production, the composition rate of amounts of biomass production showed stem of 62.1%, branch of 19.7%, leaf of 4.1% and bark of 4.6% in dominant tree, stem of 71.3%, branch of 13.0%, leaf of 10.9% and bark of 4.6% in sub-dominant, Science, College of Agriculture, Gyeongsang National University, Jinju 660-701, Korea. and stem of 68.0%, branch of 15.5%, leaf of 12.7%, bark of 4.6% in recessive tree, respectively. And amounts of biomass production was 133.22 Ton/ha with the rate of stem of 67.2%, branch of 24.6% and leaf of 14.6%,

The rate of dry weight of tree showed stem of 0.42%, branch of 0.47% and leaf of 0.39% in dominant tree, and stem of 0.45%, branch of 0.38% and leaf of 0.39% in co-dominant tree, and stem of 0.47%, branch of 0.34%, leaf of 0.41% in recessive tree, respectively.

The highest equation of determination coefficient and fitness index in estimating total dry weight showed $W=e(a+b\ln(d)+c\ln(h))$.

¹ 接受 2000年 11月 1日 Received on November 1, 2000

² 林業研究院 南部試驗場 Nambu Forest Experiment Station, Korea Forest Research Institute, Jinju 660-701, Korea.

³ 慶尙大學校 農科大學 山林科學部 山林資源學專攻 Dept. of Forest Resources, Faculty of Forest

緒 論

林木의 生長이란 一般의 生物體의 初期 狀態에서 부터 안정된 成熟期에 도달할 때까지 일어나는 內, 外的인 變化를 의미한다. 20세기 초까지는 造林樹種의 經營評價와 診斷을 위해 주로 地位指數, 生長패턴 등의 인자 들이 적용되어 왔으나, 근래에는 生長解析을 物質生産量에 대한 측면에서 많은 研究가 시도되고 있다.

花柏은 1920년경 日本에서 導入된 樹種으로서 全國 각지에 분포하고 있으며, 日本에서는 建築, 土木, 내장재, 가구재 및 造景樹로서 그 기능이 매우 다양하다. 그러나 우리나라에서는 아직까지 그 이용에 관한 많은 보고가 없는 실정이며, 花柏에 대한 生長과 biomass 등은 거의 究明되지 않고 있다. 花柏은 편백과 비교해 볼 때 耐寒性 및 耐乾性이 우수한 것으로 究明된 바 있으며, 또한 편백 造林地가 극히 제한적인 반면 花柏은 公害에 강하여 전국적으로 生育이 가능하다. 특히 아황산가스나 일산화탄소 등에 대한 抵抗性이 침엽수중 가장 뛰어난 樹種으로 알려지고 있으며, 幼苗 生長기의 耐寒性이 매우 뛰어난 것으로 판명된 바 있어, 겨울철의 寒冷 乾燥한 우리의 기후풍토에 매우 적합한 樹種이라 여겨진다. 따라서 본 樹種에 대한 生長패턴과 林木의 總體的 資産인 biomass에 대한 研究는 시급한 일이라 여겨진다. 특히 biomass 생산은 태양에너지의 유일한 저장고인 林木이라는 점과 폐잔목의 이용과 펄프, 칩재 등의 비중이 점차 증대되고, 經濟的으로 그에 대한 관심이 증폭되고 있다. 최근 世界的으로 우려되고 있는 二酸化炭素 低減效果和 氣候變化, 火石燃料에 대한 유일한 대체 가능한 資源으로서 山林의 役割이 크게 강조되고 있으며, 임지의 생산력을 環境因子와 林木의 物質 生長量과의 關係를 밝히는 研究가 수행되고 있다(이원규, 1996). biomass 研究와 관련하여 19세기 초 Hartig는 乾重量에 의해 有機物 生成을 지배하는 自然法則을 기술할 수 있다고 보고하므로써 biomass에 대한 중요성을 인정하게 되었다. 이후 實質的인 研究는 1932년 Jensen에 의해 시작되었으며, 20세기 중반이후 美國, 日本, 벨기에, 캐나다를 중심으로 많은

學者들에 의해 山林 biomass의 生産構造 및 測定方法에 관한 研究가 활발히 진행되고 있다(Kozak, 1970; Lavigne et al., 1981; Ouellet, 1985; Marshall, 1995). 특히 캐나다는 임산에너지 프로젝트의 추진을 통해 國家的인 차원에서 山林 biomass의 利用을 위한 체계적인 研究를 수행해 오고 있다. 우리나라에서는 1970년대 오일파동 이후 이에 대한 研究가 각광을 받기 시작하여 현재까지 많은 研究가 수행되고 있다. 이들 일련의 연구과정을 김갑덕과 김철민(1988)은 정리·보고한 바 있다. 우리나라 주요 樹種인 소나무(이수옥, 박관화, 1986; 이수옥, 1985; 박인협, 김준선, 1989)와 참나무 天然林(박인협과 문광선, 1994; 최영철과 박인협, 1993; 김시경, 1984)에 대한 研究가 주종을 이루고 있으며, 이외에 낙엽송(임경빈 등, 1981), 잣나무(이경재와 박인협, 1987), 그리고 闊葉樹 人工林(김갑덕 등, 1985; 이정석, 김춘식, 1988; 최영철, 박인협, 1993) 등에 관한 研究가 보고된 바 있다.

그러나 그 이후 에너지 문제의 해결과 biomass 研究에 소요되는 많은 비용과 시간 문제로 지속적으로 수행되지 못하고 있는 실정이다. 그러나 우리나라에서도 重量單位의 林木 去來가 활발해지고 지속 가능한 山林經營概念 도입에 따른 生態的인 山林經營에 따라 山林 biomass의 역할이 중요시 되고있는 실정이다. biomass의 推定方法으로서 線型 및 非線型 方程式을 이용하여 物質生長量과 林木의 生長解析에 대한 研究가 수행되고 있다(Klinka and Carter, 1990).

따라서 본 연구는 花柏의 山林에서의 役割을 再照明하고, 物質生長構造를 파악하여 林業經營에 基礎的인 資料를 제공함이 그 목적이다.

材料 및 方法

1. 供試材料

1) 調査地概況

우리나라 전역의 花柏造林地 중 비교적 生長이 우수하고 林分의 構造가 均一한 지역으로서 울폐가 비교적 완전하고, 樹冠의 상부가 雪害, 風害, 病蟲害 등의 교란을 받지 않은 林分 構

Table 1. Topographical factors and chemical properties of soil in the study areas

| Site factors | Parent rock | Slope (°) | Aspect | Altitude (m) | Soil texture | Soil moisture | Soil hardness | |
|--------------|-------------|-------------|----------------|---------------------------------------|-----------------|-----------------------|------------------|------------------|
| | Igneous | 15 10~20 | East, South | 65 40~90 | L. Sl, SiL | Damp, Wet | 1.3 1.1~1.5 | |
| Soil factors | pH | O. M (%) | T.N (%) | P ₂ O ₅ (p.p.m) | C.E.C (me/100g) | Exchangeable(me/100g) | | |
| | | | | | | K ⁺ | Ca ⁺⁺ | Mg ⁺⁺ |
| Mean | 5.0 | 5.5 | 0.22 | 15 | 11.22 | 0.11 | 0.45 | 0.24 |
| Range | 4.5~5.5 | 2.5~7.5 | 0.16~0.28 | 10~20 | 10.0~12.44 | 0.09~0.13 | 0.37~0.53 | 0.09~0.39 |

성이 건진하고 상태가 양호한, 慶尙南道 鎮海에 위치한 林業研究院 南部林業試驗場 鎮海試驗林의 30年生 林分의 立地因子와 土壤의 化學的性質을 調査하였으며, 그 概況은 Table 1과 같다.

2) 標準木의 選定

Biomass와 生長函數를 推定하기 위하여 選定된 12개소의 標準地에 대하여 每木調査를 실시하고 全林木을 三階級으로 구분하여 各階級에서 1본씩의 標準木을 選定하였다. 選定過程에서 樹冠級別 비교가 가능하도록 階級 I에서는 優勢木, 階級 II에서는 準優勢木, 그리고 階級 III에서는 劣勢木이 선정되도록 하여, 선정된 標準木 1본씩을 伐採하였다. 伐採木에 대한 林齡은 벌채하였을 때의 伐根 年輪 수로 하였으며, 樹高는 伐採部位에서 정상까지의 높이와 벌근부 이하를 합산하여 樹高로 하였다. 胸高直徑은 4方位로 측정한 다음 평균하였으며, 樹幹材積은 Huber 區分求積法에 의하여 算出하였고, 各階級別 平均樹高, 胸高直徑, 樹幹材積, ha당 林木密度 그리고 斷面積 등을 수관급별로 산출하였다.

Table 2에서, 調査地의 林況을 살펴보면 優

勢木의 平均樹高는 16.1, 準優勢木은 14.4, 劣勢木은 9.9m로 나타났으며, 胸高直徑은 23.4, 18.8, 14.8cm, 樹幹材積은 各 樹冠級別로 0.3147, 0.2025, 0.1008m³로 계산되었다.

2. 統計的 分析方法

1) Biomass 生産構造 및 現存量

樹冠級別 標準木을 지상 0.2m에서 벌도한 후 줄기, 가지, 잎으로 구분하였다. 줄기는 2m 간격으로 절단한 후 生重量을 측정하고, 부위별 원판을 잘라 그 生重量을 측정하고 乾重量을 측정하기 위하여 절단부위를 실험실로 운반하였고, 가지와 잎도 全體 重量을 측정한 후 전 부위에서 골고루 乾重量 測定用 시료를 채취하여 實驗室로 운반하였다. 이들 원판과 가지 및 잎의 試料를 105°C로 恒量이 될 때까지 乾燥시킨 후 乾重量을 측정하였으며, 측정 기간은 줄기 7일, 가지 5일, 잎은 3일이 소요되었다. 이렇게 측정된 乾重量과 야외에서 측정된 生重量으로 乾燥比를 측정하였으며, 측정된 乾燥比를 生重量에 적용하여 機關別 biomass를 산출하였다.

그리고 標準木에 있어 줄기와 기타 부위의 biomass를 林分에 그대로 적용하여 林分의 樹

Table 2. Tree height, d.b.h and volume in *Chamaecyparis pisifera* stands

| Sample tree | Height (m) | DBH (cm) | Volume (m ³) |
|-------------|------------|----------|--------------------------|
| Dominant | 16.1 | 23.4 | 0.3147 |
| Co-dominant | 14.4 | 18.8 | 0.2025 |
| Recessive | 9.9 | 14.8 | 0.1008 |

冠級別 機關別 ha당 biomass를 측정하였다.

2) 各 機關의 部位別 乾燥比

試料採取의 효율성과 각 기관을 대표할 수 있는 곳을 推定하기 위하여 部位별로서료를 採取·測定하였다. 樹幹 2m 간격으로하여 圓板을 採取하고 乾燥比를 구하였다. 또한 각 標準木의 樹冠級別 줄기의 平均 乾燥比를 구하여 비교하였다. 가지는 줄기상의 착생점의 위치에 따라 2m 간격으로 구분하여 乾燥比를 구하였으며, 이를 가지의 平均 乾燥比와 비교하여 유사한 값을 갖는 部位, 즉 乾燥比를 대표할 수 있는 部位를 파악하였으며, 잎에 대한 試料의 분석도 같은 방법으로 분석하였다.

3) 方程式에 의한 機關別 biomass 推定

林木의 生長因子에 의하여 地上部 biomass를 測定하기 위하여 아래의 모델을 적용하여 각 部位별 biomass 生産 函數를 계산하였다.

- I $W=a+bD^2$
- II $W=a+bD+cD^2$
- III $W=aD+bD^2$
- IV $W=a+bD^2H$
- V $W=aD^2H$
- VI $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$
- VII $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$

위의 모델을 線型(I-V)과 非線型(VI-VII)으로 나누어 분석하였으며, 線型式을 다시 절편의 유(I, II, IV), 무(III, V)에 따라 분류하였으며, 獨立變數의 투입 數에 따라 數式을 분류하여 單木의 biomass를 추정하였다.

4) 推定式의 適合性 檢定

일반적으로 최적모형 도출에 많이 사용되는 통계량은 決定係數이다. 決定係數는 사용된 모형이 얼마나 자료를 적합하게 설명하는 지를 나타내는 척도이지만 본 연구에서는 사용된 후보 모형의 특성, 즉 從屬變數의 형태 및 獨立變數의 수를 고려하였으며, 또한 非線模型에 있어서의 決定係數라는 개념은 線型式에서와 같은 설명력을 보여주는 것이 아니므로 도출된 數式의 적합성을 검증하기 위하여 다음과 같은 적합성 검증 과정을 거치는 것이 타당할 것이라 사

료된다. 적합성 평가를 위한 검정 통계량은 偏倚(Bias), 平均絶對偏差(MAD, mean absolute deviation), 殘差의 標準偏差(SDD, standard deviation of difference), 相對殘差 自乘合(SSRR, sum of squared relative residuals) 등을 적용하였다. 從屬變數의 형태가 다르고, 推定 母數의 個數와 形態가 다를 경우에는 決定係數의 계산에 기여하는 수치의 크기가 달라지기 때문에 이 상태에서 계산된 決定係數의 직접 비교가 어렵고, 또한 같은 從屬變數의 형태를 갖는다 하더라도 모형에 따라 獨立變數의 수가 증가하면 決定係數는 점점 증가하게 된다. 따라서 위에서 제시된 4개의 模型(Shin, 1993)에 대하여 적합한 評價 統計量을 도출하려고 한다. 檢定統計量에 있어서의 偏倚(bias)는 模型의 偏倚 정도를 나타내는 平均差(mean difference)이다. 이 統計量은 生長因子(樹高, 直徑, 幹材積)의 觀測値와 각 모형에 의하여 추정된 推定値間의 차이를 평균한 것으로서 模型에 따른 推定能力을 평가하는 統計量 즉, 推定量이 平均的으로 母數의 참값에 대해 과소치 혹은 과대치를 주느냐를 評價하는 것이고, 平均絶對偏差(MAD)는 각 推定値의 잔차의 絶對값을 평균한 값으로 개개 추정치의 편차의 평균적인 크기를 나타내는 것이며, 경우에 따라서 첫번째 統計量인 0을 중심으로 멀리 떨어져 있으나, 고르게 분포되어 상쇄되므로 적게 통계될 경우가 있기 때문에 絶對값을 취한것이다. 잔차의 標準偏差(SDD)는 편의의 표준편차로서 잔차의 散布度를 나타내는 것이며, 상대잔차제곱합(SSRR)은 관측치에 대한 각 잔차의 크기와 관련된 상대적 크기의 값을 나타내며, 정상범위 밖으로 동떨어진 이상점(outlier)이 있을 경우 다른 통계량보다 훨씬 더 민감하게 반응하는 통계량이다. 적합성 분석은 SAS의 univariate 과정에서 정규성 검정을 실시하였다.

結果 및 考察

1 Biomass 現存量

1) 樹冠級別 biomass 現存量

花柏林分에 대하여 樹冠級別(優勢木, 準優勢木, 劣勢木), 기관별(줄기, 가지, 잎) biomass

Table 3. Total biomass of dominant, co-dominant and recessive trees by component

| Crown class | Stem | % | Branch | % | Leaf | % | Bark | % | Total |
|-------------|------|------|--------|------|------|------|------|-----|-------|
| Dominant | 76.1 | 62.1 | 24.2 | 19.7 | 17.3 | 14.1 | 5.7 | 4.6 | 122.6 |
| Co-dominant | 63.5 | 71.3 | 11.6 | 13.0 | 9.7 | 10.9 | 4.1 | 4.6 | 89.0 |
| Recessive | 39.2 | 68.0 | 8.9 | 15.5 | 7.3 | 12.7 | 2.3 | 4.0 | 57.6 |

생산구조에 따른 ha당 biomass를 산출한 결과는 Table 3과 같다.

Table 3에서, 기관별 biomass 구성비를 살펴 보면 優勢木의 줄기는 62.1%, 가지는 19.1%, 잎은 14.1%, 수피는 4.6%로 나타났으며, 準優勢木에서는 각각 71.3%, 13.0%, 10.9%, 74.6%이며, 劣勢木에서는 68.0%, 15.5%, 12.7%, 4.0%으로 각각 나타났다. 이러한 결과를 종합적으로 검토하여 보면, 구성성분에 있어서 準優勢木과 劣勢木은 비슷한 양상을 보이고 있으나 이들과 優勢木은 뚜렷이 구분되는 양상을 보이고있다. 즉, 優勢木이 準優勢木과 劣勢木에 비하여 줄기의 비중이 적은 반면 가지의 비율은 현저히 높게 나타나고 있다. 이와 같은 결과는 대부분의 林分 上層空間을 優勢木이 점유하고 있음을 간접적으로 나타내주는 것이라 볼 수 있다.

이러한 결과는 김준호(1971)의 리기다소나무 조림지 山林의 생산구조와 生産力에 관한 연구에서 機關別 점유하는 비율은 줄기, 가지, 잎에 대하여 각각 62.6, 21.3, 16.1%, 이경학(1998) 등이 잣나무 인공림의 biomass 연구에서 줄기의 물질생산 비율은 優勢木 64.8%, 準優勢木 70.8%, 劣勢木 71.3%, 이돈구, 김갑태(1997)의 경기도 광주지방에서 생육하는 참나무류 및 잣나무의 수형 특성과 물질분배에 관한 연구에서 줄기 77.6%, 가지 15.7%, 6.7%, 김춘식 등(1999)의 경기도 광릉지방 리기다소나무 林分의 地上部 現存量과 養分蓄積 특성에서 줄기 71%, 수피 8%, 가지 16%, 잎

5% 였다는 연구와 유사한 점유비로 나타났다. 각 수관급, 기관별 biomass 生産量을 가지고 ha당 biomass를 산출한 결과는 Table 4와 같다.

Table 4에서, 수간, 가지 그리고 잎에 대한 상대적인 비율을 곱하여 樹冠級에 따른 ha당 biomass를 산출하여 ha당 기관별 및 전체 biomass 현존량을 산출한 결과, 花柏林分의 지상부 총 biomass량은 136.22 ton/ha으로 나타났다. 이러한 결과는 박인협(1990) 등이 한국 4개지역형 소나무 천연림의 수령 30~40년생을 대상으로 물질생산에 관한 연구에서 중남부평지형 110.89 ton/ha, 중남부고지형, 133.5 ton/ha, 금강형 205 ton/ha 의 물질생산을 한다는 결과와 비교하여보면, 중남부고지형과는 유사한 경향을 보였으나, 중남부평지형과 금강형과는 다른 결과를 보였다, 또한 이경재(1984)의 밀도조절이 35년생 잣나무의 물질생산에 미치는 연구에서 ha 당 1,225 본, 잔존구에서 164.51 ton/ha, 김춘식등(1987)의 삼나무와 편백에 대한 물질생산에 관한 연구에서 편백 25년생 112.56 ton/ha, 삼나무 20년생 108.75 ton/ha의 현존량과 다소 차이가 있으나 樹齡과 林木密度를 고려해 볼 때 유사한 경향이라고 사료된다.

2) 生木 乾燥比

각 수관급의 표준목에 대한 각 기관별 乾燥比를 樹高에 따라 산출하면 Table 5와 같다.

Table 5에서, 優勢木, 準優勢木, 劣勢木의

Table 4. Biomass of *Chamaecyparis pisifera* stands by component

| Total (ton/ha) | Stem | % | Branch | % | Leaf | % |
|----------------|-------|-------|--------|------|-------|------|
| 136.22 | 91.57 | 67.22 | 24.60 | 18.0 | 19.89 | 14.6 |

Table 5. Ratio of dry weight in dominant, co-dominant and recessive by tree height

| Height | Dominant tree | | | | Co-dominant tree | | | | Recessive tree | | | |
|-----------|---------------|------|------|------|------------------|------|------|------|----------------|------|------|------|
| | DW/GW(%) | | | | | | | | | | | |
| | Height (%) | S | B | L | Height (%) | S | B | L | Height (%) | S | B | L |
| 0.2 | 1.00 | 0.40 | | | 1.40 | 0.42 | | | 2.00 | 0.44 | | |
| 0.2-1.2 | 7.40 | 0.42 | | | 8.30 | 0.40 | | | 12.10 | 0.49 | | |
| 1.2-3.2 | 19.90 | 0.39 | | | 22.20 | 0.30 | | | 32.30 | 0.48 | | |
| 3.2-5.2 | 32.30 | 0.41 | 0.39 | 0.43 | 36.10 | 0.40 | 0.38 | 0.39 | 52.50 | 0.48 | 0.49 | 0.40 |
| 6.2-7.2 | 44.70 | 0.45 | 0.47 | 0.38 | 51.40 | 0.48 | 0.39 | 0.36 | 72.70 | 0.43 | 0.42 | 0.44 |
| 7.2-9.2 | 57.10 | 0.46 | 0.44 | 0.39 | 63.90 | 0.39 | 0.38 | 0.40 | 93.00 | 0.50 | 0.39 | 0.45 |
| 9.2-11.2 | 69.60 | 0.40 | 0.50 | 0.40 | 77.80 | 0.49 | 0.39 | 0.39 | | 0.46 | | |
| 11.2-13.2 | 82.00 | 0.42 | 0.40 | 0.40 | 91.70 | 0.40 | 0.36 | 0.38 | | | | |
| 13.2-15.2 | 94.40 | 0.44 | 0.45 | 0.34 | | | | | | | | |
| 15.2-16.2 | | | | | | | | | | | | |
| Mean | | 0.42 | 0.44 | 0.39 | | 0.41 | 0.38 | 0.38 | | 0.47 | 0.43 | 0.43 |

Note) S ; stem, B ; branch, L ; leaf

줄기, 가지, 잎에 대하여 生重量에 대한 乾重量의 比 즉 乾燥比를 보면 優勢木, 準優勢木, 劣勢木의 樹幹에서는 0.39-0.46, 0.39-0.49, 0.44-0.50 범위를 각각 나타내고 있으며 일정한 패턴이나 양상은 보여 주지 않고 있으며, 각각에 대한 평균은 0.42, 0.41, 0.47로 나타났다.

Biomass 측정은 많은 시간과 노력을 요하는 작업이므로 이를 최소화하기 위한 林木의 일정한부위 한 곳에서 대표 값을 찾는 방안이 강구되고 있다. 따라서 花柏의, 줄기에 대한 優勢木과 準優勢木에서의 적절한 시료채취 범위는 흉고 부위, 劣勢木에서는 樹高 1.2-5.2m 부위가 적당할 것이라 사료된다.

가지에 대한 乾燥比를 樹冠級 優勢木, 準優勢木, 劣勢木 각각에 대하여 그 범위를 살펴보면, 0.39-0.47, 0.36-0.39, 0.39-0.49로 나타나고 있으며, 잎에 대한 平均 乾燥比는 優勢木에서는 0.39, 準優勢木에서는 0.38, 劣勢木에서는 0.43으로 나타났다. 이러한 결과는 이경학 등(1998)이 35년생 잣나무를 대상으로 한 研究에서 優勢木의 줄기 乾燥比는 0.340-0.515, 準優勢木 0.303-0.491, 劣勢木에서 0.333-0.538의 값을 보여 주었고, 가지에서는 0.50, 0.47, 0.44로 나타나 본 연구와 유사한 경향을 보여 주고 있다.

3) 生長函數에 의한 乾重量추정

林木의 生長因子 즉, 樹高, 直徑, 幹材積 등이 林木의 地上部 總現存量과 관계가 깊은 因子로 알려져 왔다. 幹材積은 현지에서 측정이 어렵고 복잡하며, 측정의 오차가 심하기 때문에 측정하기 편리하고 상관의 정도가 비교적 높은 胸高直徑을 이용하는 것이 바람직 할 것이라고 여겨진다. 따라서 7개 방정식을 이용하여 林木의 生長因子 중 胸高直徑, 樹高를 이용하여 각 기관별 biomass를 산출하고, 數式에 대한 적합성을 검증한 결과는 Table 6 및 7과 같다.

Table 6 및 7에서, 위에 적용된 몇몇 數式은 단목의 biomass를 추정하는데 널리 사용되어 왔고, 지금도 biomass 추정에 많이 적용되고 있으며, 그 정확성도 입증된 바 있다. 따라서 본 연구에서는 먼저 數式들을 線型式(I-V), 非線型式(VI-VII)으로 구분하였고, 線型式을 다시 절편이 있는 것과 없는 것으로 분류하였으며, 또한 투입된 獨立變數의 형태를 胸高直徑의 함수로 그리고 胸高直徑과 樹高 두 함수로 나누어 적합한 biomass 生長式을 추정하려고 하였다. 非線型式에 있어서는 추정의 정도를 높이기 위하여 다시 獨立變數의 투입된 형태에 따라 두가지 數式으로 분류하여 분석을 시도하였다. 그 결과, 줄기의 biomass는 非線型式이

Table 6. Regression coefficients for linear and non-linear equation to predict the biomass by tree components

| Model | | parameter | | | R ² |
|--------------------|-----|--------------------------------|-----------|---------|----------------|
| | | a | b | c | |
| Stem | I | $W=a+bD^2$ | 5.1130 | 0.1390 | 0.6970 |
| | II | $W=a+bD+cD^2$ | -23.7580 | 3.3900 | 0.0440 |
| | III | $W=aD+bD^2$ | 0.6360 | 0.1210 | 0.9580 |
| | IV | $W=a+bD^2H$ | 13.4200 | 0.0090 | 0.8180 |
| | V | $W=aD^2H$ | 0.0120 | | 0.9620 |
| | VI | $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | -2.0750 | 1.0630 | 1.1630 |
| | VII | $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | -1.1730 | 1.7630 | 0.9580 |
| Branch | I | $W=a+bD^2$ | -0.2100 | 0.0370 | 0.5780 |
| | II | $W=a+bD+cD^2$ | 23.3760 | -2.7700 | 0.1150 |
| | III | $W=aD+bD^2$ | -0.0590 | 0.0390 | 0.9150 |
| | IV | $W=a+bD^2H$ | 3.7650 | 0.0020 | 0.4500 |
| | V | $W=aD^2H$ | 0.7460 | | 0.8730 |
| | VI | $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | -3.3120 | 2.7000 | -0.8200 |
| | VII | $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | -3.7580 | 2.1460 | 0.9150 |
| Leaf | I | $W=a+bD^2$ | 1.4470 | 0.0230 | 0.6540 |
| | II | $W=a+bD+cD^2$ | 1.6490 | -0.0240 | 0.0240 |
| | III | $W=aD+bD^2$ | 0.1570 | 0.0180 | 0.9550 |
| | IV | $W=a+bD^2H$ | 3.2130 | 0.0010 | 0.6700 |
| | V | $W=aD^2H$ | 0.6360 | | 0.9340 |
| | VI | $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | -2.9100 | 1.3230 | 0.5090 |
| | VII | $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | -2.6100 | 1.6620 | 0.9540 |
| Total green weight | I | $W=a+bD^2$ | 15.0250 | 0.4880 | 0.8380 |
| | II | $W=a+bD+cD^2$ | -142.8120 | 18.5330 | -0.0350 |
| | III | $W=aD+bD^2$ | 1.9750 | 0.4280 | 0.9800 |
| | IV | $W=a+bD^2H$ | 50.5960 | 0.0290 | 0.8870 |
| | V | $W=aD^2H$ | 0.0400 | | 0.9710 |
| | VI | $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | -0.4720 | 1.3260 | 0.7170 |
| | VII | $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | 0.0160 | 1.7810 | 0.9810 |
| Total dry weight | I | $W=a+bD^2$ | 6.3490 | 0.1980 | 0.7780 |
| | II | $W=a+bD+cD^2$ | 1.2670 | 0.5960 | 0.1820 |
| | III | $W=aD+bD^2$ | 0.7430 | 0.1770 | 0.9700 |
| | IV | $W=a+bD^2H$ | 20.3900 | 0.0120 | 0.8350 |
| | V | $W=aD^2H$ | 0.0160 | | 0.9630 |
| | VI | $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | -1.4860 | 1.3560 | 0.7290 |
| | VII | $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | -0.9620 | 1.8090 | 0.9710 |

線型式에 비하여 설명력이 높게 나타났으며, 非線型式 중에서도 胸高直徑과 樹高 두 함수를 獨立變數로 투입한 수식의 설명력이 胸高直徑

만을 투입한 수식 보다 설명력이 높게 나타났 다. 線型式 중에서는 수식 V의 절편 없는 식 이 樹高와 胸高直徑을 투입한 다른 線型式보다

Table 7. Estimation of fitness for linear and non-linear equation to predict the biomass by tree components

| Model | | Bias | Rank | MAD | Rank | SDD | Rank | SSRR | Rank | Total |
|--------------------|-----------------------------------|---------|------|---------|------|---------|------|------------|------|-------|
| Stem | I $W=a+bD^2$ | 0.0001 | 1 | 9.1440 | 7 | 11.5080 | 7 | 1854.2000 | 6 | 5 |
| | II $W=a+bD+cD^2$ | -0.0007 | 2 | 9.0600 | 4 | 11.4470 | 4 | 1834.6000 | 4 | 4 |
| | III $W=aD+bD^2$ | -0.3670 | 6 | 9.1380 | 6 | 11.4880 | 6 | 1847.7000 | 5 | 6 |
| | IV $W=a+bD^2H$ | -0.0067 | 3 | 7.1510 | 2 | 8.9320 | 2 | 1117.0000 | 2 | 2 |
| | V $W=aD^2H$ | 0.0120 | 4 | 8.3930 | 3 | 10.5090 | 3 | 1652.5000 | 3 | 3 |
| | VI $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | 0.0340 | 5 | 7.1180 | 1 | 8.1940 | 1 | 939.8830 | 1 | 1 |
| | VII $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | -0.5230 | 7 | 9.1300 | 5 | 11.4700 | 5 | 1842.0020 | 7 | 7 |
| Branch | I $W=a+bD^2$ | 0.0010 | 1 | 2.7320 | 3 | 3.9250 | 5 | 215.6000 | 5 | 3 |
| | II $W=a+bD+cD^2$ | 0.0013 | 3 | 2.6740 | 2 | 3.8040 | 2 | 202.6000 | 2 | 1 |
| | III $W=aD+bD^2$ | 0.0360 | 5 | 2.7570 | 4 | 3.9210 | 4 | 215.2000 | 4 | 4 |
| | IV $W=a+bD^2H$ | 0.0010 | 1 | 2.8780 | 6 | 4.4810 | 6 | 281.1000 | 6 | 6 |
| | V $W=aD^2H$ | 0.0030 | 4 | 3.1370 | 7 | 4.7430 | 7 | 323.2000 | 7 | 7 |
| | VI $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | 0.8740 | 7 | 2.6400 | 1 | 3.6520 | 1 | 186.7990 | 1 | 2 |
| | VII $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | 0.6940 | 6 | 2.7760 | 5 | 3.9150 | 3 | 214.6880 | 3 | 4 |
| Leaf | I $W=a+bD^2$ | 0.1990 | 7 | 1.5510 | 1 | 2.0910 | 3 | 61.2600 | 3 | 4 |
| | II $W=a+bD+cD^2$ | 0.0000 | 1 | 1.5740 | 4 | 2.0950 | 4 | 61.4500 | 4 | 3 |
| | III $W=aD+bD^2$ | 0.0250 | 4 | 1.5660 | 3 | 2.0960 | 5 | 61.5100 | 5 | 5 |
| | IV $W=a+bD^2H$ | -0.0067 | 2 | 1.6960 | 6 | 2.0450 | 2 | 58.5800 | 2 | 1 |
| | V $W=aD^2H$ | 0.0220 | 3 | 2.0960 | 7 | 2.4370 | 7 | 89.2800 | 7 | 7 |
| | VI $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | -0.0480 | 5 | 1.6310 | 5 | 1.9880 | 1 | 55.3330 | 1 | 1 |
| | VII $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | 0.0520 | 6 | 1.5610 | 2 | 2.0970 | 6 | 61.5740 | 6 | 6 |
| Total green weight | I $W=a+bD^2$ | -0.0067 | 3 | 17.9300 | 6 | 26.8950 | 6 | 10126.7000 | 7 | 6 |
| | II $W=a+bD+cD^2$ | -0.0001 | 2 | 16.4600 | 2 | 26.1060 | 3 | 9541.7000 | 4 | 3 |
| | III $W=aD+bD^2$ | -0.2070 | 4 | 17.6800 | 5 | 26.7440 | 5 | 10014.6000 | 6 | 5 |
| | IV $W=a+bD^2H$ | 0.0000 | 1 | 16.8140 | 3 | 22.4830 | 2 | 7076.9000 | 3 | 1 |
| | V $W=aD^2H$ | 10.2800 | 7 | 26.7360 | 7 | 30.6820 | 7 | 1488.0900 | 1 | 6 |
| | VI $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | -0.8720 | 6 | 14.1920 | 1 | 20.1920 | 1 | 5710.1450 | 2 | 2 |
| | VII $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | -0.2960 | 5 | 17.4670 | 4 | 26.6120 | 4 | 9916.6910 | 5 | 4 |
| Total dry weight | I $W=a+bD^2$ | 0.0001 | 1 | 10.2500 | 3 | 13.4790 | 6 | 2543.7250 | 6 | 6 |
| | II $W=a+bD+cD^2$ | 0.0001 | 1 | 10.2900 | 4 | 13.4778 | 4 | 2543.1150 | 4 | 3 |
| | III $W=aD+bD^2$ | 0.0195 | 4 | 10.3000 | 5 | 13.4779 | 5 | 2543.1530 | 5 | 5 |
| | IV $W=a+bD^2H$ | -0.0067 | 3 | 9.5100 | 2 | 11.5670 | 2 | 1873.2550 | 2 | 2 |
| | V $W=aD^2H$ | 4.4310 | 7 | 11.9800 | 7 | 14.3050 | 7 | 3110.3170 | 7 | 7 |
| | VI $W=\exp^{(a+b\ln(D)+c\ln(H))}$ | 0.1410 | 5 | 9.2850 | 1 | 11.3571 | 1 | 1805.7700 | 1 | 1 |
| | VII $W=\exp^{(a+b\ln(D))}$ | -0.6840 | 6 | 10.3380 | 6 | 13.4726 | 3 | 2541.2010 | 3 | 4 |

설명력이 높게 나타났다.

가지 biomass에서도 역시 線型式 보다는 非線型式이 높은 설명력을 보여주었고, 直徑과

樹高를 동시에 투입한 獨立變數 형태의 式 VI 의 설명력이 높게 나타났다. 線型式을 비교를 하여보면 줄기에서와 마찬가지로 식 V의 설명

력이 높게 나타났다. 잎의 biomass를 추정하여 보면, 非線型式이 線型式보다 설명력이 높게 나타나고 있으며, 數式 VI의 설명력이 높게 나타났다. 線型式에서는 식 III이 높은 설명력을 보여주었다. 地上部 生重量과 乾重量을 추정해 본 결과 線型式 보다는 非線型式이 더 잘 biomass 생산을 표현하고 있다. 非線型式에서는 VI의 설명력이 높게 나타났으며, 線型式에서는 III의 설명력이 높게 나타났다. 이와 같은 결과를 결정계수($R^2=0.915-0.988$)에 의하여 推定式의 정도를 비교하여 보면, Tomas (1988) 등이 Hawaii 아열대 6樹種에 대하여 式 VI, VII를 적용하여 biomass를 추정한 결과의 결정계수 ($R^2=0.940-0.989$)와 유사한 경향을 보여주었다.

줄기의 biomass 추정 정도를 편의에 의하여 알아보면, 식 I의 적합성이 높았으며, MAD, SDD, SSRR에 있어서는 VI식에 의한 적합성이 다른 수식보다 높은 것으로 나타났다. 가지의 biomass에서, 편의에 의한 I식의 적합도가 높았으며, 식 II는 모든 통계량의 적합성이 높은 것으로 나타났다. 잎의 biomass 추정치에 대한 적합성을 검정하여 보면 식 IV, VI이 다른 수식에 비하여 추정 정도가 높게 나타났으며, 지상부 生重量 biomass 추정에 있어서의 적합성은 IV, VI, II, VII 순으로 推定精度가 높게 나타났다. 지상부 乾重量을 잘 설명할 수 있는 數式은 VI, IV식 으로 나타났다. 이러한 결과는 Ouellet(1985)의 Quebec의 주요 6수종에 대하여 非線型式을 적용하여 biomass를 분석한 결과 線型式 보다 非線型式의 설명력이 높았다는 보고와 유사한 결과를 보여주었다.

結 論

本 研究는 慶南 鎮海地域 花柏林分의 物質生産量を 優勢木, 準優勢木, 劣勢木으로 나누어 추정한 결과, 그 구성비를 살펴보면 優勢木에서는 줄기 62.1%, 가지 19.7%, 잎 14.1%, 수피 4.6%, 準優勢木에서는 71.3, 13.0, 10.9, 4.6%, 劣勢木의 68.0, 15.5, 12.7, 4.6%로 각각 나타났으며, 物質生産량은 ha당 136.22 톤을 보유하고 있으며, 그 중 줄기가 67.2%,

가지가 24.6%, 잎이 14.6%였다. 林木의 乾燥比는 優勢木의 줄기 0.42, 가지 0.47, 잎 0.39, 準優勢木의 줄기 0.45, 가지 0.38, 잎 0.39, 劣勢木의 줄기 0.47, 가지 0.34, 잎 0.41로 나타났으며, 生長函數에 의한 乾重量을 推定한 결과, 줄기의 乾重量을 推定하는데 있어서, $W=e(a+bln(d)+cln(h))$ 식이 說明力과 適合性 判定에서 높은 점수를 얻었으며, 전체건중량에 대한 決定係數, 적합성이 높은 推定式은 $W=e(a+bln(d)+cln(h))$ 으로 나타났다.

參 考 文 獻

1. 김갑덕·김태욱·이경재·김준선. 1985. 아까시나무조림지의 물질생산성에 관한 연구. 한국임학회지. 68 : 60-68.
2. 김시경·정좌용.1984. 굴참나무 천연림의 생산구조 및 물질生産力에 관한 연구. 한국임학회지. 68 : 60-68.
3. 김준호. 1971. 山林의 생산구조와 生産力에 관한 연구 I. 리기다소나무 조림지에 대하여. 식물학회지 14(4) : 19-26.
4. 김춘식·이정석·조경진. 1987. 전남 장성 지방 삼나무 편백 및 인공림의 물질생산에 관한 연구. 한국임산에너지학회. 7(1) : 1-10.
5. 박인협·김준선. 1989. 한국산 4개 지역형 소나무 천연림의 물질현존량 추정식에 관한 연구. 한국임학회지. 78(3) : 323-330.
6. ____·이석면. 1990. 한국산 4개 지역형 소나무 천연림의 물질생산에 관한연구. 한국임학회지. 79(2) : 205-215.
7. ____·문광선. 1994. 주요 참나무류 천연림의 물질생산 및 현존량 추정식에 관한 연구. 1994. 한국임학회지. 83(2) : 246-253.
8. 이경재. 1984. 잣나무 인공림에서 밀도조절에 따른 生長 및 物質生産의 비교연구. 서울대학교 박사학위논문. 41P.
9. ____·김갑태. 1997. 경기도 광주지방에서 자라는 참나무류, 낙엽송 및 잣나무의 수형 특성과 물질분배. 한국임학회지. 86(2) : 208-213.
10. 이수옥. 1985. 강원도산 소나무 천연림 생

- 태계의 Biomass 및 Net Primary Production에 관한연구. 한국임학회지, 71 : 74-81.
11. _____ · 박관화. 1986. 한국의 소나무 및 참나무 천연림 山林생태계의 biomass 및 유기에너지생산에 관한 연구. 임산에너지 6(1) : 46-58.
 12. 이원규 등. 1996. 굴참나무 林分の 林地生産力에 미치는 土壤因子的 영향. 山林과학 논문집, 53 : 142-149.
 13. 이정석·김춘식. 1988. 후박나무림의 물질 생산량에 관한 연구. 한국임학회지, 77(1) : 10-16.
 14. 임경빈·김갑덕·이경재, 권태호. 1981. 낙엽송 조림지의 생산구조에 관한연구. 서울대학교 농과대학 연습림보고, 17 : 31-37.
 15. 최영철·박인협. 1993. 전남 모후산지역 굴참나무 천연림과 현사시나무 인공림의 물질 생산에 관한연구. 한국임학회지, 82(2) : 188-194.
 16. Boysen-Jensen, P. 1932. Die Stoffproduktion der pflanzen. Jena, G. Fischer. 108pp.
 17. Kozak, A. 1970. Methods for ensuring additivity of biomass componennts by regression, the Forest Chronicle. 402-404.
 18. Lavigne, M. B. and R. S. von Nostrand. 1981. Biomass equations for tree species in central Newfoundland. Environment Canada, Forestry Service, Information Report N-X-199. 43p.
 19. Marshall, P. L. and Y. Wang. 1995. Above ground tree biomass of interior uneven-aged Douglas-fir stands. FRDA II, Canada. 23p.
 20. Ouelleet. D. 1985. Biomass Equations for Six Commercial Tree Species in Quebec. Forestry Chronical. 61(3) : 218-222.

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 위하여 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 山林調査科長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 1日부터 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 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 경우이나 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 1면당 기본 투고료 100,000원을 부담하여야 하며, 인쇄 후 8면을 초과할 경우 초과 면당 20,000원의 초과게재료를 부담하고, 칼라사진을 게재할 경우 1면당 현재 실비로 부담한다.

韓國山林測定學會 任員

顧問 : 김갑덕 이여하 한갑준 이광남 정영관 박재욱

會長 : 이종락 (경희대 교수)

副會長 :

노대균 (임연 산림조사과장)

안종만 (순천대 교수)

안현철 (진주산업대 교수)

이동섭 (상주대 교수)

이우균 (고려대 교수)

신만용 (국민대 교수)

정주상 (서울대 교수)

차두송 (강원대 교수)

理事 :

권태호 (대구대 교수)

김동근 (상주대 교수)

김 찬 (국민대 교수)

류택규 (원광대 교수)

박남창 (임업연구원 연구관)

박희양 (공주대 교수)

변우혁 (고려대 교수)

신원섭 (충북대 교수)

윤광배 (건국대 교수)

이규성 (인하대 교수)

이준우 (충남대 교수)

이호섭 (임업연구원 연구관)

임영준 (상지대 교수)

조현서 (진주산업대 교수)

최 관 (경북대 교수)

최정기 (강원대 교수)

監事 :

서옥하 (강원대 교수)

이승호 (임업연구원)

幹事 :

김철민 (임업연구원)

손영모 (임업연구원)

이경학 (임업연구원)

정영교 (임업연구원)

한국산림측정학회지

제 3 권 제 2 호

서기 2000년 12월 19일 인쇄

서기 2000년 12월 30일 발행

발행인 李 鍾 樂

편집인 申 萬 鋪

발행처 韓國山林測定學會

1330 - 7112 서울시 동대문구 청량리2동 207번지

임업연구원 산림조사과내

전화 : 02-961-2842

FAX : 02-961-2639

E-mail : pine21c@hanmail.net

농협계좌 : 031-01-341485(김철민)

인쇄처 : 정민사 2278-0199

