

# ALLGEMEINE

# FORST UND JAGDZEITUNG

## German Journal of Forest Research

### INHALTSVERZEICHNIS

#### AUFSATZE

- |  |  |    |
|--|--|----|
| Chunyu Zhang,<br>Lushuang Gao<br>und Xiuhai Zhao           | Spatial structures in a Secondary Forest in Changbai Mountains<br>Northeast China .....<br>(Analyse räumlicher Strukturen in einem Sekundärwald im Nord-<br>osten Chinas)  | 45 |
| A. Albrecht,<br>S. Hein,<br>U. Kohnle,<br>und P. Biber     | Evaluierung des Waldwachstumssimulators Silva 2.2 anhand lang-<br>fristiger ertragskundlicher Versuchsflächen in Baden-Württem-<br>berg .....<br>(Evaluation of the single-tree based growth simulator SILVA 2.2<br>using long-term experimental plots with contrasting thinning<br>regimes) | 55 |
| B. Beinhofer   | Weitständig erzogene Nadelholzbestände – eine lukrative Alterna-<br>tive? .....<br>(Widely spaced coniferous stands-an attractive alternative?)  | 65 |
| A. Mölder,<br>M. Bernhardt-<br>Römermann<br>und W. Schmidt | Vielfältige Baumschicht – reichhaltige Verjüngung? Zur Naturver-<br>jüngung von artenreichen Laubwäldern im Nationalpark Hainich .<br>(Diverse tree layer – rich generation? Natural regeneration of spe-<br>cies-rich deciduous forests in Hainich National Park)                           | 76 |
| NACHRUF  | Prof. Dr. Dr. h.c. HELMUT SCHMIDT-VOGT gestorben .....   | 88 |

**180. JAHRGANG 2009 HEFT 3/4 MÄRZ/APRIL**  
**J. D. SAUERLANDER'S VERLAG · FRANKFURT AM MAIN**

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

## German Journal of Forest Research

herausgegeben von

**Dr. K.-R. Volz**

o. Professor der Forstwissenschaft  
an der Universität Freiburg i. Br.  
(Editor in chief)

unter Mitwirkung von  
(Subject editors):

*Waldbau und Ökologie:* Christian Ammer, Göttingen

*Ertragskunde und Forstinventur:* Christoph Klein, Göttingen

*Bodenkunde und Waldernährung:* Ernst Hildebrand, Freiburg

*Forstbiologie und Forstpflanzenzüchtung:*

Reiner Finkeldey, Göttingen

*Forstökonomie und Forstplanung:* Bernhard Möhring, Göttingen

*Forstzoologie und Forstschutz:* Stefan Schütz, Göttingen

*Holzkunde und Forstbenutzung:* N.N.

*Forstgeschichte, Forstpolitik und Landespflege:*

Karl-Reinhard Volz, Freiburg

ISSN 0002-5852

*Erscheinungsweise:* Jährlich sechs Doppelhefte.

*Bezugspreis:* Jährlich € 168,- zuzüglich Zustellgebühr; für Studenten und in Ausbildung befindliche Forstreferendare € 134,40 zuzüglich Zustellgebühr. Preis der Einzelhefte je nach Umfang verschieden.

*Bezug:* Durch den Buchhandel oder direkt vom Verlag. Das Abonnement gilt jeweils für einen Jahrgang. Es läuft weiter, wenn nicht unmittelbar nach Lieferung des Schlussheftes eines Jahrgangs eine Abbestellung erfolgt.

*Manuskripte* (es werden nur Erstarbeiten veröffentlicht) sind nach vorheriger Anfrage an das Redaktionsbüro einzusenden. Für unverlangt eingegangene Manuskripte wird keine Gewähr übernommen. Rücksendung erfolgt nur, wenn Rückporto beiliegt.

Entsprechend dem international weit verbreiteten Review-Verfahren wird jeder Beitrag von zwei Fachgutachtern (vor allem Mitglieder der Lehrkörper der Forstlichen Fakultäten der Universitäten in Freiburg i. Br. und Göttingen) hinsichtlich Inhalt und Form geprüft.

Die Manuskripte sind möglichst auf Diskette und in dreifacher Ausfertigung einzureichen. Sie sollten 3 bis 4 (maximal 6 Druckseiten) umfassen. Hierbei entspricht eine Druckseite ungefähr einem zweiseitigen Text mit 12-Punkt-Schrift in Times New Roman. Neben einem möglichst kurz gehaltenen Titel der Arbeit sind bis zu maximal 10 Schlagwörter und key words anzugeben. Manuskripte mit Tabellen und Abbildungen werden nur angenommen, wenn die Tabellen-Überschriften und die Abbildungsunterschriften in deutscher und englischer Sprache abgefasst sind. Der Beitrag soll neben einer deutschen Zusammenfassung eine Zusammenfassung in englischer Sprache (Summary mit Title of the paper) enthalten. Die Übersetzung ins Französische (Résumé) erfolgt i. Allg. durch den Verlag.

Um unnötige Korrespondenz zu vermeiden, werden die Autoren gebeten, bei Abfassung ihres Manuskriptes eine neuere Ausgabe der Allgemeinen Forst- und Jagdzeitung sowie die beim Verlag und bei den Herausgebern erhältlichen „Hinweise für die Autoren“ zu beachten.

Die in dieser Zeitschrift veröffentlichten Beiträge sind urheberrechtlich geschützt. Übersetzung, Nachdruck – auch von Abbildungen –, Vervielfältigung auf photomechanischem oder ähnlichem Wege oder im Magnettonverfahren, Vortrag, Funk- und Fernsendung sowie Speicherung in Datenverarbeitungsanlagen – auch auszugsweise – bleiben vorbehalten. Werden von einzelnen Beiträgen oder Teilen von ihnen einzelne Vervielfältigungsstücke im Rahmen des § 54 UrhG hergestellt und dienen diese gewerblichen Zwecken, ist dafür eine Vergütung gem. den gleichlautenden Gesamtverträgen zwischen der Verwertungsgesellschaft Wort, Abt. Wissenschaft, Goethestr. 49, 80336 München und dem Bundesverband der Deutschen Industrie e. V., dem Gesamtverband der Versicherungswirtschaft e. V., dem Bundesverband deutscher Banken e. V., dem Deutschen Sparkassen- und Giroverband und dem Verband der Privaten Bausparkassen e. V., in die VG Wissenschaft zu entrichten. Die Vervielfältigungen sind mit einem Vermerk über die Quelle und den Vervielfältiger zu versehen. Erfolgt die Entrichtung der Gebühren durch Wertmarken der VG Wissenschaft, so ist für jedes vervielfältigte Blatt eine Marke im Wert von € 0,20 zu verwenden.

*Anzeigenannahme:* J. D. Sauerländer's Verlag, Finkenhofstraße 21, D-60322 Frankfurt am Main.

*Anzeigenpreis:* Die 43 mm breite mm-Zeile € 0,44. Für Geschäftsanzeigen gilt die Preisliste Nr. 8. Anfragen an Verlag erbeten.

*Verlag:* J. D. Sauerländer's Verlag, Finkenhofstraße 21, D-60322 Frankfurt am Main, Telefon (069) 55 52 17, Telefax (069) 5 96 43 44. eMail: aulbach@sauerlaender-verlag.com. Internet: www.sauerlaender-verlag.com. *Bankkonten:* Commerzbank, Frankfurt a. M. 5 408 075; Postbankkonto: Frankfurt a. M. Nr. 896-607.

This journal is covered by ELFIS, EURECO, CAB Forestry Abstracts, Chemical Abstracts, by Current Contents Series Agriculture, Biology and Environmental Sciences (CC/AB) and by the Science Citation Index® (SCI®) of Institute for Scientific Information.

### Die Anschrift des Herausgebers:

Prof. Dr. K.-R. VOLZ, Institut für Forst- und Umweltpolitik der Universität Freiburg, Tennenbacher Str. 4, D-79106 Freiburg

### Die Anschrift des Redaktionsbüros:

SABINE DEHN, Institut für Forst- und Umweltpolitik, Tennenbacher Str. 4, D-79106 Freiburg. Tel. 0049-761-203 3713, Fax: 0049-761-203 3705. E-Mail: [sabine.dehn@ifp.uni-freiburg.de](mailto:sabine.dehn@ifp.uni-freiburg.de)

### Die Anschriften der korrespondierenden Autoren von Heft 3/4 des 180. Jahrgangs:

AXEL ALBRECHT, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Waldwachstum, Postfach 708, D-79007 Freiburg. E-Mail: [axel.albrecht@forst.bwl.de](mailto:axel.albrecht@forst.bwl.de)

BERNHARD BEINHOFER, TU München, Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung, Am Hochanger 13, D-85354 Freising. E-Mail: [beinhofe@forst.tu-muenchen.de](mailto:beinhofe@forst.tu-muenchen.de)

JÜRGEN HUSS, Universität Freiburg, Waldbau-Institut, Tennenbacher Str. 4, D-79106 Freiburg

ANDREAS MÖLDER, Universität Göttingen, Abteilung Waldbau und Waldökologie der gemäßigten Zonen, Büsgenweg 1, D-37077 Göttingen. E-Mail: [andreas.moelder@forst.uni-goettingen.de](mailto:andreas.moelder@forst.uni-goettingen.de)

XIUHAI ZHAO, Key Laboratory for Silviculture and Conservation, the Ministry of Education, Beijing Forestry University, 1000083, P. R. China. E-Mail: [zhaoxh@bjfu.edu.cn](mailto:zhaoxh@bjfu.edu.cn)

### Übersetzung der Résumés,

soweit sie nicht von den Autoren zur Verfügung gestellt wurden: Prof. RENÉ KELLER, 13 Allée des Mirabelles, F-54520 Laxou

### Beilagenhinweis

Diesem Heft liegen Titelbogen und Inhaltsverzeichnis zum 179. Jahrgang der Allgemeinen Forst- und Jagdzeitung bei.



Aufsätze der *Allgem. Forst- und Jagdzeitung* seit 1949 in einem exklusiven Recherche-Modul auf dieser CD von EURECO: 26.279 Publikationen, 930.000 Keywords, zweisprachige Recherche Deutsch-Englisch, virtuelle Bibliothek, Ausdrücke und Datenport in Profiversion; ab € 49,-, Konstantinstraße 124, Stichwort 'ÖKOWALD', D-53179 Bonn  
<http://www.fh-rottenburg.de/greenlink/oekowald/index.html>

# Spatial structures in a Secondary Forest in Changbai Mountains Northeast China

Key Laboratory for Silviculture and Conservation, the Ministry of Education, Beijing Forestry University, 100083, P. R. China

(With 3 Figures and 6 Tables)

By CHUNYU ZHANG, LUSHUANG GAO and XIUHAI ZHAO\*

(Received March 2008)

## KEY WORDS – SCHLAGWORTER

*Principal coordinates of neighbor matrices (PCNM); variation partitioning; spatial pattern; environmental interpretations.*

*Ökologische Interpretation von Raumstrukturen; Aufteilung der Varianz.*

## 1. INTRODUCTION

Changbai Mountain is a dormant volcano located in the north-east of China near the North Korean border, rising to an altitude of 2747 m above sea level. The Mountain is covered with a large area of undisturbed temperate old-growth forest that is hardly found elsewhere on Earth (SHAO and ZHAO, 1998). The area provides important habitats for many wildlife species, including tiger, bear, leopard, wolf and wild boar. Old-growth mixed broad-leaved Korean pine (*Pinus koraiensis*) forests are dominated by *Pinus koraiensis*, *Tilia amurensis*, *Fraxinus manschurica* and *Acer mono*. The

forest has been an important source of timber in the region for decades. Since the turn of the 20<sup>th</sup> century, parts of the virgin forest has been destroyed by large scale industrial logging by Russian, Japanese and Chinese interests, and then replaced by secondary forests and plantations (CHEN et al., 1994). This has prompted the Chinese government to adopt a new forestry policy to expand and improve the natural forest (JIANG, 2000; ZHANG et al., 2000).

In 1960, the *Changbaishan Nature Reserve* was established in the vicinity of the Changbai Mountain volcano. In 1979, the *Changbaishan Nature Reserve* was declared one of three biosphere reserves in China as part of the International Biosphere Program (IBP). The reserve covers an area of over 210.000 hectares, extending 78.5 kilometers from north to south and 53.3 kilometers from west to east. Due to variations in climatic and topographic conditions, the vegetation within the area changes along altitudinal gradients, covering a deciduous broadleaved forest zone (below 500 m), a deciduous broad-leaved/conifer mixed forest zone (500–1100 m), a coniferous forest zone (1100–1700 m), a birch forest zone (1700–2100 m) and an alpine tundra zone (above 2100 m; LIU, 1997).

\*) Corresponding author. Tel.: 86-10-62336082; Fax: 86-10-62338197; E-mail: zhaohx@bjfu.edu.cn

Below: view inside research plot



Below: general view of the Research Area

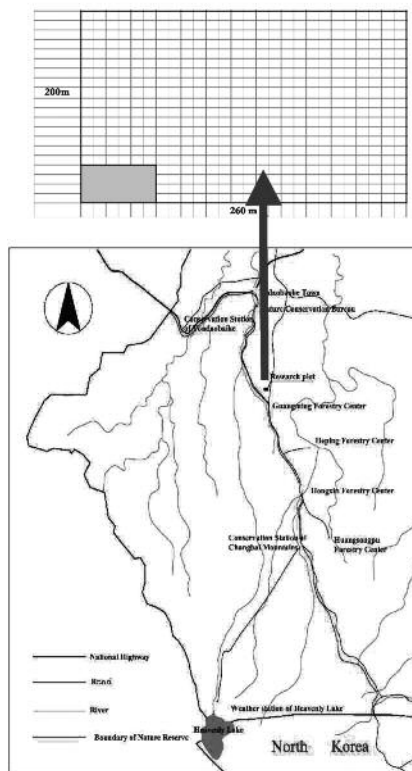


Fig. 1

Relative position of study site in the Changbaishan Nature Reserve near Guangmin Forestry Centre.  
Lage der Versuchsanlage im Changbaishan Naturschutzgebiet in der Nähe des Guangmin Forestry Centre.

It has been realized that the protection, scientific management and restoration of the Changbai forests are urgently needed, but the understanding of the population and community structures of these systems is limited. Current spatial structures in communities indicate that some process has been at work that created them. Two kinds of mechanisms can generate spatial (or temporal) structures in communities: (1) Autocorrelation in the species assemblage (response variables): spatial autocorrelation can also be created directly at the community level as a result of contagious biotic processes, such as growth, differential mortality, seed dispersal, or competition dynamics. (2) Forcing (explanatory) variables: the spatial structure may result from the influence of some explanatory variable (s) exhibiting a spatial structure, such as environmental or biotic control of the assemblages, or historical dynamics (Legendre and Legendre, 2006). Environmental factors that influence species distributions are usually spatially structured and then, through an indirect process, communities of species are also spatially structured. This process is known as “induced spatial dependence” (DRAY et al., 2006). WHITTAKER (1956) and BRAY and CURTIS (1957) held that present-day distributions of plants were well-explained by the environmental control model. In most situations, spatial heterogeneity of ecological structures originates simultaneously from both the physical forcing of environmental variables and the dependence of community structure. In both cases, spatial structure plays a functional role in ecosystems (BORCARD and LEGENDRE, 2002).

The objectives of this paper are:

- a) to describe the size distribution of the tree population in a secondary forest in the vicinity of the *Changbaishan Nature Reserve*;
- b) to quantify the spatial distribution patterns of trees at different development stages;
- c) to analyze the spatial associations between seedlings and adult trees of both conspecifics and non-conspecifics; and
- d) to estimate the spatial heterogeneity of the community and evaluate the relationships between environmental factors and community structure.

We intend to answer the following specific questions: Is there a significant spatial variation of species abundance and community structure? Is that spatial variation explained (in part) by environmental factors?

## 2. MATERIALS AND METHODS

### Study sites

The study area is located just outside the *Changbaishan Nature Reserve* (N42°20.907', E128°07.988') at an altitude of 748 m. It represents the typical forest type and landscape of deciduous broad-leaved and coniferous mixed forest in Northeastern China. The climate is described as continental monsoon with an average annual temperature of 3.3°C (January -16.5°C and August 20.5°C), an annual precipitation of 671.9 mm yr<sup>-1</sup>, and an annual relative humidity of 66%. The parent material is granite bedrock and the soil is mostly a dark brown forest soil, with a depth ranging from 20 to 100 cm. The study site is a natural secondary forest dominated by *Pinus koraiensis*, *Quercus mongolica*, *Tilia amurensis*, *Fraxinus mandshurica* and *Acer mono* in association with other subcanopy tree species. Slopes are generally less than five degrees. Therefore, topographical effects on spatial structure of community and tree populations are not considered in this paper.

### Field sampling and data collection

A permanent research plot covering an area of 200 m x 260 m (5.2 ha) was established in July 2005. The plot was subdivided into 130 contiguous 20 m x 20 m square subplots. In each subplot, the

species of all live and dead trees with woody stems exceeding 1cm breast height diameter (dbh) were identified, spatially mapped to the nearest 0.1m accuracy, and tagged. The dbh, height and crown diameter of each tree were measured and recorded. Sixteen tree species which occurred with at least five individuals per ha are used in this study. To evaluate the light conditions in the understory by canopy architecture, two hemispherical photographs were taken 1 m above the ground in each subplot with an advanced canopy analysis system (WinSCANOPY™ 2003 d,e; more details are given in www.regentinstruments.com) on cloudless days in August 2005. The leaf area index (LAI) was computed using Bonhomme and Chartier's (1972) method. Mean leaf angle (MLA) and gap fraction (openness) were assessed using the corresponding computer software WinSCANOPY and XLScanopy, and the average values of the two measurements were calculated for each subplot. Two soil samples were taken from the top 20 cm to analyze total nitrogen (the Kelvin Digestion method), total phosphorus (decomposing sodium carbonate method), total potassium (fusion with NaOH method), organic matter (exteriorly heating potassium dichromate-density method) and soil pH in each 20 m x 20 m subplot, and the average values were calculated for each subplot. All laboratory analyses were done according to the recommended procedures of the China Soil Council (1999). A hand-held soil moisture teller (HH2 DeLa-T Devices Moisture Meter, U.K.) was used to measure the volumetric soil moisture content at 0–20 cm depth in each subplot.

## 3. DATA ANALYSIS

### Size distribution index (DI)

To evaluate whether regeneration of each species was continuous, the coefficient of skewness of the dbh distribution around the midpoint of the dbh range was calculated as the size distribution index (DI), following HUBBELL (1979), MASAKI et al. (1992); TANOUCHI and YAMAMOTO (1995); MASAKI et al. (1999) and NANAMI et al. (2004). The DI is defined as:

$$DI = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i - 0.5)^3,$$

where  $N$  is the total number of individuals in the study plot,  $x_i$  is the standardized dbh ranging from 0 to 1.  $x_i$  is calculated by the equation:

$$x_i = \frac{dbh_i}{dbh_{\max}},$$

where  $dbh_i$  is the breast height diameter of the  $i$ th individual and  $dbh_{\max}$  is the species-specific maximum dbh. The dbh distribution of a tree species with many small individuals is  $L$ -shaped (reversed  $J$ -shaped) and its DI value is negative or relatively small, while the dbh distribution of a species with few small individuals is  $J$ -shaped and its DI is positive or relatively large. We also evaluated the shade-tolerance properties and regeneration mode of species basing on DI and the maximum dbh (NAKASHIZUKA et al., 1992; MASAKI et al., 1999).

### Spatial patterns analysis

The spatial patterns of tree groups at different growth stages from seedlings to adults were evaluated by classifying the individuals of a species according to dbh, based on the assumption that younger trees have smaller diameters than adult trees (STERNER et al., 1986; HE et al., 1997). Trees species were classified into two or three growth stages according to dbh and according to abundance. *Fraxinus mandshurica* Rupr., *Pinus koraiensis* Sieb. et Zucc., *Tilia amurensis* Rupr., *Acer mono* Maxim., *Quercus mongolica* Fisch. ex Ledeb., *Picea jezoensis* var. *microsperma* (Lindl.) Cheng et L. K.

Fu and *Abies nephrolepis* (Trautv.) Maxim. were classified as saplings (1 cm ≤ dbh < 5 cm), small trees (5 cm ≤ dbh < 20 cm) and big trees (dbh ≥ 20 cm); *Acer tegmentosum* Maxim., *Acer ukurunduense* Trautv. et Mey., *Acer barbinerve* Maxim., *Acer pseudo-sieboldianum* (Pax) Kom., *Ulmus japonica* (Rehd.) Sarg. were classified into saplings (1 cm ≤ dbh < 5 cm) and adult trees (db ≥ 5 cm); *Betula platyphylla* Suk., *Betula costata* Trautv., *Populus ussuriensis* Kom., *Populus davidiana* Dode. were classified into small trees (1 cm ≤ dbh < 20 cm) and big trees (dbh ≥ 20 cm). Wider size intervals were used for two growth stages than for three stages because the sample size was too small for statistical testing if finer divisions were used. To examine the spatial patterns of seedlings, intensive investigations were carried out in a 40 m × 60 m subplot within the 5.2 ha permanent plot. In the 40 m × 60 m subplot, all plants taller than 20 cm were mapped, and their species and sizes were recorded. Nine species, including *Fraxinus mandshurica* Rupr., *Pinus koraiensis* Sieb. et Zucc., *Tilia amurensis* Rupr., *Acer mono* Maxim., *Abies nephrolepis* (Trautv.) Maxim., *Acer tegmentosum* Maxim., *Acer ukurunduense* Trautv. et Mey., *Acer barbinerve* Maxim., *Acer pseudo-sieboldianum* (Pax) Kom., were used to test spatial patterns of seedlings (> 20 cm in height and < 1 cm in dbh), and spatial associations between seedlings and adults.

Ripley's  $K(d)$  function has been proposed as a general method for the analysis of spatial pattern, in particular for patterns of the dispersion of points. This method uses all point-to-point Euclidean distances to analyze a two-dimensional distribution pattern on an infinite homogeneous plane. It tests randomness of the distribution at multiple scales, based on the Poisson distribution, by examining the proportion of total possible pairs of points whose pair members are within a specified radius ( $d$ ) of each other (MØLLER and WAAGEPETERSEN, 2007). By varying the circle radius  $d$ , spatial pattern can be examined at various radii, and the deviation of the observed number from the expected number of points is then plotted against  $d$ . We applied a square root transformation  $L(d) = \sqrt{K(d)/\pi} - d$  which linearizes  $K(d)$ , stabilizes its variance and has an expected value of zero under the Poisson assumption (BESAG, 1977). To test the departure from a random distribution, we used Monte Carlo methods which simulate randomly generated plots of the same dimensions as the empirical plot. To obtain 99% confidence intervals, we computed 10,000 simulations. For a clustering pattern,  $L(d)$  is greater than this envelope, for a random pattern, it is within the envelope, and for a regular pattern,  $L(d)$  is below the envelope (DIGGLE, 1983). We examined bivariate spatial interactions using the  $L_{12}(d)$  function, which is a generalization of  $L(d)$  for a bivariate point process (DIGGLE, 1983). In the bivariate case, positive and negative values of  $L_{12}(d)$  indicate positive (attraction) and negative association (repulsion) respectively (LOTWICK et al., 1982). To test the significance of departures from zero, we calculated the 99% confidence intervals from 10,000 toroidal shifts of one class of category with respect to the other. Point-pattern analyses were computed using ade-4 software (THIOULOUSE et al., 1997) in the ade-4 homepage (<http://pbil.univ-lyon1.fr/ADE-4-old/ADE-4.html>), which is using Ripley's method (RIPLEY, 1976) for edge correction. Mathematical details for the calculation of an unbiased estimator of  $K(d)$ , modifications of this function, and edge effects can be found elsewhere (MOEUR, 1993; HAASE, 1995).

#### Variation partitioning

Variation partitioning is an approach which analyses a response variable or data table, using two or more variables or data tables. For simple variables, the analysis is carried out using partial linear regression (LEGENDRE and LEGENDRE, 2006), which allows ecologists to partition the variation of a response data table among two

explanatory tables. We are using the R-function<sup>1)</sup> *Redundancy Analysis* (RDA) or Canonical Correspondence Analysis (CCA). This approach has been used as a form of spatial analysis in which a species composition matrix  $\mathbf{Y}$  is partitioned between a matrix of environmental variables and one describing the spatial relationships among the sampling sites. The variation in  $\mathbf{Y}$  is partitioned into four fractions, three of which can be interpreted separately or in combinations: [a] is the non-spatially-structured component of the variation of  $\mathbf{Y}$  explained by the environmental variables, [b] is the spatially-structured component explained by the environmental variables, [c] is the amount of spatially-structured variation of  $\mathbf{Y}$  not explained by the environmental variables used in the analysis, and [d] is the unexplained (residual) variation, see references in LEGENDRE and LEGENDRE (2006) for further details. In order to assess the importance of the sources of spatial structure, the spatial relationships represented in the analysis by a polynomial of the geographic coordinates of the sampling sites have been introduced into statistical models since 1992 (BORCARD et al., 1992; BORCARD and LEGENDRE, 1994). More recently, a new approach was proposed by BORCARD and LEGENDRE (2002) which has been adopted in the analysis of multivariate spatial patterns. In this approach, the polynomial function of the geographic coordinates of the sites of BORCARD et al. (1992) is replaced by a set of spatial variables (or base functions). The method which is known as *Principal Coordinates of a Neighbour Matrix* (PCNM), corresponds to a spectral decomposition of the spatial relationships among the sites.

In this paper, we used a total-transformation (LEGENDRE and GALLAGHER, 2001) of a site-by-species matrix as response table  $\mathbf{Y}$ , and partitioned the variation of the response matrix  $\mathbf{Y}$  with an environmental matrix  $\mathbf{X}$  (including total nitrogen, total phosphorus, total potassium, pH value, organic matter, soil moisture, leaf area index (LAI), mean leaf angle (MLA) and proportion of area not covered by tree crowns (openness)) and a spatial matrix  $\mathbf{W}$  (PCNM among sites). A regular (20 m × 20 m) grid was created and 74 PCNM base functions were retained with a 1.4143 truncated threshold, which means that the west-east, south-north, and diagonal connections between adjacent points were preserved (LEGENDRE et al., 2005). To evaluate the effect of environmental and spatial variables on the spatial distribution of trees, we performed a forward selection by 999 permutations to remove redundant variables and select the best combination of the environmental variables. Then we partitioned the variation of the abundance (number of trees) of specified tree species between selected environmental variables and spatial variables. The adjusted R squares were primarily used to assess the partitions explained by the explanatory tables and their combinations (PERES-NETO et al., 2006). Testable fractions which were obtained directly by regression or canonical analysis were examined by partial canonical analyses. PCNM base functions were constructed using the *pcnm*-R-function written by S. Dray. The "vegan" library (<http://www.bio.umontreal.ca/casgrain/en/labo/R/v4/index.html>) of the R software (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006) was used in the partitioning analysis.

## 4. RESULTS

### Population structure and regeneration mode

The size distribution varied among tree species, and all species showed negative DI values. Among the species, the DI was largest in *Populus davidiana* (−0.003488) and smallest in *Acer mono* (−0.081279). The DI values of *Betula platyphylla*, *Betula costata*, *Populus ussuriensis* and *Populus davidiana* ranged from −0.015233 to −0.003488, larger DI values indicated that these four species had more moderate-size individuals rather than small- and large-size, and showed a unimodal dbh distribution. In contrast, other species

<sup>1)</sup> R Statistical Software (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2006).

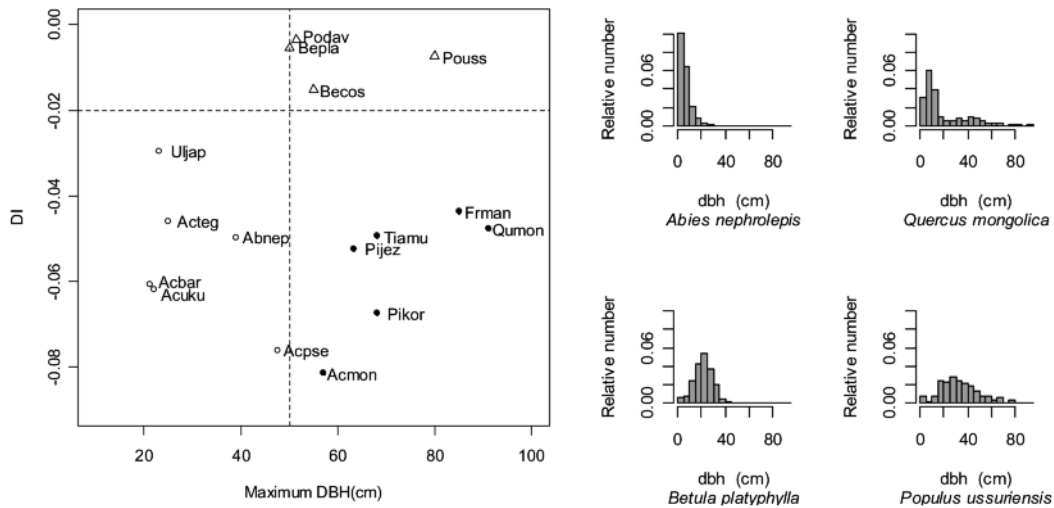


Fig. 2

Classification of species using species-specific maximum dbh and the size distribution index (DI) is shown in the left graph. The species are classified into three groups: shade-tolerant canopy species (solid circles), shade-intolerant canopy species (open triangles), shade-tolerant understory species (open circles). The threshold of maximum dbh and DI were set at 50 cm and  $-0.02$  for canopy species and shade-intolerant species based on field observations respectively.

Pikor: *Pinus koraiensis*; Frman: *Fraxinus mandshurica*; Qumon: *Quercus mongolica*; Acmon: *Acer mono*; Tiamu: *Tilia amurensis*; Pijez: *Picea jezoensis*; Abnep: *Abies nephrolepis*; Acteg: *Acer tegmentosum*; Acuku: *Acer ukurunduense*; Acbar: *Acer barbinerve*; Acpse: *Acer pseudo-sieboldianum*; Uljap: *Ulmus japonica*; Bepla: *Betula platyphylla*; Becos: *Betula costata*; Pouss: *Populus ussuriensis*; Podav: *Populus davidiana*.

An example of size distribution in each group is shown at right.

Grafik links: Klassifikation der Arten mit Hilfe von artspezifischen Maximal-BHD und Dimensionsverteilungsindex (DI); die Arten sind in drei Gruppen eingeteilt: schattentolerante Arten, die im Oberstand vorkommen (solide Kreise); lichtbedürftige Arten, die im Oberstand vorkommen (offene Dreiecke); schattentolerante Arten, die im Unterstand vorkommen (offene Kreise); der Schwellenwert für BHDmax von 50 cm und DI von  $-0.02$  wurde aufgrund von Feldbeobachtungen festgesetzt.

were represented in all diameter classes with each class having fewer stems than the smaller adjoining one, which is a characteristic of the so-called reversed *J*-shaped distribution. Based on the plot of DI against maximum dbh, all species can be categorized into three groups, (1) shade-tolerant canopy species: *Pinus koraiensis*, *Fraxinus mandshurica*, *Quercus mongolica*, *Acer mono*, *Tilia amurensis* and *Picea jezoensis*; (2) shade-intolerant canopy species: *Betula platyphylla*, *Betula costata*, *Populus ussuriensis* and *Populus davidiana*; and (3) shade-tolerant understory species: *Abies nephrolepis*, *Acer tegmentosum*, *Acer ukurunduense*, *Acer barbinerve*, *Acer pseudo-sieboldianum* and *Ulmus japonica* (Fig. 2).

### Spatial distribution patterns of tree populations

Seedlings of *Pinus koraiensis*, *Acer mono*, *Fraxinus mandshurica*, *Acer tegmentosum*, *Acer ukurunduense*, *Acer barbinerve* and *Acer pseudo-sieboldianum* significantly aggregated throughout the study plot. *Tilia amurensis* seedlings exhibited a clumped distribution up to a scale of 11 m, while *Abies nephrolepis* seedlings significantly clumped at scales of 2–8 m, but tended to be a regular distribution at scales of 16–20 m (Table 1).

Spatial patterns showed significant clumping for all species in all growth stages at most scales except for *Pinus koraiensis* and *Quer-*

Tab. 1

Spatial distribution patterns of seedlings of nine tree species in 0.24-ha plot.  
Räumliche Verteilungsmuster der Verjüngungspflanzen von neun Baumarten in einer 0.24 ha Versuchsfläche.

Species code	Scale (distance between pairs, m)																				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Abnep	—	a	a	a	a	a	a	a	—	—	—	—	—	—	—	r	r	r	r	r	
Pikor	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Acmon	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Frman	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Tiamu	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	
Acbar	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Acuku	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Acteg	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Acpse	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a

Notes: a = clumped, r = regular, — random.

*cus mongolica*. Saplings and little trees of *Pinus koraiensis* were strongly clumped, while big trees showed a random distributions at all scales. *Quercus mongolica* saplings exhibited a clumped distribution up to 60 m scales, small trees tended to be randomly distributed at almost all scales except for 12 m, whereas big trees were randomly distributions at all scales (Table 2).

## 5. SPATIAL ASSOCIATIONS BETWEEN SEEDLINGS AND ADULTS

Spatial associations between seedlings and adults were detected at scales of 0–20 m in the 40 x 60 m subplot. 19 species pairs showed interactions, accounting for 21% of the total, and there were no significant associations detected among other species pairs. *Abies nephrolepis* seedlings were attracted by adults of *Tilia amurensis*, *Fraxinus mandshurica* and *Ulmus japonica*; *Picea jezoensis* seedlings were attracted by *Acer pseudo-sieboldianum* adults at several scales; *Fraxinus mandshurica* seedlings were attracted by *Pinus koraiensis* and *Abies nephrolepis* adults, and repulsed by adults of *Fraxinus mandshurica*, *Tilia amurensis* and *Acer pseudo-sieboldianum* at >8 m distances; *Acer tegmentosum* seedlings were positively associated with conspecific adults at small scales (2–3 m), and negatively associated at greater scales (16–17 m); *Pinus koraiensis* seedlings were repulsed by *Abies*

*nephrolepis* and *Acer tegmentosum* adults at scales of 19–20 m and 14–15 m respectively; *Acer pseudo-sieboldianum* seedlings showed positive associations with conspecific adults at scales of 1–2 m, and negative associations with *Acer tegmentosum* adults at scales of 18–19 m; *Tilia amurensis* and *Quercus mongolica* seedlings were repulsed by *Quercus mongolica* and *Ulmus japonica* adults respectively; and *Ulmus japonica* seedlings were repulsed by adults of *Tilia amurensis*, *Fraxinus mandshurica* and *Acer pseudo-sieboldianum* at greater scales (> 15 m) (Table 3).

## 6. PARTITIONING THE SPATIAL VARIATION OF COMMUNITY STRUCTURE

Fig. 3 revealed that environmental and spatial explanatory variables could explain about 55 percent of the total spatial variation of community structures. Spatial explanatory variables independent of “environment” contributed significantly to the explanation of the total variation, producing a model with higher explanatory power of 34 percent. This means that the community has some inherent spatial structure of its own, which is not explained by environmental variables. Non-spatially-structured environmental variables showed a lower explanatory power, which explained only about 1 percent of the total variation. And the adjusted R<sup>2</sup> value of 0.20135 is an unbiased estimate of the spatial variation of community struc-

Tab. 2

Spatial distribution patterns of sixteen tree species in 5.2-ha plot.  
Räumliche Verteilungsmuster von 16 Baumarten in einer 5.2 ha Versuchsfläche.

Species code	Tree Size Class	Scale (distance between pairs, m)																			
		1-5	6-10	11-15	16-20	21-25	26-30	31-35	36-40	41-45	46-50	51-55	56-60	61-65	66-70	71-75	76-80	81-85	86-90	91-95	96-100
Abnep	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Lt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	a	a	a	a	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Pikor	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Lt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Qumon	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	—	—	a	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Lt	—	—	a	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bt	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Acmon	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Lt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Frman	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Lt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Pjjez	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Lt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Tiamu	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Lt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Uljap	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	At	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Acbar	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	At	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Acuku	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	At	a	a	a	a	a	a	—	—	—	—	—	—	—	—	—	a	a	a	a	—
Acpsc	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	At	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Acteg	Sa	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	—
	At	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	—
Bepla	Yt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Becos	Yt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
	Bt	—	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Pouss	Yt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	—	—	—	—	—	—	—	—
	Bt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a
Podav	Yt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	—	—	—	—	—	—	—
	Bt	a	a	a	a	a	a	a	a	a	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

Notes: a = clumped, — random; Sa = Saplings, Lt = small trees, Bt = Big trees, At = Adult trees, Yt = Young trees; other symbols are the same as in table 1.

Tab. 3

## Spatial associations between seedlings and adult trees in a 0.24-ha plot.

## Räumliche Assoziationen zwischen Verjüngungspflanzen und Altbäumen in einer 0.24 ha Versuchsfläche.

Seedlings	Adult trees	Scale (distance between pairs,m)																				
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Abnep	Uljal	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	p	p
Abnep	Tiamu	—	—	—	—	p	p	p	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Abnep	Ferman	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	p	p
Pijez	Acpse	—	—	—	—	p	—	—	—	—	—	—	—	—	—	p	p	—	—	—	—	—
Fрман	Pikor	—	—	—	—	—	—	—	—	p	p	p	p	p	p	p	p	p	p	p	p	p
Fрман	Abnep	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	p	p	p	p	p	p	p	p	p	p
Fрман	Ferman	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n
Fрман	Tiamu	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	n	n	n	n	n	n
Fрман	Acpse	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n
Acteg	Acteg	—	p	p	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	—	—	—	—	—
Pikor	Abnep	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	n
Pikor	Acteg	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	—	—	—	—	—	—	—
Acpse	Acpse	p	p	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Acpse	Acteg	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	—	—
Tiamu	Qumon	—	—	—	—	n	n	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Qumon	Uljal	—	—	—	—	—	—	—	—	n	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Uljal	Tiamu	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n
Uljal	Ferman	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	n	—	—
Uljal	Acpse	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	n	n	—	—	—	—	—	—

Note: p = positive association; n = negative association; — indicates independence.

ture accounted for by the spatially-structured environmental effect (PERES-NETO et al., 2006).

Table 4 shows the relative explanatory power of environmental variables, including the order of entry into the full model, the influence of environmental variables on community composition and significance of entry. The results show that soil moisture, soil pH, total P, mean leaf angle and total K produce an increase in  $R^2$  which is significantly different from zero ( $p < 0.05$ ). But leaf areas index, openness, organic matter and total N do not significantly contribute to the model ( $p > 0.05$ ), and they are eliminated from environment explanatory variables in variation partitioning analysis.

The table indicates soil moisture and pH are two vital environment factors contributed significantly to community structure, in which soil moisture produces the largest increase in  $R^2$ . Furthermore, soil nutrient condition (including total P and total K) and Mean Leaf Angle (MLA; calculated with the XLS canopy software) also impacted significantly on the community structure ( $p < 0.05$ , Table 4).

## 7. VARIATION PARTITIONING OF THE SPATIAL DISTRIBUTION

The contribution of environmental factors to the variation of species abundances were determined by permutation tests of residuals with 999 iterations under reduced model. The results indicated that soil properties and canopy architecture, and especially soil moisture and pH were very strongly correlated ( $p < 0.05$ ) with the spatial distribution of the different tree species. Nine of the sixteen tree species populations were highly correlated with more than two environmental factors (Table 5).

Table 6 describes the partitioning of the spatial variation of species abundances by selected environment factors (as shown in Table 5) and spatial variables (74 PCNM base). The explanatory power of selected environmental and spatial variables for spatial distribution of trees varied amongst species, there was a  $< 20\%$  explanatory power for *Quercus mongolica*, *Acer ukurunduense*, *Populus ussuriensis* and *Populus davidiana*, and a  $> 50\%$  explanatory power for *Fraxinus mandshurica*, *Acer mono*, *Picea jezoensis*, *Abies nephrolepis*, *Acer barbinerve*, *Acer pseudo-sieboldianum*, *Betula platyphylla* and *Betula costata*. The explanatory power for *Pinus koraiensis*, *Tilia amurensis*, *Acer tegmentosum* and *Ulmus japonica* ranged from 20% to 50% (Table 6).

Tab. 4

## Environmental variables listed in the order of their explanatory power to the community structure.

### Rangfolge der Standortsfaktoren, die zur Erklärung der räumlichen Muster beitragen.

Entry order	Variable	$R^2$	$R^2$ Cum	F	P
1	Soil moisture	0.097	0.097	13.73	0.001
2	Soil pH	0.041	0.138	5.35	0.001
3	Total P	0.037	0.174	6.26	0.001
4	MLA	0.029	0.203	4.44	0.001
5	Total K	0.016	0.219	2.57	0.034
6	LAI	0.007	0.226	1.11	Ns
7	Openness	0.006	0.232	0.92	Ns
8	O.M	0.006	0.238	0.88	Ns
9	Total N	0.002	0.240	0.36	Ns

Ns indicates a p-value lower than 0.05 level.

Entry order: The order of the selection of the environmental variables.

$R^2$ : The  $R^2$  of the environmental variable selected.

$R^2$  Cum: The cumulative  $R^2$  of the environmental variables selected.

F: The F statistic.

P: The p-value statistic.

## 8. DISCUSSION

In this section, we will discuss the size distribution and regeneration modes, the spatial distribution patterns and spatial associations, and the environmental effects on the spatial variation of community structure and species abundance.

### Size distribution and regeneration modes

According to NAKASHIZUKA et al. (1992) and MASAKI et al. (1999), shade-tolerant species have recruitment rates that are almost equivalent to, or significantly larger than mortality rates. This means that their population sizes are maintained or increasing under natural conditions. They also found that the mortality rate of most of the shade-intolerant species was higher than the recruits, and that their population size was generally decreasing.

In this research, all understory species and most canopy species are shade-tolerant (those with L-shaped dbh distributions, see fig. 2), thus the Changbai research plot is dominated by shade-tolerant species rather than shade-intolerant species. Shade-intolerant



Tab. 5

The contribution of environmental variables to variation of species abundances evaluated by the coefficient of determination ( $R^2$ ); the significance was assessed by Monte Carlo permutation tests (permutation tests, 999 permutations).

Beitrag der Standortsfaktoren zur Streuung der Artenhäufigkeiten ( $R^2$ ); die Signifikanz wurde durch Monte Carlo Permutationstests ermittelt.

Species	Environment variables								
	Total N	Total P	Total K	Soil pH	O.M	Soil moisture	Openness	LAI	MLA
<i>Pinus koraiensis</i>	Ns	Ns	Ns	0.063**	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>Fracinus mandshurica</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	0.426*	Ns	Ns	Ns
<i>Quercus mongolica</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	0.046*	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>Acer mono</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	0.050**	Ns	Ns	Ns
<i>Tilia amurensis</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns	0.032*	Ns	Ns	Ns
<i>Picea jezoensis</i>	Ns	0.025*	Ns	Ns	Ns	0.285***	Ns	Ns	Ns
<i>Abies nephrolepis</i>	Ns	Ns	Ns	0.062**	Ns	Ns	Ns	Ns	0.090***
<i>Acer tegmentosum</i>	Ns	0.025*	Ns	Ns	Ns	0.285***	Ns	Ns	Ns
<i>Acer ukurunduense</i>	Ns	Ns	Ns	Ns	0.086**	Ns	Ns	Ns	0.037*
<i>Acer barbinerve</i>	Ns	0.058**	Ns	0.115***	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>Acer pseudo-sieboldianum</i>	Ns	0.134***	Ns	Ns	Ns	0.099*	Ns	Ns	0.030*
<i>Ulmus japonica</i>	Ns	0.154***	Ns	Ns	Ns	0.035*	Ns	Ns	0.033*
<i>Betula platyphylla</i>	Ns	Ns	0.054**	0.045**	Ns	Ns	Ns	Ns	0.066**
<i>Betula costata</i>	0.041*	Ns	Ns	Ns	Ns	0.240**	0.030*	Ns	Ns
<i>Populus ussuriensis</i>	Ns	Ns	Ns	0.035*	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
<i>Populus davidiana</i>	Ns	Ns	Ns	0.035*	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns

Notes: \*\*\*  $p \leq 0.001$ , \*\*  $p \leq 0.01$ , \*  $p \leq 0.05$ , Ns not significant ( $P > 0.05$ ).

Tab. 6

Partitioning the spatial variation of species abundances between environment and spatial variables.

Aufteilung der räumlichen Variation der Artenhäufigkeit unter Berücksichtigung von Standortsfaktoren und räumlichen Variablen.

Species	Model	Adj. $R^2$	Species	Model	Adj. $R^2$
<i>Pinus koraiensis</i>	Environment	0.05032 <sup>NS</sup>	<i>Acer ukurunduense</i>	Environment	0.00576 <sup>NS</sup>
	Spatial	0.38354**		Spatial	0.06737***
	Env.+Spatial	0.37319*		Env.+Spatial	0.05586***
<i>Fracinus mandshurica</i>	Environment	0.4031**	<i>Acer barbinerve</i>	Environment	0.10765 <sup>NS</sup>
	Spatial	0.77125***		Spatial	0.55376 <sup>NS</sup>
	Env.+Spatial	0.79869***		Env.+Spatial	0.57369 <sup>NS</sup>
<i>Quercus mongolica</i>	Environment	0.03471 <sup>NS</sup>	<i>Acer pseudo-sieboldianum</i>	Environment	0.15737**
	Spatial	0.19604 <sup>NS</sup>		Spatial	0.45353***
	Env.+Spatial	0.18909*		Env.+Spatial	0.53009***
<i>Acer mono</i>	Environment	0.03269 <sup>NS</sup>	<i>Ulmus japonica</i>	Environment	0.02113 <sup>NS</sup>
	Spatial	0.56799*		Spatial	0.2464 <sup>NS</sup>
	Env.+Spatial	0.57242 <sup>NS</sup>		Env.+Spatial	0.23249 <sup>NS</sup>
<i>Tilia amurensis</i>	Environment	0.02254 <sup>NS</sup>	<i>Betula platyphylla</i>	Environment	0.05862 <sup>NS</sup>
	Spatial	0.26897 <sup>NS</sup>		Spatial	0.70264***
	Env.+Spatial	0.26158 <sup>NS</sup>		Env.+Spatial	0.71068**
<i>Picea jezoensis</i>	Environment	0.27923 <sup>NS</sup>	<i>Betula costata</i>	Environment	0.071 <sup>NS</sup>
	Spatial	0.68101***		Spatial	0.64193***
	Env.+Spatial	0.6942***		Env.+Spatial	0.63533**
<i>Abies nephrolepis</i>	Environment	0.06961 <sup>NS</sup>	<i>Populus ussuriensis</i>	Environment	0.02699 <sup>NS</sup>
	Spatial	0.50744***		Spatial	0.13719 <sup>NS</sup>
	Env.+Spatial	0.49846***		Env.+Spatial	0.13768 <sup>NS</sup>
<i>Acer tegmentosum</i>	Environment	0.01275 <sup>NS</sup>	<i>Populus davidiana</i>	Environment	—
	Spatial	0.21946 <sup>NS</sup>		Spatial	—
	Env.+Spatial	0.20887 <sup>NS</sup>		Env.+Spatial	—

Significance of the fractions (permutation tests, 999 permutations):

\*\*\*  $p \leq 0.001$ , \*\*  $p \leq 0.01$ , \*  $p \leq 0.05$ , NS not significant ( $P > 0.05$ ).

“Environment” indicates fraction of variation explained by environmental variables alone;

“Spatial” indicates fraction of variation explained by spatial variables alone; “Env.+Spatial”

indicates total variation explained by environmental variables and spatial variables.

characteristics may be responsible for the failure of regeneration in *Betula* spp. and *Populus* spp.. Suppressed trees of these species cannot survive for long due to their shade intolerance<sup>2)</sup> (Fig. 2). The current high density of the stand is not favorable for the establishment and recruitment of these species. They would likely be eliminated from this forest in the process of the community development, as has been shown by WU and DAI (1998) and CHENG et al. (2003). Eventually, the communities will reach a climax stage which is dominated by Korean pine and other shade tolerant broadleaved species (SHAO et al., 1994). Interestingly, *Quercus Mongolica* which has been regarded as shade intolerant (MASAKI et al., 1992) or as a 'pioneer' species (SWAINE and WHITMORE, 1988; WHITMORE, 1989) which only regenerated in gaps, consistently appeared, though in much less abundance than other species, in both canopy and understory layers. Therefore, in this study the species was classified as shade tolerant (Fig. 2).

### Spatial distribution patterns and spatial associations

Confirming the work by SUN and ZHAO (1997) and HOU and HAN (1997), our study has also shown that the spatial pattern of most species was clumped. A few species were randomly distributed in the forest (Tables 1, 2). This finding also concurs with observations made by HE et al. (1997), CONDIT et al. (2000), PLOTKIN et al. (2000b) and PLOTKIN (2002) in tropical forests. However, different results were obtained by HU et al. (2003). They found a random distribution in Korean pine broad-leaved forest. In agreement with the results of SUN and ZHAO (1997) in old-growth forest, our study also revealed a random pattern in *Quercus mongolica* (Table 2). The spatial distributions of *Pinus koraiensis* generally agreed with HOU and HAN'S (1997) findings, which pointed out patterns of *Pinus koraiensis* ranging from aggregation to randomness, depending on the affect of self-thinning with population development. However, *Pinus koraiensis* adult trees were distributed randomly.

There are many more factors (such as animal activities, human disturbance, and canopy gap disturbance) in addition to environmental effects involved in controlling the species' distribution and development dynamics in this forest. The seed hoarding of the Eurasian nutcracker (*Nucifraga caryocatactes*) and red squirrels (*Sciurus vulgaris*), for example, may greatly affect the pattern of emergence and establishment of *Pinus koraiensis* during early development (LU et al., 2001; LIU et al., 2005). Predation of rodents on *Fraxinus mandshurica* seeds (HAN et al., 2002) and *Quercus mongolica* acorns (MIYAKI and KIKUZAWA, 1988; IDA, 2004) may also affect the regeneration pattern of these species. Juvenile plants with succulent stems were easy preyed upon by rodents. We found that 13.76% of *Abies nephrolepis* stems less than 6 cm in dbh were gnawed at during the winter of 2005 in a field observation, causing a mortality rate as high as 9.96% in a natural secondary forest (unpublished data collected by the first author of this paper). In addition, human activities also strongly affected the spatial distribution of various species, particularly the distribution of *Pinus koraiensis*. Because of continuous commercial cone-picking, the number of cones on Korean pine trees sharply dropped during the cone-picking season (LIU et al., 2005). As a result, the lack of Korean pine seeds may have changed the distribution of *Pinus koraiensis*, especially during the past decade when cone picking was particularly prominent in the area.

Moreover, canopy disturbance also plays a central role in determining the distribution and abundance of tree species in a forest. Canopy openings provide an opportunity for tree recruitment, and the scale, intensity and spatial pattern of tree mortality is often the direct result of a disturbance of the forest vegetation distribution

<sup>2)</sup> This intolerance should not be confused with self-thinning.

and composition (SHERMAN et al., 2000). The size, number and distribution of gaps will interact with patterns of establishment and survival to determine community levels of regeneration (SCHUPP et al., 1989). Canopy trees of the pioneer species *Betula* spp. and *Populus* spp. usually regenerate in gaps from seedlings or saplings recruited after gap formation, or regenerate following large-scale disturbance. Shade tolerant species, such as *Pinus* spp., *Fraxinus* spp., *Quercus* spp., *Acer* spp., *Tilia* spp., *Picea* spp., *Abies* spp. and *Ulmus* spp., also require specific disturbances to reach subcanopy or canopy layer. Future studies should examine the patterns of small-scale disturbances and their role in regulating species' recruitment patterns. Forest harvest events are particularly important regulators of community structure.

The positive association between seedlings and non-conspecific adults in *Abies nephrolepis* and *Picea jezoensis* (Table 3) suggests that these species can tolerate shaded conditions under canopy trees (see results in Fig. 2). Spatial attraction between seedlings and conspecific adults in *Acer tegmentosum* and *Acer pseudo-sieboldianum*, and spatial segregation between seedlings and non-conspecific adults in *Pinus koraiensis*, *Tilia amurensis*, *Quercus mongolica* and *Ulmus japonica* was also observed (Table 3). These effects may be due to the limited seed dispersal ability and similar habitat preferences in seedlings and conspecific adults.

### Environmental effects of spatial variation of community structure and species abundance

Previous research has shown that harsh microsite characteristics, including low nutrient status, high irradiance, high temperature and low soil moisture during the dry season were often cited as a major limitation to tree seedling establishment and survival (UHL et al., 1988; NEPSTAD, 1989; GERHARDT, 1993; HOOPER et al., 2002). As suggested by other studies (ØKLAND and EILERTSEN, 1994; WANG and YANG, 2001; ZHANG et al., 2004; LIU et al., 2006), our results implied that environmental factors imposed an important effect on spatial structure of community, and explanatory power of environ-

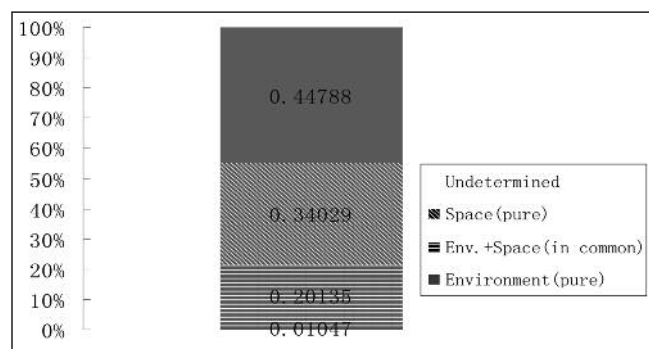


Fig. 3

Partitioning the variation of community structure with respect to environmental and spatial explanatory variables. Space (pure) indicates variation of community structure explained by pure spatial variables, environment (pure) indicates variation of community structure explained by pure environmental factors, Env. + Space (in common) indicates variation of community structure explained by spatially structured-environmental factors in common, while undetermined indicates variation of community structure unexplained by spatial and environmental variables.

Aufteilung der Variation der Populationsstruktur in Bezug auf Standortfaktoren und Variablen der Raumstruktur. „Space (pure)“ bedeutet, dass die Variation der Populationsstruktur ausschließlich durch räumliche Variablen erklärt wird, „environment (pure)“ ausschließlich durch Standortfaktoren, „Env.+Space (in common)“ durch die räumliche Verteilung und Standortfaktoren; „undetermined“ bedeutet unerklärte Variation der Populationsstruktur.

mental factors is high to 21.182% (Fig. 3). Furthermore, spatially-structured environment variables were the important origin of spatial structure of community (Fig. 3), tree communities were spatially structured through induced spatial dependence (DRAY et al., 2006).

For most tree species, there was little contribution from environmental factors in explaining present-day distribution patterns, considering only the effects of soil and canopy architecture. However, environmental variables also affected strongly some tree populations, for example, total P and soil pH explained 10.8% of the spatial variation of *Acer barbinerve*. Total P, soil moisture and mean leaf angle explained 15.77% of the spatial variation of *Acer pseudo-sieboldianum*, and 27.9% of the spatial variation of *Picea jezoensis*. Soil moisture explained 40.3% of the spatial variation of *Fraxinus mandshurica* (Table 5, 6). Shade tolerant subcanopy or shade intolerant canopy trees of six species correlated strongly with canopy architecture (MLA and Openness; Fig. 2, Table 5), which implies that canopy architecture has a greater influence on shade tolerant subcanopy and shade intolerant canopy trees than shade tolerant canopy species.

In the present paper, the population structure of most tree species showed a clumped pattern at all studied scales (Table 1, 2). The spatial gradient showed a greater influence on the species' abundance than environmental factors (Table 6). This indicates some unknown spatial process or processes influencing the formation of community structure in this forest.

The role of spatial variables affecting the functioning of ecological communities has also been widely recognized in other study areas (BRODIE et al., 1995; KOENIG, 1999; LICHSTEIN et al., 2002; BORCARD et al., 2004). Specialization for particular habitat factors generally is a major cause resulting in the formation of plant patterns (HAMILL and WRIGHT, 1986). Our results suggest that soil moisture and soil pH are key environmental factors controlling community structure and species distribution pattern, whereas soil nutrition and canopy architecture are secondary controls in this stand (Table 4, 5, 6). Similar results were found by ZHANG et al. (2004), who thought the soil water played the most important role in the forming of community distribution pattern or species abundance variation in the communities. Moreover, other studies also showed altitude (CUSHMAN and WALLIN, 2002; TANG et al., 2004; LIU et al., 2006), soil fertility and biotope humidity (LIU et al., 2006), topography (KIKUCHI and MIURA, 1993), and climatic gradients (YEO et al., 2002) were important habitat factors affecting vegetation patterns. The explanatory power of environmental and spatial variables for spatial distribution of *Quercus mongolica*, *Acer ukurunduense*, *Populus ussuriensis* and *Populus davidiana* was less than 20% (Table 6). The structure of these four species showed little spatial variation, exhibiting random distributions at most greater scales. Big trees of *Quercus mongolica* in particular, were randomly distributed throughout the plot (Table 2). This can be explained by their strong capacity to adapt to soils with both low water content and poor nutrient conditions, and a low sensitivity to respond directly to the distribution of resources, such as soil water and soil nutrients.

## 9. ABSTRACT

This paper presents an analysis of the spatial patterns of 16 different tree species in an uneven-aged forest in Northeastern China. In order to better understand the spatial structure of a tree community, variation partitioning analysis was used to estimate the relative contributions of environmental factors and spatial gradient to spatial structures of community and specified tree species.

The results showed that the size distribution index (DI) was largest in *Populus davidiana* (-0.003488) and smallest in *Acer*

*mono* (-0.081279). *Betula platyphylla*, *Betula costata*, *Populus ussuriensis* and *Populus davidiana* had unimodal dbh distributions. In contrast, other species showed a reversed J-shaped distribution. Most of the tree species showed a clumped distribution at most scales except for *Pinus koraiensis* and *Quercus mongolica*. Dominant trees of *Pinus koraiensis* and *Quercus mongolica* and smaller trees of *Quercus mongolica* tended to random spatial distributions at almost all scales. 19 species pairs showed interactions between seedlings and adults, accounting for 21% of totals, and there were no significant associations detected among other species pairs. A permutation test indicated that soil moisture and soil pH are key environmental factors regulating the spatial structure of the community and individual tree species. Environment factors greatly affected the spatial distribution of *Acer barbinerve*, *Acer pseudo-sieboldianum*, *Picea jezoensis* and *Fraxinus mandshurica*, but there was little effect on other tree species. Altogether 21% of the variation in community structure could be accounted by environment variables.

## 10. Zusammenfassung

Titel des Beitrages: *Analyse räumlicher Strukturen in einem Sekundärwald im Nordosten Chinas.*

Dieser Beitrag beschreibt eine Analyse räumlicher Verteilungsmuster von 16 Baumarten in einem ungleichaltrigen Mischwald im Nordosten Chinas. Um die Raumstrukturen in diesem Wald besser zu verstehen, wurde die variation partitioning Methode angewendet. Diese Methode ermöglicht die Schätzung der relativen Beiträge von Umgebungsfaktoren und räumlichen Gradienten auf die räumliche Verteilung einzelner Baumarten. Die Ergebnisse zeigen, dass der Dimensionsverteilungsindex (DI) die höchsten Werte bei *Populus davidiana* (-0.003488) und die niedrigsten Werte bei *Acer mono* (-0.081279) aufwies. *Betula platyphylla*, *Betula costata*, *Populus ussuriensis* und *Populus davidiana* zeigten unimodale, die restlichen Baumarten exponentiale Durchmesserverteilungen. Die räumliche Verteilung der meisten Baumarten war auf allen Skalen (Entfernungen) geklumpt, mit Ausnahme von *Pinus koraiensis* und *Quercus mongolica*. Dominante Bäume von *Pinus koraiensis* und *Quercus mongolica* und unterständige Bäume von *Quercus mongolica* zeigten zufällige räumliche Verteilungen auf fast allen Skalen. 19 Artenpaare, 21% der Gesamtpopulation, zeigten räumliche Beziehungen zwischen Verjüngung und Altbäumen. Signifikante Assoziationen zwischen anderen Artenpaaren konnten nicht ermittelt werden. Ein Permutationstest zeigte, dass die Bodenfrische und der pH-Wert wichtige Standortfaktoren sind, die die Raumstruktur der Population und einzelner Arten beeinflussen. Die Raumstruktur von *Acer barbinerve*, *Acer pseudosieboldianum*, *Picea jezoensis* und *Fraxinus mandshurica* wurde in erheblichem Maß durch Standortfaktoren beeinflusst. Allerdings war der Einfluss von Standortfaktoren bei anderen Baumarten gering. Insgesamt 21% der Gesamtvariation im Verteilungsmuster konnte durch Standortfaktoren erklärt werden.

## 11. Résumé

Titre de l'article: *Structures spatiales dans une forêt secondaire des montagnes Changbai du nord-est de la Chine.*

Les distributions des valeurs du diamètre à hauteur de poitrine dbh et la répartition spatiale de 16 essences différentes ont été quantifiées dans cette étude. Pour mieux comprendre la structure spatiale d'une communauté d'arbres on a utilisé une analyse discriminante de variation pour estimer la contribution relative de facteurs environnementaux et d'un gradient spatial de communauté et des essences spécifiées.

Les résultats ont montré que l'indice de distribution de la taille (DI) était le plus grand chez *Populus davidiana* (-0,003488) et le

plus petit chez *Acer mono* (−0,081279). *Betula platyphylla*, *Betula costata*, *Populus ussuriensis* et *Populus davidiana* ont des distributions unimodales dans le cas de dbh. Au contraire, d'autres espèces ont une distribution en forme de *J* renversé. La plupart des essences ont présenté une distribution groupée à la plupart des échelles à l'exception de *Pinus koraiensis* et de *Quercus mongolica*. Les arbres dominants de *Pinus koraiensis* et de *Quercus mongolica* et les arbres plus petits de *Quercus mongolica* tendaient vers des distributions spatiales au hasard à à peu près toutes les échelles. Dix-neuf paires d'essences ont montré des interactions entre les semis et les arbres adultes, représentant 21% du total, et on n'a pas trouvé d'autres associations significatives parmi d'autres paires d'essences. Un test de permutation a montré que l'humidité du sol et que le pH du sol étaient des facteurs environnementaux clefs de régulation de la structure spatiale de la communauté et des essences prises individuellement. Les facteurs environnementaux affectent fortement la distribution spatiale de *Acer barbinerve*, *Acer pseudosieboldianum*, *Picea jezoensis* et *Fraxinus mandshurica*, mais n'ont que peu d'effet sur les autres espèces. Au total, 21% de la variation dans la structure de la communauté pourraient être sous la dépendance de variables environnementales. R.K.

## 12. Acknowledge

I wish to thank Professor P. LEGENDRE for providing the pcnm.R function, and assistance of software usage, and Dr. H. KAWAGUCHI for his comments on the manuscript. This work was in part funded by National Natural Science Foundation of China (Project 30771716 to XIUHAI ZHAO), 11<sup>th</sup> five-year National Science and Technique plan of China (Project 2006BAD03A0804 to XIUHAI ZHAO), and "948" plan of National Forest Bureau of China (Project 2004-4-29 to XIUHAI ZHAO).

## 13. References

- BESAG, J. (1977): Contribution to the discussion of Dr Ripley's paper. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)* **39**: 193–195.
- BONHOMME, R. and P. CHARTIER (1972): The interpretation and automatic measurement of hemispherical photographs to obtain sunlit folige area and gap frequency. *Israel Journal of Agricultural Research* **22**: 53–61.
- BORCARD, D. and P. LEGENDRE (1994): Environmental control and spatial structure in ecological communities: an example using oribatid mites (*Acari, Oribatei*). *Environmental and Ecological Statistics* **1**: 37–53.
- BORCARD, D. and P. LEGENDRE (2002): All-scale spatial analysis of ecological data by means of principal coordinates of neighbour matrices. *Ecological Modelling* **153**: 51–68.
- BORCARD, D., P. LEGENDRE, C. AVOIS-JACQUET and H. TUOMISTO (2004): Dissecting the spatial structure of ecological data at multiple scales. *Ecology* **85**: 1826–1832.
- BORCARD, D., P. LEGENDRE and P. DRAPEAU (1992): Partialling out the spatial component of ecological variation. *Ecology* **73**: 1045–1055.
- BRAY, J. R. and J. T. CURTIS (1957): An ordination of the upland forest communities of southern Wisconsin. *Ecological Monographs* **27**: 325–349.
- BRODIE, C., G. HOULE and M. FORTIN (1995): Development of a *Populus balsamifera* clone in subarctic Quebec reconstructed from spatial analyses. *Journal of Ecology* **83**: 309–320.
- CHEN, D. K., X. F. ZHOU and N. ZHU (1994): Natural Secondary Forest-Structure, Function, Dynamic, and Management. Northeast Forestry University Press, Harbin, China.
- CHENG, X., B. L. LI and Z. S. LIN (2003): The acceleration of succession for the restoration of the mixed-broadleaved Korean pine forests in Northeast China. *Forest Ecology and Management* **177**: 503–514.
- CHINA SOIL COUNCIL (1999): Soil agricultural chemical analysis procedure. Beijing: Chinese Agricultural Science Press.
- CONDIT, R., P. S. ASHTON, P. BAKER, S. BUNYAVEJCHEWIN, S. GUNATILLEKE, N. GUNATILLEKE and S. P. HUBBELL et al. (2000): Spatial patterns in the distribution of tropical tree species. *Science* **288**: 1414–1418.
- CUSHMAN, S. A. and D. O. WALLIN (2002): Separating the effects of environmental, spatial and disturbance factors on forest community structure in the Russian Far East. *Forest Ecology and Management* **168**: 201–215.
- DIGGLE, P. J. (1983): *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns*. London: Academic Press.
- DRAY, S., P. LEGENDRE and P. R. PERES-NETO (2006): Spatial modelling: a comprehensive framework for principal coordinate analysis of neighbour matrices (PCNM). *Ecological Modelling* **196**: 483–493.
- GERHARDT, K. (1993): Tree seedling development in tropical dry abandoned pasture and secondary forest in Costa Rica. *Journal of Vegetation Science* **4**: 95–102.
- GIBSON, D. J. and E. S. MENGES (1994): Population structures and spatial pattern in the dioecious shrub *Ceratiola ericoides*. *Journal of Vegetation Science* **5**: 337–346.
- HAASE, P. (1995): Spatial pattern analysis in ecology based on Ripley's K-function: Introduction and methods of edge correction. *Journal of Vegetation Science* **6**: 575–582.
- HAMILL, D. N. and S. J. WRIGHT (1986): Testing the dispersion of juveniles relative to adults: a new analytic method. *Ecology* **67**: 925–957.
- HAN, Y. Z. and Z. Q. WANG (2002): Spatial pattern of Manchurian ash seed dispersal in secondary hardwood forests. *Acta Phytocologica Sinica* **26**(1), 51–57 (in Chinese with English abstract).
- HE, F., P. LEGENDRE and J. V. LAFRANKIE (1997): Distribution patterns of tree species in a Malaysia tropical rain forest. *Journal of Vegetation Science* **8**: 105–114.
- HOOPEER, E., R. CONDIT and P. LEGENDRE (2002): Responses of 20 native tree species to reforestation strategies for abandoned farmland in Panama. *Ecological Applications* **12**(6), 1626–1641.
- HOU, X. Y. and J. X. HAN (1997): Simulation analysis of spatial patterns of main species in the Korean-pine broadleaved forest in Changbai Mountain. *Acta Phytocologica Sinica* **21**(3), 242–249 (in Chinese with English abstract).
- HU, Y. B., G. Y. HUI, J. Z. QI, H. J. AN and G. M. HAO (2003): A analysis of the spatial structure of natural Korean pine broad leaved forest. *Forest Research* **16**(5), 523–530 (in Chinese with English abstract).
- HUBBELL, S. P. (1979): Tree dispersion, abundance, and diversity in a tropical dry forest. *Science* **203**: 1299–1309.
- IIDA, S. (2004): Indirect negative influence of dwarf bamboo on survival of *Quercus acorn* by hoarding behavior of wood mice. *Forest Ecology and Management* **202**: 257–263.
- JIANG, Z. (2000): Science in China. *Science* **288**(5475): 2317.
- KIKUCHI, T. and O. MIURA (1993): Vegetation patterns in relation to micro-scale landforms in hilly land regions. *Vegetatio* **106**: 147–154.
- KOENIG, W. D. (1999): Spatial autocorrelation of ecological phenomena. *Trends in Ecology and Evolution* **14**: 22–26.
- LEGENDRE, P., D. BORCARD and P. PERES-NETO (2005): Analyzing beta diversity: partitioning the spatial variation of community composition data. *Ecological Monographs* **75**: 435–450.
- LEGENDRE, P. and E. D. GALLAGHER (2001): Ecologically meaningful transformations for ordination of species data. *Oecologia* **129**, 271–280.
- LEGENDRE, P. and L. LEGENDRE (2006): *Numerical ecology*, second English ed. Elsevier Science BV, Amsterdam.
- LICHSTEIN, J. W., T. R. SIMONS, S. A. SHRINER and R. E. FRANZREB (2002): Spatial autocorrelation and autoregressive models in ecology. *Ecological Monographs* **72**: 445–463.
- LIU, Q. F., M. Y. KANG and Q. R. LIU (2006): Quantitative classification and environmental interpretation of forest tree species in Hungou, Zhongtiao Mountain. *Journal of Plant Ecology* **30**(3): 383–391 (in Chinese with English abstract).
- LIU, Q. J. (1997): Structure and dynamics of the subalpine coniferous forest on Changbai Mountain, China. *Plant Ecology* **132**: 97–105.
- LIU, Z. G., L. Z. JI and J. J. ZHU (2005): Impact of cone-picking on seed banks and animals. *Journal of the Graduate School of the Chinese Academy of Sciences* **22**(5): 596–603 (in Chinese with English abstract).
- LOTWICK, H. W. and B. W. SILVERMAN (1982): Methods for analysing spatial processes of several types of points. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)* **44**: 406–413.
- LU, C. H., B. W. LIU and J. P. WU (2001): Foraging and dispersing of Korean pine seed by animal in broad-leaved Korean pine forest. *Journal of Northeast Forestry University* **29**(5): 96–98 (in Chinese with English abstract).
- MASAKI, T., W. SUZUKI, K. NIYAMA, S. IIDA, H. TANAKA and T. NAKASHIZUKA (1992): Community structure of a species-rich temperate forest, Ogawa Forest Reserve, central Japan. *Vegetation Science* **10**: 805–814.
- MASAKI, T., H. TANAKA, H. TANOUCHI, T. SAKAI and T. NAKASHIZUKA (1999): Structure, dynamics and disturbance regime of temperate broad-leaved forests in Japan. *Journal of Vegetation Science* **10**: 805–814.
- MIYAKI, M. and K. KIKUZAWA (1988): Dispersal of *Quercus mongolica* acorns in a broadleaved deciduous forest 2. Scatter hoarding by mice. *Forest Ecology and Management* **25**(1): 9–16.
- MOEUR, M. (1993): Characterizing spatial patterns of trees using stem-mapped data. *Forest Science* **39**, 756–775.
- MÖLLER, J. and R. P. WAAGEPETERSEN (2007): Modern statistics for spatial point processes. *Scandinavian Journal of Statistics* **34**: 643–684.
- NAKASHIZUKA, T., S. IIDA, H. TANAKA, M. SHIBATA, S. ABE, T. MASAKI and K. NIYAMA (1992): Community dynamics of Ogawa Forest Reserve, a species-rich deciduous forest, central Japan. *Vegetatio* **103**: 105–112.

- NANAMI, S., H. KAWAGUCHI, R. TATENO, C. LI and S. KATAGIRI (2004): Sprouting traits and population structure of co-occurring *Castanopsis* species in an evergreen broad-leaved forest in southern China. *Ecological Research* **19**: 341–348.
- NEPSTAD, D. C. (1989): Forest regrowth in abandoned pastures of eastern Amazonia: limitations to tree seedling survival and growth. Dissertation. Yale University Press, New Haven, Connecticut, USA.
- ØKLAND, R. H. and O. EILERTSEN (1994): Canonical correspondence analysis with variation partitioning: some comments and an application. *Journal of Vegetation Science* **5**: 117–126.
- PERES-NETO, P. R., P. LEGENDRE, S. DRAY and D. BORCARD (2006): Variation partitioning of species data matrices: estimation and comparison of fractions. *Ecology* **87**: 2614–2625.
- PLOTKIN, J. B., J. CHAVE and P. S. ASHTON (2002): Cluster Analysis of Spatial Patterns in Malaysian Tree Species. *The American Naturalist* **160**(5): 629–644.
- PLOTKIN, J. B., M. D. POTTS, N. LESLIE, N. MANOKARAN, J. LAFRANKIE and P. S. ASHTON (2000): Species-area curves, spatial aggregation, and habitat specialization in tropical forests. *Journal of Theoretical Biology* **207**: 81–99.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2006): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- RIPLEY, B. D. (1976): The second-order analysis of stationary point processes. *Journal of Applied Probability* **13**: 255–266.
- SCHUPP, E. W., H. F. HOWE, C. K. AUGSPURGER and D. J. LEVEY (1989): Arrival and survival in tropical treefall gaps. *Ecology* **70**(3): 562–564.
- SHAO, G., P. SCHALL and J. F. WEISHAMPEL (1994): Dynamic simulations of mixed broadleaved *Pinus Koraiensis* forest in the Changbaishan Biosphere Reserve of Chian. *Forest Ecology and Management* **70**: 169–181.
- SHERMAN, R. E., T. J. FAHEY and J. J. BATTLES (2000): Small-scale disturbance and regeneration dynamics in a neotropical mangrove forest. *Journal of Ecology* **88**: 165–178.
- STERNER, R. W., C. A. RIBIC and G. E. SCHATZ (1986): Testing for life historical changes in spatial patterns of four tropical tree species. *Journal of Ecology* **74**: 621–633.
- SUN, W. Z. and S. D. ZHAO (1997): Distribution patterns of main tree species in *Tilia* broadleaf Korean pine forest on northern slope of Changbai Mountains. *Chinese Journal of Applied Ecology* **8**(2), 119–122 (in Chinese with English abstract).
- SWAINE, M. D. and T. C. WHITMORE (1988): On the definition of ecological species groups in tropical rain forests. *Vegetatio* **75**: 81–86.
- TANG, Z. Y., J. Y. FANG and L. ZHANG (2004): Patterns of woody plant species diversity along environmental gradients on Mt. Taibai, Qinling Mountains. *Biodiversity Science* **12** (1): 115–122 (in Chinese with English abstract).
- TANOUCI, H. and S. YAMAMOTO (1995): Structure and regeneration of canopy species in an old-growth evergreen broad-leaved forest in Aya district, southwestern Japan. *Vegetatio* **117**: 51–60.
- THIOULOUSE, J., D. CHESEL, S. DOLEDEC and J. M. OLIVIER (1997): ADE-4: a multivariate analysis and graphical display software. *Statistics and Computing* **7**: 75–83.
- UHL, C., R. BUSCHBACHER and E. A. S. SERRAO (1988): Abandoned pastures in eastern Amazonia. I. Patterns of plant succession. *Journal of Ecology* **76**: 663–681.
- WANG, G. H. and L. M. YANG (2001): Gradient analysis and environmental interpretation of woody plant communities in their idle section of the northern slopes of Qilian Mountain, Gansu, China. *Acta Phytocologica Sinica* **25** (6): 733–740.
- WHITMORE, T. C. (1989): Canopy gaps and two major groups of forest trees. *Ecology* **70**: 536–538.
- WHITTAKER, R. H. (1956): Vegetation of the Great Smoky Mountains. *Ecological Monographs* **26**: 1–80.
- WU, G. and L. DAI (1998): Structure and dynamics of a temperate deciduous-conifer mixed forest in Changbai Mountain. *Acta Ecologica Sinica* **18**(5): 91–96.
- YEO, M. J. M. and T. H. BLACKSTOCK (2002): A vegetation analysis of the pastoral landscapes of upland Wales, UK. *Journal of Vegetation Science* **13**: 803–816.
- SHAO, G. and G. ZHAO (1998): Protecting versus harvesting of oldgrowth forests on the Changbai Mountain (China and North Korea): a remote sensing application. *Natural Areas Journal* **18**, 334–341.
- ZHANG, P., G. SHAO, G. ZHAO, D. C. L. MASTER, G. R. PARKER, J. B. J. DUNNING and Q. LI (2000): China's forest policy for the 21<sup>st</sup> century. *Science* **288**: 2135–2136.
- ZHANG, W. H., T. LU, K. M. MA, J. Y. ZHOU and S. L. LIU (2004): Analysis on the environmental and spatial factors for plant community distribution in the arid valley in the upper reach of Min jiang River. *Acta Ecologica Sinica* **24**(3): 552–559 (in Chinese with English abstract).

## Evaluierung des Waldwachstumssimulators Silva 2.2 anhand langfristiger ertragskundlicher Versuchsflächen in Baden-Württemberg\*)

(Mit 4 Abbildungen und 3 Tabellen)

Von AXEL ALBRECHT<sup>1,3)</sup>, SEBASTIAN HEIN<sup>1)</sup>, ULRICH KOHNLE<sup>1)</sup> und PETER BIBER<sup>2)</sup>

(Angenommen März 2008)

### SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Waldwachstumsmodell; Evaluierung; Silva; absoluter und relativer Jahrzehnt-Bias; Durchforstung.*

*Forest growth model; evaluation; absolute and relative decennial bias; thinning regime; SILVA.*

<sup>1)</sup> Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abteilung Waldwachstum, Postfach 708, 79007 Freiburg.

<sup>2)</sup> Technische Universität München, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Am Hochanger 13, 85354 Freising.

<sup>3)</sup> Kontakt: AXEL ALBRECHT: Email: [axel.albrecht@forst.bwl.de](mailto:axel.albrecht@forst.bwl.de)

\*) Die vorliegende Arbeit wurde durchgeführt und finanziert im Rahmen des BMBF-Verbundprojektes „Wertleistungsoptimierte Waldwirtschaft auf der Ostalb“ (Förderkennzeichen 0330622). Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt beim Autor.

### 1. EINLEITUNG

Konventionelle Wachstumsmodelle wie z. B. Ertragstabellen haben den Nachteil, dass sie in ihrer Aktualisierung sehr zeitaufwendig sind, eingeschränkte Einsatzbereiche haben und in Mischbeständen fast nicht anwendbar sind. Zudem konnten einige Untersuchungen aufzeigen, dass Wachstumssimulatoren ihnen an Genauigkeit überlegen sind (PRETZSCH, 2002; REIMEIER, 2001). Dennoch werden Simulatoren in Mitteleuropa derzeit noch nicht auf großer Fläche in Forstbetriebsplanung und Waldbewertung eingesetzt. Neben der zögerlichen Grundhaltung von Forstpraktikern gegenüber komplizierten Computermodellen ist vielleicht auch der Mangel an Tests und Evaluierungen hierfür verantwortlich.

Die Evaluierung von Waldwachstumssimulatoren sowohl innerhalb als auch außerhalb des Parametrisierungsbereichs ist Voraus-

setzung für deren Anwendung. Dabei integriert sich dieser Arbeitsschritt in den Gesamttablauf der Modellentwicklung und kann zur Verbesserung der Modelleigenschaften beitragen (PRETZSCH und DURSKY, 2001; YANG et al., 2004). Verfahren für die Evaluierung forstlicher Wachstumssimulatoren sind vorwiegend während des letzten Jahrzehnts entstanden (PRETZSCH und DURSKY, 2001; VANCECLAY, J. K. und SKOVGAARD, 1997; WINDHAGER, 1999) und sind im deutschsprachigen Raum anerkannt (PRETZSCH et al., 2002b). Als Kern des Vorgehens bei Evaluierungen werden dendrometrische Daten zu einem bestimmten Zeitpunkt an den Simulator übergeben, die Vorhersage dort durchgeführt, und abschließend die simulierten Werte mit den bekannten realen Werten verglichen. Eventuelle Abweichungen können bestandes- oder einzelbaumweise quantifiziert werden. Als Analysegrößen kommen insbesondere Durchmesserzuwachs und Volumenwerte in Betracht, da diese die wichtigsten Bestandesparameter in der Forstpraxis sind. Zusätzlich können aber z. B. auch Grundfläche, Gesamtwuchsleistung, Höhen- und Durchmesserwerte herangezogen werden. Das genaue Ziel der Evaluierung und daraus abgeleitet das Evaluierungsverfahren, die Analysegrößen und tolerierten Grenzwerte für Abweichungen müssen vor Untersuchungsbeginn ermittelt werden.

Der Wachstumssimulator Silva wird an dieser Stelle nicht beschrieben. Nähere Informationen sind der einschlägigen Fachliteratur zu entnehmen (BACHMANN, 1998; BIBER et al., 2000; BIGING und DOBBERTIN, 1992; BIGING et al., 1994; DURSKY, 1997; KAHN

und PRETZSCH, 1997; PRETZSCH, 1992, 1995, 2002; PRETZSCH et al., 2002). Er wurde bereits in Bayern (PRETZSCH, 2002) und der Schweiz (SCHMID et al., 2006), auf Forstbetriebsebene mit Betriebsinventurdaten (PRETZSCH, 2002; PRETZSCH und DURSKY, 2001) und auf Landschaftsebene (PRETZSCH, 2002) getestet. Noch nicht getestet wurde Silva in Baden-Württemberg, anhand langfristiger Versuchsflächendaten mit variierender Beobachtungslänge und in Beständen mit verschiedenen Durchforstungsstärken. Da die Parametrisierungsgrundlage der Version 2.2 keine Daten aus Baden-Württemberg enthält, ist die hier vorgestellte Anwendung von Silva für Evaluierungszwecke als Modellextrapolation zu verstehen.

In der vorliegenden Untersuchung werden Daten, Analysemethoden und Ergebnisse einer Evaluierung des Wachstumssimulators Silva 2.2 vorgestellt. Der Datensatz stammt aus langfristigen waldwachstumskundlichen Versuchsflächen in Baden-Württemberg und besteht aus Einzelbaumdaten mit Baumkoordinaten. Ausgewählte Baumarten sind Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) und Buche (*Fagus sylvatica* [L.] als je wichtigste Nadel- bzw. Laubbaumart in Baden-Württemberg und Deutschland (BMVEL, 2006) sowie Europa (UNECE, 2000). Als Analyseebene wurde die Bestandesebene gewählt, da sie als Evaluierungsebene größere Relevanz für den praktischen Einsatz des Simulators hat. Vorteil der Einzelbaum-Evaluierungsebene hingegen wäre, dass der Modellentwickler präzisere Informationen über das Modellverhalten bekommt und somit auch präziser diagnostizieren kann. Die Bestandesebene

Tab. 1

Zusammenfassende Übersicht und Datenbeschreibung der wachstumskundlichen Versuchsflächen.  
Overview characteristics of the analyzed long-term experimental growth and yield plots.

Flächenbezeichnung	Größe [ha]	Erste Aufnahme [Jahr]	Anfangsalter [Jahre]	Beobachtungslänge [Jahre]	Durchforstungsstärke	Stammzahl [N]	d100 [cm]		d [cm]		h [m]		V [V/m]		h100 [m im Alter 100]	
							Anfang	Ende	Anfang	Ende	Anfang	Ende	Anfang	Ende		
bu 223/ 1	0,137	1970	54	34	stark	215	68	24,4	45,7	16,3	32,3	20	28,4	280,3	360,9	32,7
bu 223/ 2	0,137	1970	54	34	schwach	220	72	24,1	43,4	16,2	33,6	19,6	30,5	245,4	536,6	32,7
bu 224/ 1	0,397	1969	63	35	stark	640	228	24	47,7	16,7	32,6	19,4	28,4	227	404,4	32,7
bu 224/ 2	0,25	1969	58	35	schwach	423	158	22,3	40,4	15	29,2	17,5	26,5	195,5	460,4	30,1
bu 225/ 1	0,4	1971	74	33	stark	306	118	34,8	53,6	25,4	43	26,5	33,3	374,9	484	32,7
bu 225/ 2	0,4	1971	74	33	schwach	322	119	35,1	52,6	25,5	41,6	25,5	33,3	381,7	609,6	32,7
bu 226/ 1	0,504	1971	78	33	stark	545	224	29,7	48,4	20,3	34,1	22,9	30,4	307	481,9	30,1
bu 226/ 3	0,5	1971	78	33	stark	466	163	29,3	48,1	21,5	38,6	23	32,3	288,3	478,4	32,7
bu 227/ 1	0,357	1971	69	33	schwach	470	195	28,6	46,3	20,2	35,8	23,6	33,2	342,9	610,4	35,3
bu 227/ 2	0,361	1971	69	33	stark	634	243	26,1	49,5	17,8	34	22,1	30,5	326,6	461,7	32,7
bu 228/ 1	0,498	1970	62	34	stark	1032	302	25,1	46,1	16,3	29	20,7	28,9	337,1	457,1	32,7
bu 228/ 2	0,462	1970	62	34	stark	959	313	24,8	45,6	16,8	30,9	21,4	30,2	350,7	508,1	35,3
bu 228/ 3	0,503	1970	62	34	schwach	903	335	26,1	43,1	17,5	30,6	21,5	32,2	357,3	629,9	35,3
bu 229/ 1	0,4	1970	70	34	schwach	571	182	28,8	46,1	20,6	34,4	23,8	33,2	428,5	634	32,7
bu 229/ 2	0,4	1970	70	34	stark	508	150	30,2	50	21,5	36,7	24,8	31,4	439,4	488,8	32,7
bu 230/ 1	0,502	1971	88	33	stark	412	198	30,3	47,7	21,9	34,2	23,9	32	303,7	532,6	30,1
bu 230/ 2	0,499	1971	88	33	schwach	433	194	29,2	43,6	21,8	33,7	23,3	32,6	305,1	559,2	32,7
bu 231/ 1	0,201	1971	78	33	schwach	241	120	27,6	41,9	19,7	30,7	22,4	30,2	274,5	522,9	30,1
bu 231/ 2	0,2	1971	78	33	stark	247	97	28,1	46,6	19,5	33	22,7	29,4	270,8	375,4	30,1
bu 232	0,302	1971	78	33	stark	274	110	31,5	52	21,8	38,1	23,5	31,6	330,4	487,1	30,1
fi 376/ 1	0,235	1987	31	17	stark	332	124	22,1	32,3	15,2	25,2	11,5	19,8	188,8	347,3	31,5
fi 376/ 2	0,248	1987	31	17	stark	535	150	20,4	34,1	13,4	24,9	11,5	19,8	153,7	325,5	32,9
fi 376/ 3	0,252	1987	31	17	stark	202	133	25,8	36	19	28	12,3	20,4	140,2	380,9	32,9
fi 376/ 4	0,244	1987	31	17	stark	525	145	21,7	36	14,2	25,8	11,9	19,9	176,8	350	32,9
fi 402/ 1	0,281	1964	32	24	keine	896	249	16,5	37,7	11	27,1	13,1	26	200,9	571,8	38,2
fi 402/ 2	0,186	1964	32	24	keine	804	269	20,1	35,3	11	22,9	13,7	26,7	278,2	887,2	39,5
fi 402/ 3a	0,151	1964	30	24	stark	500	109	18,7	37,5	10,7	29,7	12,8	26,1	205,8	655,1	39,5
fi 402/ 3b	0,133	1964	30	24	stark	472	95	18,4	38,4	10,3	29,6	11,9	27	168	603,8	38,2
fi 404/ 1	0,2	1987	26	17	stark	238	69	22	41,3	17,2	37	14	25,3	194,6	437,9	39,5
fi 404/ 3	0,448	1987	26	17	stark	313	216	22,6	40,7	18,8	36,2	13	25	126,9	426,5	39,5
fi 422/ 1	0,252	1991	21	12	stark	78	70	20,1	38,1	17,7	34,7	9,1	19,1	34,1	234,3	38,2
fi 422/ 2	0,252	1991	21	12	stark	81	76	19,5	37,7	16,3	32,4	8,6	18,4	31,8	231,2	37
fi 422/ 3	0,25	1991	21	12	stark	159	154	17,6	31,6	14,1	26,2	8,4	17,2	42,2	278,2	35,7
fi 422/ 4	0,252	1991	21	12	stark	211	202	18,3	28,4	15	23,5	9,7	17,4	74,3	311,9	37
fi 422/ 5	0,252	1991	21	12	stark	288	215	18,3	27,1	14,6	21,8	9,7	17,6	94,4	356,8	37
fi 422/ 6	0,253	1991	21	12	stark	611	208	16,4	27,3	12,7	20,6	10,7	18,2	180,6	340	39,5
fi 422/ 7	0,253	1991	21	12	schwach	608	197	16,7	27,6	12,8	20,8	10,4	17,6	158,4	322,3	38,2
fi 423/ 1	0,248	1988	17	15	stark	75	71	13,2	35,4	11,6	32	6,9	17,4	10,6	190	37
fi 423/ 2	0,248	1988	17	15	stark	96	93	13,6	33,4	12,1	29,7	6,9	17	15,9	224,3	37
fi 423/ 3	0,248	1988	17	15	stark	172	160	14	30,5	11,3	25,4	7	17	23,6	271,5	38,2
fi 423/ 4	0,25	1988	17	15	stark	197	174	14,2	30,1	11,6	24,6	7	17,4	28,2	294	38,2
fi 423/ 5	0,25	1988	17	15	stark	280	216	13,7	27,7	11,1	21,7	7,1	17,1	36,8	332,1	38,2
fi 423/ 6	0,248	1988	17	15	stark	372	206	14	27,2	11,3	21,1	7,8	17,7	57,2	328,5	38,2
fi 423/ 7	0,252	1988	17	15	stark	545	229	13,3	26,4	10,2	19,9	7,4	17,2	60,8	286,9	39,5
misch 76/ 1	0,25	1986	27	16	stark	656	204	19,8	34,1	13,5	25,9	12,9	23,1	226,9	522,7	38,2
misch 76/ 2	0,25	1986	27	16	stark	298	170	22,1	35,6	17	27,3	13	22,8	162	525,8	38,2
ta 221/ 4	0,244	1980	125	21	schwach	117	17	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	599,9	193,7	k.A.
ta 223/ 2	0,247	1980	108	20	schwach	156	53	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	496,6	292,5	k.A.
ta 224/ 6	0,25	1981	103	24	schwach	92	31	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	k.A.	554,5	315,2	k.A.
<b>Summe</b>	<b>14,537</b>					<b>19730</b>	<b>7894</b>									

wurde in der vorliegenden Untersuchung vorwiegend aufgrund des Praxisbezugs gewählt. Als Analysevariablen wurden Stammzahl pro ha (N), Grundfläche pro ha (G), Gesamtwuchsleistung pro ha (GWL), Bestandesvorrat pro ha (V), Höhe des Grundflächenmittelstammes (hg), Oberhöhe (h100), Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) und Durchmesser des Grundflächenmittelstammes der 100 dicksten Bäume je Hektar (d100) ausgewählt. Zielsetzungen der Arbeit sind:

- die Quantifizierung des Gesamtbias, der Präzision und der Treffgenauigkeit,
- der Vergleich des Informationsgehalts verschiedener wachstumskundlicher Bestandesgrößen als Evaluierungsvariablen,
- die Prüfung der Sensitivität der Vorhersagen gegenüber Durchforstungsstärken
- die Entwicklung von Techniken, um Daten mit unterschiedlicher Beobachtungslänge vergleichbar zu machen,
- die Prüfung der Anwendbarkeit des Simulators im BMBF-Projekt „Ostalb“ für Durchforstungsoptimierungen und Szenarienfortschreibungen.

Nicht getestet wurden unterschiedliche Durchforstungsarten (Hoch-/Niederdurchforstung), die Silva-Module Durchforstung und Mortalität, sowie der Strukturgenerator STRUGEN.

## 2. MATERIAL UND METHODEN

### 2.1. Evaluierungsdatensatz

Es wurden 49 langfristige wachstumskundliche Versuchsflächen mit ca. 19700 Bäumen für die Evaluierung verwendet, die sich etwa hälftig in Buchen- und Fichtenbestände aufteilen (*Tabelle 1*). Die Lage der Versuchsflächen in Baden-Württemberg ist in *Abbildung 1* zu sehen. Die Durchmesser der Bäume wurden während der Beobachtungszeit ca. alle fünf Jahre gemessen. Die Baumhöhen wurden stichprobenartig so gemessen, dass mindestens 30 gemessene Höhen pro Versuchsfläche und Aufnahmezeitpunkt vorlagen. Die gemessenen Höhen wurden benutzt, um bestandesweise Höhenkurven zu erstellen, um die nicht gemessenen Baumhöhen rechnerisch zu ergänzen (EHRING et al., 1999). Aufgrund der einzelbaumweise bekannten Ausscheidezeitpunkte (Durchforstung, konkurrenzbedingte Mortalität, schadensbedingte „zufällige“ Nutzung) und Baumkoordinaten der meisten Bäume konnten reale Durchforstung und Mortalität sowie reale Nachbarschaftsverhältnisse an Silva übergeben werden. Sowohl Buchen- als auch Fichtenflächen sind vorwiegend einschichtige Reinbestände im Hauptbestand. In den Buchenbeständen ist jedoch ein Buchenunterstand vorhanden, und in den Fichtenflächen sind vereinzelt Bäume anderer Arten beigemischt. Die Bodentypen variieren zwischen mäßig trockenen Kalkverwitterungslehmen bis zu staunassen Zweischichtböden nach dem baden-württembergischen standortkundlichen Verfahren (ALDINGER et al., 1998, ARBEITSKREIS STANDORTSKARTIERUNG, 1996), haben jedoch einen Schwerpunkt bei tiefgründigen Lehmböden. Aufgrund der mangelnden Vergleichbarkeit baden-württembergischer verbaler Standortbeschreibungen mit Bezeichnungen anderer Bundesländer sind in *Tabelle 1* die Oberhöhenwerte im Alter 100 gemäß Ertragstafel angegeben (LANDESFORSTVERWALTUNG BADEN-WUERTEMBERG, 1993). Diese können als Ausdruck des Produktionspotentials verstanden werden.

Bestandesdichten, Durchforstungsstärken und Beobachtungslängen variieren deutlich. Die Buchenflächen waren zu Beobachtungsbeginn zwischen 54 und 88 Jahren alt und wurden zu etwa gleichen Teilen schwach bzw. stark durchforstet. Sie sind Teil der Altherr'schen Versuchsreihe, und die Beschreibungen ihrer Durchforstungsregimes sind in FREIST (1962), ALTHERR (1981) und HEIN et al. (2007) dokumentiert. Der Großteil der Fichtenflächen ist im Gegensatz hierzu deutlich jünger (17 bis 32 Jahre) und vorwiegend

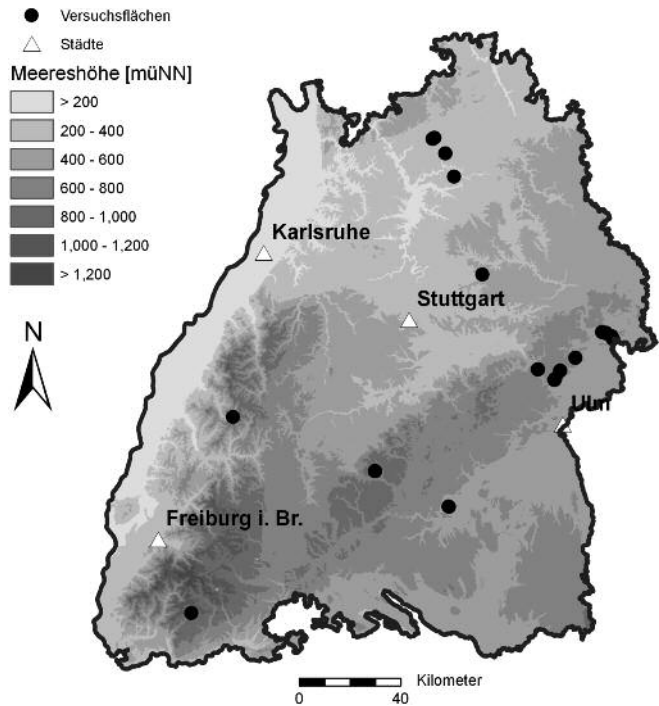


Abb. 1

Lage der 49 untersuchten Versuchsflächen in Baden-Württemberg. Aufgrund der geklumpten Verteilung überlagern sich viele der Lagepunkte. Digitales Höhenmodell © Landesvermessungsamt Baden-Wuerttemberg (www.lv-bw.de), 29.11.2002; AZ.: 2851.9-1/3.

Area map of the 49 trial plots in Baden-Wuerttemberg. Since many plots are clustered and located very closely next to each other (few meters apart) they do not appear as 49 single points, but are rather superimposed. Basis: digital surface model 50 m, © Landesvermessungsamt Baden-Wuerttemberg (www.lv-bw.de), 29.11.2002; file number: 2851.9-1/3.

stark durchforstet oder stammzahlarm begründet. Zusätzlich sind drei fichtendominierte Flächen höheren Alters vorhanden (103 bis 125 Jahre). Die Behandlungskonzepte der Fichtenflächen sind in ABETZ (1987), JEHLE (1995), KENK et al. (1981) und KENK (1990) dokumentiert. Insgesamt sind 57% der Baumpositionen zu Simulationsbeginn bzw. 79% am Ende bekannt, und die Beobachtungslänge schwankt zwischen 12 und 35 Jahren. Die „fehlenden“ Baumpositionen stammen vorwiegend aus den Buchenflächen, deren Positionen erst 2004 erhoben wurden. Diese Positionen wurden durch das Silva-Modul Strugen ergänzt.

Der Evaluierungsdatensatz hat im Vergleich mit anderen Evaluierungsarbeiten eine überdurchschnittliche Größe und weist folgende wünschenswerte Eigenschaften auf: er ist unabhängig vom Parametrisierungsdatensatz und damit Kritik an Kreuzvalidierungsmethodik nicht ausgesetzt (YANG et al., 2004), stellt echte Zeitreihen dar und kann anhand von Baumarten oder Durchforstungsstärken unterteilt werden. Er verlässt jedoch den ursprünglichen Kalibrierungsbereich von Silva.

### 2.2. Datenaufbereitung

Einige Versuchsflächen mussten in ihrer Form leicht korrigiert werden, damit sie Silvas Anforderungen nach rechteckiger Flächenform erfüllen. Diese Korrektur erfolgte durch Berechnung des maximal innenliegenden Rechtecks und Auswahl der entsprechenden Bäume. Da die Höhenmessungen nur für einen Teil der Bäume vorlagen, wurden die fehlenden Baumhöhen mit Hilfe von Bestandeshöhenkurven rechnerisch ergänzt.

Die Standortseigenschaften gemäß baden-württembergischer Standortkartierung wurden in Silvas numerischen Standortgüteschlüssel übersetzt, der den Bodenwasserhaushalt und die Nährstoffversorgung codiert. Zur Anpassung der Höhenwachstumsfunktionen in Silva an das aktuelle Höhenwachstumsniveau wurde eine Feinkalibrierung mit Hilfe der Chapman-Richards-Funktion vorgenommen. Hierfür wurden die Funktionsparameter so angepasst, dass die reale h100 der simulierten im Sinne von Oberhöhenbonitäten möglichst nahe kommt. Silvas Mortalitäts- und Durchforstungsmodul wurden deaktiviert und durch die realen Ausscheidungszeitpunkte der Einzelbäume ersetzt. Anschließend wurde die Simulation gestartet und so lange fortgeführt wie auch Beobachtungsdaten vorhanden waren. Einwuchs junger Bäume wurde nicht berücksichtigt. Da in Silvas Version 2.2 das Fortschreibungsintervall fix fünf Jahre beträgt und der Messwiederkehrturnus auf den Versuchsflächen nicht immer exakt fünfjährig war, wurden die Simulationsergebnisse jeweils auf den Messzeitpunkt hin linear interpoliert.

### 2.3. Evaluierung

Zur Evaluierung wurden aus den Unterschieden zwischen realen und simulierten Werten die drei folgenden standardisierten Evaluierungsmaße berechnet: Bias, Präzision und Treffgenauigkeit. Der Modellbias ( $\bar{e}$ ) beschreibt den durchschnittlichen Unterschied zwischen realem Wert ( $X_i$ ) und simuliertem Wert ( $x_i$ ) als

$$\bar{e} = \sum_{i=1}^n (x_i - X_i) / n \quad (1)$$

wobei n für die Anzahl an Werten steht und die x-Werte wahlweise Einzelbaum- oder Bestandesinformationen darstellen können. Sein Vorzeichen zeigt direkt Über- oder Unterschätzung an. Modellpräzision ( $s_e$ ) beschreibt die Variabilität der Vorhersagewerte als

$$s_e = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2}{n-1}} \quad (2)$$

wobei  $e_i$  für den Unterschied zwischen dem realen und simulierten Einzelwert steht.  $s_e$  kann auch als Standardabweichung des Bias bezeichnet werden (SCHMID et al., 2006). Die Treffgenauigkeit ( $m_x$ ) beschreibt die Variation der simulierten Werte im Verhältnis zu den realen Werten:

$$m_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - X_i)^2}{n-1}} \quad (3)$$

Höhere Werte von Präzision und Treffgenauigkeit stehen somit für geringere tatsächliche Präzision und Treffgenauigkeit. Im Umkehrschluss zeigen niedrigere Werte bessere Modellgüte an.

Diese drei Maße können auch als relative Werte ausgedrückt werden, wenn man sie durch den Mittelwert der realen Werte ( $\bar{X}$ ) teilt. Relative Werte eignen sich besonders für Vergleichszwecke, wenn z. B. mit anderen Untersuchungen oder zwischen verschiedenen Einzelbaum- oder Bestandeswerten verglichen werden soll. In unseren Auswertungen wird der Bias in absoluten und relativen Werten dargestellt, Präzision und Treffgenauigkeit nur in relativen.

Die Evaluierungsvariablen h100 und d100 beziehen sich auf die 100 dicksten Bäume pro ha als Weiser der dominanten Bäume. Für die Berechnung der Variablen h, h100, d und d100 wurde nur die jeweilige Hauptbaumart berücksichtigt, d. h. Buchen in den Buchenflächen und Fichten in den Fichtenflächen, da diese Variablen baumartenspezifische Eigenschaften beschreiben.

Da die Beobachtungslänge der untersuchten Flächen unterschiedlich ist, mussten wir die Vergleichbarkeit der Ergebnisse

sicherstellen. Nach dem Minimumansatz würde man den kürzesten Beobachtungszeitraum für alle Flächen zugrunde legen und auch die Flächen, die eigentlich längere Beobachtungslängen aufweisen, auf den deutlich kürzeren Zeitraum begrenzen. Hierdurch würden jedoch weite Teile unserer Daten ausgeschlossen werden. Um dies zu umgehen wurde der relative Jahrzehnt-Bias berechnet, indem man den Unterschied zwischen realen und simulierten Ergebnissen des gesamten Simulationszeitraums durch die Anzahl der Simulationsjahre (t) teilt und dann mit zehn multipliziert, wie folgt:

$$\bar{e}[\%]_{10} = ((\frac{\bar{e}}{\bar{X}} * 100) / t) * 10 \quad (4)$$

Das Ziel dieses Ansatzes ist es, die Vergleichbarkeit mit anderen Untersuchungen und zwischen verschiedenen Beobachtungslängen herzustellen. Relative Biaswerte von je 10% in einer Simulation über 15 Jahre und in einer weiteren Simulation über 30 Jahre beispielsweise würden als gleichwertig beurteilt werden, wenn die jeweilige Simulationslänge nicht berücksichtigt wird. Tatsächlich unterscheiden sich diese zwei Werte jedoch beachtlich: Bezieht man den Bias auf die unterschiedlichen Simulationslängen wie in Gleichung 4 gezeigt, so ergibt sich ein relativer Jahrzehnt-Bias von nur 3,3% für die 30-jährige Simulation, für die 15-jährige Simulation jedoch ein Wert von 6,6%.

Der gewählte 10-jährige Bezugszeitraum hat zwei Hauptgründe: (1) Der Forsteinrichtungsturnus liegt in Mitteleuropa meist bei 10 Jahren. Für die Forstpraxis ist es deshalb sinnvoll die Vorhersagegüte und -präzision für diesen Bezugszeitraum zu quantifizieren. (2) Der Bias wird auf der Basis des fünfjährigen Fortschreibungsintervalls von Silva berechnet. Bezieht man ihn z. B. auf ein einzelnes Jahr, würde eine Genauigkeit suggeriert, die nicht gegeben ist.

## 3. ERGEBNISSE

### 3.1. Gesamtabweichungen

Die Variabilität der Simulationswiederholungen war sehr niedrig: bei 10 Wiederholungen für die Generierung fehlender Baumpositionen (vorwiegend Buchenflächen) und 20 Wiederholungen der Wachstumssimulation selbst (alle Flächen) beliefen sich die Werte des relativen Standardfehlers für die Zustandsvariablen G, V und GWL auf lediglich 1,6%. Für die dynamischen Variablen Grundflächen- und Volumenzuwachs betragen die höchsten Werte 14,4 und 6,8%, wobei Werte größer als 3 bzw. 2% nur bei Nicht-Hauptbaumarten in zwei Flächen auftraten (Daten nicht dargestellt).

In *Tabelle 2* ist der Bias der ausgewählten Evaluierungsvariablen als absoluter und relativer Jahrzehntwert sowie als relativer Wert zusammengestellt. Zur Berechnung wurden nur die Unterschiede zwischen Anfangs- und Endzeitpunkt herangezogen, Zwischenwerte wurden nicht berücksichtigt. Die Simulationen zeigen eine allgemeine Unterschätzung des Durchmesserwachstums und der Dichte an, wohingegen das Höhenwachstum sehr korrekt prognostiziert wurde, nachdem das Höhenwachstumspotential mit Hilfe der Chapman-Richards-Funktion auf die regionalen Bedingungen angepasst wurde.

Im Durchschnitt über alle Flächen und Baumarten wurde d um 1,5 cm, d100 sogar etwas stärker um 2,2 cm pro Jahrzehnt unterschätzt. Auch im relativen Jahrzehnt-Bias zeigte sich dieser Unterschied mit -4,2 zu -5,6%. Die Werte des relativen Jahrzehnt-Bias wurden von zwei nicht-parametrischen Tests als signifikant befunden, sind also von Null verschieden (Vorzeichen-Test und Wilcoxon Vorzeichen-Rangtest; p = 0,05).

Die Höhenkennwerte wurden sehr exakt fortgeschrieben und weisen absolute Abweichungen von maximal 21 cm pro Jahrzehnt auf, was einem relativen Bias von unter einem Prozent entspricht. Im Gegensatz hierzu wurden G, GWL und V absolut und relativ



Tab. 2

Bias, Präzision und Treffgenauigkeit für die maximale Beobachtungslänge (zwischen 12 und 35 Jahren). V: mittlerer Bestandesvorrat pro ha für alle Baumarten zusammen. d100, h100, d und h: Mittelwerte nur für die jeweiligen Hauptbaumarten.

Bias, precision and accuracy statistics for the maximum prognosis length varying between 12 and 35 years. V: mean standing volume per hectare for all species present on the plot. d100, h100, d and h: mean values for the main tree species only.

Variable	absoluter Jhzt. BIAS	relativer BIAS [%]	relativer Jhzt.-BIAS [%]	relative Präzision [%]	relative Treffgenauigkeit [%]
d100 [cm]	-2,19	-11,32	-5,58	8,63	14,23
d [cm]	-1,47	-8,18	-4,22	9,33	12,4
h100 [m]	-0,07	-0,5	-0,33	2,42	2,47
h [m]	0,21	2,14	0,94	3,52	4,12
G [m <sup>2</sup> ]	-3,08	-16,3	-9,22	13,71	21,3
GWL [m <sup>3</sup> ]	-35,81	-13,44	-7,79	9,51	16,46
N [N/ha]	-7,51	-0,54	-0,59	14,91	14,92
V [m <sup>3</sup> ]	-31,14	-15,74	-8,81	12,73	20,24

unterschätzt. Dabei weisen die GWL mit  $-7,8\%$  den geringsten und G mit  $-9,2\%$  den höchsten relativen Jahrzehnt-Bias auf. Die Stammzahl wurde mit einem relativen Jahrzehnt-Bias von  $0,6\%$  sehr genau simuliert. Der relative Jahrzehnt-Bias von h und V ist gemäß nicht-parametrischer statistischer Tests signifikant, also von Null verschieden (Vorzeichen-Test und Wilcoxon Vorzeichen-Rangtest;  $p = 0,05$ ).

Präzision und Treffgenauigkeit wurden für Abweichungen zwischen Anfangs- und Endzeitpunkt der Beobachtungsperiode als relative Werte berechnet, da sie nicht auf den zehnjährigen Bezugszeitraum umgerechnet werden konnten. Die Variabilität von N ist mit  $14,9\%$  am höchsten, gefolgt von G und V mit Werten ebenso über  $10\%$ . Mit hoher Präzision wurde das Höhenwachstum simuliert, dessen Variation nur bei  $2,4$  (h) bzw.  $3,5\%$  (h100) lag. Die

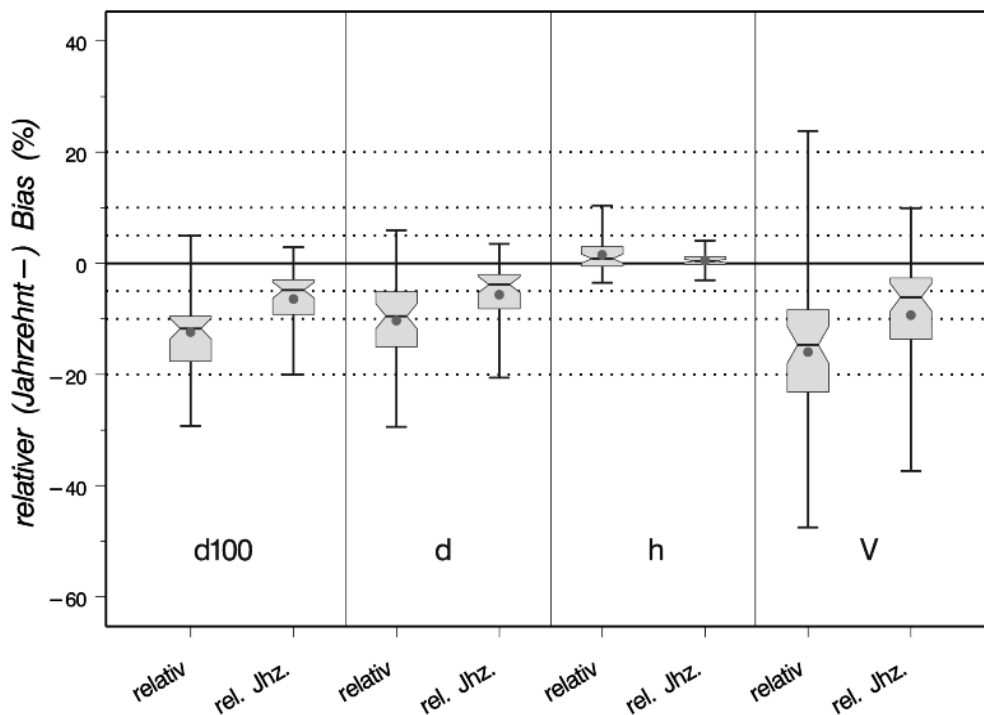


Abb. 2

Boxplot des relativen Bias und des relativen Jahrzehnt-Bias. Zugrunde liegen nur Anfangs- und Endwerte der Simulationen (Simulationsdauer zwischen 12 und 35 Jahre). Punkte repräsentieren die Mittelwerte, obere und untere Grenze der Box sind das 25- bzw. 75-Perzentil, und die Schnurrbarthaare bilden die Extremwerte ab. D, d100, h100 und h sind jeweils nur für die Hauptbaumart berechnet, V über alle Baumarten.

Box-and-whisker plot of relative and relative decennial (Jhzt.) deviation between simulated and observed values (bias in %). Maximum length of prognosis was considered, which varied between 12 and 35 years.

Dots are arithmetic means, notches are medians, upper and lower borders of the boxes correspond to the 25<sup>th</sup> and 75<sup>th</sup> percentiles, and whiskers are maximum and minimum values. d100, d, h100 and h are calculated for main tree species, only. V is calculated for all species on the plot.

relative Treffgenauigkeit belief sich auf zwischen 14,9 und 21,3% für die Dichteparameter (N, G, GWL, V), wohingegen sie für die Höheninformation sehr niedrig lag.

Da alle Versuchsflächen länger als 10 Jahre beobachtet worden waren, führte die Umrechnung des relativen Bias für den gesamten Simulationszeitraum in relativen Jahrzehnt-Bias zu einer Reduktion der Werte. Dies wird besonders für die vier Analysevariablen in *Abbildung 2* klar. Anhand der direkt vergleichbaren Werte des relativen Jahrzehnt-Bias ist zu sehen, dass – nach Feinanpassung des Höhenwachstumspotentials – die vorhergesagten Höhenwerte sehr präzise, die Durchmesserwerte jedoch deutlich unterschätzt wurden. Im Vergleich ist die Unterschätzung des d100 etwas größer als die des d. V wurde am stärksten unterschätzt.

### 3.2. Sensitivitätsanalyse

Bei der näheren Analyse des zeitlichen Verlaufs der Vorhersagen ergaben sich interessante Ergebnisse für V und d100. Da das kürzeste Prognoseintervall von Silva fünf Jahre beträgt, wurden keine Abweichungen analysiert, die während der ersten fünf Prognosejahre auftraten. Im Gegensatz zu den bisherigen Analysen wurden jedoch alle intermediären Abweichungen zwischen fünf Jahren und dem jeweiligen Prognoseende miteinbezogen, um die zeitlichen Trends genauer zu betrachten. Für diese Analyse wurde nur der relative Jahrzehnt-Bias herangezogen. Die Abweichungen nahmen mit der Prognosedauer deutlich ab (*Abbildung 3A*). Bezieht man

die Abweichungen auf das Bestandesalter, zeigt sich eine noch deutlichere Abnahme (*Abbildung 3B*). Die Abweichungen von d und V in jüngerem Bestandesalter waren deutlich höher, wohingegen ältere Bestände sehr exakt geschätzt wurden.

Aufgrund der guten Dokumentation der Behandlungs- und Durchforstungsprogramme auf den Versuchsflächen ließen sich drei große Gruppen nach der Durchforstungsstärke unterscheiden: keine, schwache und starke Durchforstung (ABETZ, 1975; ALTHER, 1971, 1981). Es wurde nicht unterschieden zwischen den Durchforstungsarten (Niederdurchforstung, Hochdurchforstung etc.) oder Durchforstungsgraden (A, B, C, ...), da die untersuchten Flächen nicht einheitlich in diese Kategorien einzusortieren waren. Die erwähnte grobe Gruppierung in Stärkestufen wurde für unsere Auswertungszwecke als annehmbarer Kompromiss zwischen erwünschtem Detailgrad und statistischer Absicherung angesehen.

In *Abb. 4* ist der relative Jahrzehnt-Bias für die Gruppen schwache und starke Durchforstung in den Buchenflächen dargestellt. Speziell der d100 und V wurden von Silva auf den stark durchforsteten Flächen um etwa 4% unterschätzt, wohingegen diese Werte auf den schwach durchforsteten Flächen nur 1 bis 2% ausmachten. Für d und h waren die Unterschiede zwischen den Durchforstungsstärken weniger deutlich. In der statistischen Auswertung bestätigten sich diese Befunde: Der nicht-parametrische Kruskal-Wallis-Test befand die Unterschiede zwischen den Durchforstungsstärken „schwach“ und „stark“ signifikant für d100 und V (*Tab. 3*). Die

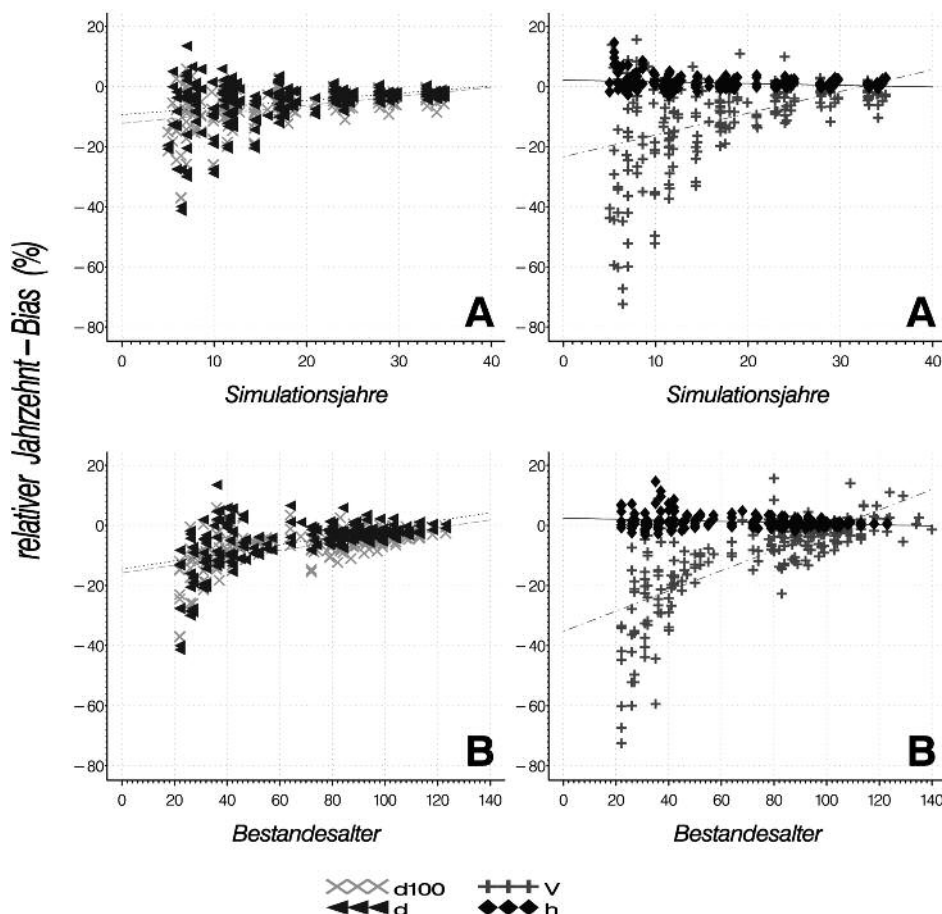


Abb. 3

Relativer Jahrzehnt-Bias über der Zeit. A: Hauptbaumart über der Simulationsdauer.  
 B: Hauptbaumart über dem Bestandesalter. Nur Simulationslängen größer als fünf Jahre;  
 die Linien bilden das Ergebnis entsprechender linearer Regressionen ab.

Relative decennial bias over time. A: Main tree species over simulation years, B: Main tree species over stand age, Simulation period greater than 5 years. Lines are corresponding linear regressions.

Tab. 3

**Statistischer Vergleich der Abweichungen zwischen simulierten und gemessenen Werten in Abhängigkeit der Durchforstungsstärke: Ergebnisse des Kruskal-Wallis-Test für den relativen Jahrzehnt-Bias in Buchenflächen. Vergleich der schwachen und starken Durchforstungen anhand aller Abweichungswerte (Abweichungszeitpunkt = alle) sowie nur für die Endabweichungen (Abweichungszeitpunkt = nur Ende). Beide Bezugszeiträume beurteilen d100 und V als signifikant. \*\*\*:  $p < 0,001$ ; \*\*:  $p < 0,01$ .**

**Statistical comparison of deviations between simulated and measured values depending on the thinning regime: Kruskal-Wallis test results of the relative decennial bias in beech for light and heavy thinning only. Comparing all intermediate deviations (Abweichungszeitpunkt = alle) and the final deviations only (Abweichungszeitpunkt = nur Ende), both returned significant differences for the main variables d100 and V. \*\*\*:  $p < 0.001$ ; \*\*:  $p < 0.01$ .**

Variable	Baumart	Signifikanz	Abweichungszeitpunkt
d100	nur Buche	***	alle
d	nur Buche	***	alle
hg	nur Buche	***	alle
V	alle	***	alle
d100	nur Buche	**	nur Ende
d	nur Buche	ns	nur Ende
hg	nur Buche	ns	nur Ende
V	alle	**	nur Ende

Abhängigkeiten der Wachstumsdynamik von der Durchforstungsstärke konnten auf den Fichtenflächen nicht untersucht werden, da die Anzahl nicht oder schwach durchforsteter Flächen zu gering war.

## 4. DISKUSSION

### 4.1. Methodische Aspekte

Von den drei verwendeten Evaluierungsmaßen liefern Bias-Werte die klarsten Auswertungsergebnisse. Die im Untersuchungsgebiet festgestellte absolute systematische Unterschätzung des Durchmesserwachstums durch Silva würde beispielsweise nach 50 Jahren Simulation zu einem 11cm geringeren d100 führen. In Betrachtung des relativen Jahrzehnt-Bias würde diese ca. 5-prozentige Unterschätzung des Durchmesserwachstums zu etwa 8% Unterschätzung von G, GWL und V führen, da bei diesen Größen der Durchmesser in quadrierter Form einfließt. Der absolute Jahrzehnt-Bias zeigte sich somit als besonders anschauliches Evaluierungsmaß für praxis-orientierte Zwecke, da er z. B. bezogen auf den Forsteinrichtungszeitraum einen guten Eindruck vermittelt, wie viel eine mögliche Fehlschätzung in cm bedeutet. Für weitergehende Analysen zeigte sich der relative Jahrzehnt-Bias als erklärungsstark und besonders geeignet für Vergleichszwecke.

Im Gegensatz zu einzelbaumbasierten Abweichungsanalysen (SCHMID et al., 2006) ist das beobachtete allgemeine Präzisionsniveau sehr hoch. Die Variabilität ist somit sehr niedrig und geht zum Teil darauf zurück, dass der Waldbestand als Analyseebene gewählt wurde. Die Modellpräzision beschreibt die Standardabweichung bzw. den Standardfehler und kann mit dem gleichen Informationsgehalt auch als Boxplot grafisch dargestellt werden. Zu beachten ist, dass hohe Präzisionswerte gleichbedeutend mit hoher Variabilität, niedriger tatsächlicher Präzision und somit unerwünscht sind. Die inverse Skalierung dieses Maßes ist also etwas irreführend. Für die Treffgenauigkeit sind diese Überlegungen ebenso gültig, da sich dieses Maß aus Bias- und Präzisionsinformationen zusammensetzt. Hohe Treffgenauigkeitswerte sind somit unerwünscht, da sie eigentlich für geringe Treffgenauigkeit stehen (PRETZSCH und DURSKY, 2001). Die weitere Auswertung dieser Information machte die Ergebnisinterpretation schwierig. Die

untergeordnete Priorität der Treffgenauigkeit wird auch dadurch belegt, dass in vielen anderen Evaluierungsuntersuchungen vorwiegend der Bias und die Präzision als wesentliche Analysemaße herangezogen werden (PRETZSCH, 2002; PRETZSCH et al., 2002; PRETZSCH und DURSKY, 2001; SCHMID et al., 2006). Zusammenfassend zeigte sich in unserer Untersuchung die Boxplot-Darstellung des relativen Jahrzehnt-Bias als effiziente Auswertungsmethode. Statistische Signifikanz-Tests waren im Grunde nicht nötig, da die Werte fast ausschließlich negativ waren. Bei anderen Verteilungen von Abweichungswerten können solche Signifikanztests jedoch nötig sein.

Da an Silva Einzelbaumdaten mit dazugehörigen Ausscheidungen gemäß real beobachteter Durchforstung und Mortalität übergeben wurden, sollte N einen Bias von null aufweisen. Tatsächlich wurde jedoch ein geringer negativer Bias beobachtet, der auf die Datenerhebungsmethodik der Versuchsflächen zurückgeht: Bäume geringen Durchmessers (zwischen 7 und 14 cm) wurden zwar als einzelne Bäume erfasst, jedoch in Form sogenannter Strichlisten, also als Häufigkeitszählung pro Zentimeter-Stufe. Damit können diese Bäume jedoch nicht individuell über eine längere Bestandesentwicklung verfolgt werden. Deshalb wurden die Bäume für den Silva-Datensatz in ihrer Anfangshäufigkeit erzeugt, und ihr Ausscheiden wurde rekonstruiert: Häufigkeit zu Simulationsbeginn abzüglich der Häufigkeit zu Simulationsende ergab die Anzahl ausscheidender „Strichlistenbäume“, deren Ausscheiden zufällig über den Simulationszeitraum verteilt wurde. Anstatt Bäume aus Häufigkeitszählungen generell von der Analyse auszuschließen, wurde ihr Miteinbeziehen mit rekonstruiertem Ausscheiden als für eine korrekte Wiedergabe von Bestandesstruktur und Konkurrenzverhältnissen wichtig erachtet. Diese Bäume wurden also mit ihrer bekannten Durchmesser- und Höheninformation, allerdings ohne ihre Koordinaten generiert. Allgemein machen diese Strichlistenbäume nur einen sehr geringen Anteil am Baumbestand aus und sind Verjüngungsbäume geringer Durchmesser im Unterstand. Sie sind nicht Bestandteil des Hauptbestandes, weshalb ihr Einfluss auf d100, G, GWL und V als vernachlässigbar eingestuft wurde.

Eine weitere mögliche Ursache für die Abweichungen der Stammzahlen war die Reduktion der tatsächlichen Flächenform auf das an Silva übergebene größte einbeschriebene Rechteck. Die Baumdichten in den für Silva berücksichtigten Bestandesteilen könnten von denen in den ausgeklammerten Teilen abweichen. Da die simulierten Ergebnisse jedoch mit denen der unkorrigierten, tatsächlich gemessenen Flächen verglichen wurden, könnte das zu Abweichungen führen. Da die durchschnittliche Reduktion der Fläche jedoch lediglich  $-0,16\%$  beträgt und nur in einem Bestand mit  $-13\%$  nennenswert ist, wurde die Neuberechnung der realen Versuchsflächen auf die korrigierten Flächengrenzen als nicht notwendig erachtet. Die für Silva erforderliche rechteckige Flächenform geht auf die Anwendung effizienter räumlicher 3D- und Randkorrekturverfahren zurück, ist jedoch für Evaluierungszwecke ungelegen, da langfristige waldwachstumkundliche Versuchsflächen in der Realität häufig keine perfekte Rechteckform aufweisen.

Trotz der Eignung Silvas für Wachstumsprognosen in Mischbeständen wurden in der vorliegenden Arbeit bewusst Reinbestände zur Evaluierung herangezogen. Hauptziele waren Tests des generellen Höhen- und Durchmesserwachstums von Fichte und Buche in Baden-Württemberg und des Einflusses der Durchforstungsstärke auf das Durchmesserwachstum. Um eine Überlagerung mit dem zusätzlichen Effekt der Baumartenmischung auf das Durchmesserwachstum zu vermeiden, wurden Mischbestände nicht berücksichtigt. In weiteren Untersuchungen wird derzeit die Anwendbarkeit von Silva speziell in Überführungs- und Mischbeständen in Baden-Württemberg überprüft.

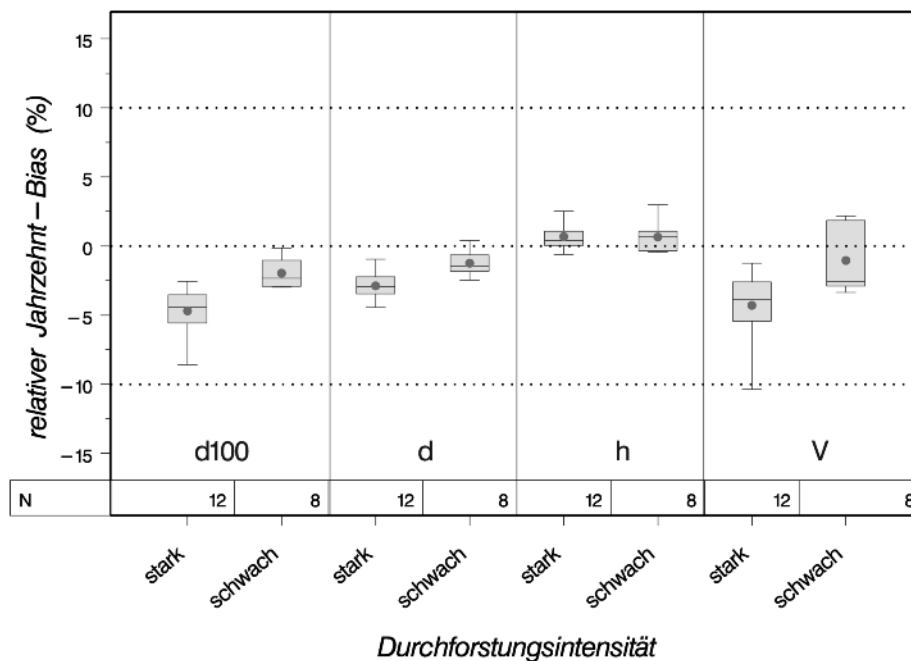


Abb. 4

Relativer Jahrzehnt-Bias in Abhängigkeit der Durchforstungsstärke nur für die Buchenflächen. Zugrundeliegende Abweichungen sind mittlere Bestandeswerte zum Endzeitpunkt der Simulation.

Relative decennial bias depending on the thinning regime in beech plots only. Analyzed values are the mean stand values at the final point of growth forecast.

#### 4.2. Ergebnisorientierte Aspekte

Weder mit den anfänglich verwendeten, aus realen Standortverhältnissen abgeleiteten Einstellungen (2 Parameter, Modus „grob“), noch mit später versuchsweise verwendeten Einstellungen optimaler Werte (9 Parameter, Modus „fein“) im Standort-Leistungsmodul ließ sich das reale Wachstum approximieren. Dies bedeutet erstens, dass die durch Bodenwasserhaushalt und Nährstoffversorgung charakterisierten Standortverhältnisse in Baden-Württemberg zu deutlich höherem Höhenwachstum führen als die vergleichbaren Standortverhältnisse im bayerischen Parametrisierungsdatensatz. Die zweite Erkenntnis hieraus ist, dass auch das im Standort-Leistungsmodul hinterlegte maximale Höhenwachstum nicht ausreicht, um das reale Höhenwachstum in Baden-Württemberg wiederzugeben. Da solche Effekte bei Modellextrapolation zu erwarten sind, gibt es in Silva eine weitere Anpassungsmöglichkeit: Das simulierte Höhenwachstumspotential kann durch Anpassung von Funktionsparametern an das reale angeglichen werden. Mit Hilfe dieser Feinanpassung konnten die baden-württembergischen Höhenwachstumsverhältnisse dann in Silva korrekt abgebildet werden. Eine solche Anpassung ist für das Durchmesserwachstum in Silvas Version 2.2 nicht möglich, was zu den beobachteten Unterschätzungen führte. Die Standardeinstellungen für das Durchmesserwachstum im Standort-Leistungsmodul decken das Ertragsniveau in Südwestdeutschland nicht ab.

Es konnten bei der Betrachtung der Unterschiede zwischen beobachteten und simulierten Durchmessern drei Effekte festgestellt werden:

- Ein allgemeines aber artenspezifisches Unterschätzungsniveau konnte anhand der Flächen mit schwachen Durchforstungen diagnostiziert werden. Es kann durch ein höheres Ertragsniveau in Baden-Württemberg im Vergleich mit dem des Parametrisierungsraums in Bayern erklärt werden. Das aktuell beobachtete gestiegene Zuwachsniveau in Mitteleuropa (SPIECKER et al., 1996) sollte im

Gegensatz hierzu jedoch mit den Parametrisierungsdaten abgedeckt sein.

- Der Durchmesser dominanter Bäume (d100) wurde stärker unterschätzt als der durchschnittliche Durchmesser aller Bäume. Dies geht möglicherweise darauf zurück, dass auf den untersuchten Flächen die Zuwachsallokation insbesondere für dominante Bäume nicht ausreichend sensitiv gegenüber der Konkurrenzsituation des Einzelbaums ist (siehe Kronenkonkurrenz für Licht, (BACHMANN, 1998; PRETZSCH, 1995)).

- Beim Vergleich der Abweichungen in Abhängigkeit von der Durchforstungsstärke wurde auf den Buchenflächen ein leichter Trend festgestellt, dass starke Durchforstungen zu größeren Unterschätzungen des Durchmesserwachstums führen als schwache Durchforstungen. Aufgrund zu geringer Fallzahlen schwacher Durchforstungen konnten solche Vergleiche auf den Fichtenflächen nicht durchgeführt werden.

Da die unter 60-jährigen Bestände ausschließlich Fichtenbestände waren, können aus den Untersuchungen zum zeitlichen Verhalten der Simulationsläufe keine allgemeinen Ableitungen für alle Baumarten getroffen werden. Wir können lediglich feststellen, dass in den jungen Fichtenbeständen die größten Wachstumsabweichungen im Vergleich zu den älteren Buchenbeständen auftraten. Durch einfache Visualisierung in Verbindung mit linearer Regression konnten eher stabilisierende Effekte über der Zeit festgestellt werden, so dass ein „Aus-dem-Ruder-Laufen“ der Simulationen nicht zu befürchten ist.

Als Signifikanz-Test der vorliegenden Auswertungen wurden der Kruskal-Wallis-Test, der Vorzeichen- und der Vorzeichen-Rang-Test verwendet, da sie weit verbreitet und robuste Tests sind. Unsere Ergebnisse müssen jedoch dahingehend relativiert werden, dass YANG et al. (2004) bei der Verwendung verschiedener statistischer Tests zur Evaluierung derselben Abweichungen eines Waldwachstumsmodells unterschiedliche Ergebnisse erhielten. In diesem Sinne sollten unsere Ergebnisse als gewissenhaft erarbeitete Hinweise

in diesem komplexen Forschungsbereich, nicht jedoch als feststehende Wahrheiten aufgenommen werden.

## 5. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Der Einsatz von Waldwachstumssimulatoren in Forstbetrieben bietet sich insbesondere in zwei Bereichen an:

Allgemeine Wachstumsfortschreibungen und Szenarioanalysen über die Länge eines Forsteinrichtungszeitraums (10 bis 15 Jahre) dienen als Entscheidungsgrundlage in einer operationalen, nachhaltigen Waldbewirtschaftung. Für diese Zwecke liefert Silva – nach Anpassung des Höhenwachstumspotentials – verlässliche Ergebnisse in Baden-Württemberg. Insbesondere ist die leichte Handhabbarkeit von Daten aus verschiedensten Erhebungsquellen sehr vorteilhaft.

Der zweite große Einsatzbereich ist die Optimierung waldbaulicher Behandlungsprogramme und die langfristige Optimierung von Management-Strategien. Die hiermit verbundenen sehr großen Unsicherheiten und notwendigen Annahmen machen diesen Einsatzbereich sehr schwierig. Unsere Ergebnisse legen nahe, dass Silva für diese Zwecke in Buchen- und Fichtenbeständen der getesteten Standorte in Baden-Württemberg nicht ausreichend sensitiv ist. Folglich sollte Silva in Baden-Württemberg nicht für langfristige waldbauliche Behandlungsoptimierungen eingesetzt werden, bevor das Durchmesserwachstumsmodell an die realen, regionalen Verhältnisse angepasst wird. Für solche Zwecke wird beispielsweise im Rahmen des BMBF-Verbundprojektes „Wertleistungs-optimierte Waldwirtschaft auf der Ostalb“ Silvas Durchmesserzuwachs-schätzung für langfristige Durchforstungsoptimierungen mit Hilfe einfacher Korrekturfaktoren an die realen Wachstumsverhältnisse angepasst.

Anpassungen forstlicher Wachstumsmodelle an regionale und lokale Verhältnisse sind generell möglich (STERBA und MONSERUD, 1997; VANCLAY, 1994), wie z. B. in unserer Untersuchung durch die Feinjustierung des Höhenwachstumspotentials in Silva erfolgt. Eine Automatisierung solcher Höhenwachstumsanpassungen wurde von KLEMMT (2007) entwickelt, und ähnliche Verfahren zur Anpassung des Einzelbaum-Durchmesserzuwachs an lokale Wachstumsverhältnisse und Ertragsniveaus sind in Vorbereitung. Unsere Ergebnisse verdeutlichen die Wichtigkeit solcher Feinanpassungsverfahren für die Anwendbarkeit von Wachstumsmodellen. Auf diesem Weg können die Akzeptanz von Wachstumssimulatoren erhöht und deren Verbreitung vergrößert werden.

Der relative Jahrzehnt-Bias hat sich als erklärungsstarkes Auswertungsmaß erwiesen. Deshalb wird zur Berechnung zumindest einer wichtigen Auswertungsvariable in jeder Evaluierungsarbeit in Form des relativen Jahrzehnt-Bias geraten. Somit wird die Vergleichbarkeit verschiedener Untersuchungsergebnisse erleichtert, die Effizienz der Datenanalyse erhöht und der Erkenntnisgewinn möglicherweise gesteigert.

## 6. DANKSAGUNG

RALF MOSHAMMER vom Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München sei besonders gedankt für die Unterstützung beim Umgang mit dem batch-Betrieb in Silva. Diese Arbeit wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung unter dem Förderkennzeichen 0330622 gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt beim Autor.

## 7. ZUSAMMENFASSUNG

Es wurden Daten von 49 langfristigen ertragskundlichen Versuchspartikeln für Evaluierungszwecke des abstandsabhängigen

Waldwachstumssimulators Silva 2.2 aufbereitet. Dabei wurden vorwiegend Buchenrein- und Fichtenreinbestände ausgewählt, deren Stammfußkoordinaten verfügbar waren. Die bekannten realen Ausscheidezeitpunkte wurden dabei Silva vorgegeben, sodass die Teilmodule Strukturgenerator, Mortalität und Durchforstung nicht evaluiert wurden. Ziele waren insbesondere die Überprüfung, ob die vorwiegend an bayerischen Daten parametrisierten Wachstumsfunktionen in Silva die Wachstumsverhältnisse der in Baden-Württemberg wichtigsten Baumarten Fichte und Buche realistisch widerspiegeln und inwieweit Silva sensitiv gegenüber unterschiedlichen waldbaulichen Behandlungen bei mittelfristigen Prognosen ist.

Grobe sowie feine Einstellungen im Standortleistungsmodul ergaben eine deutliche Unterschätzung des Oberhöhenwachstums. Um diesen Effekt, der bei Modellextrapolation zu erwarten ist, auszugleichen, wurde Silva der realistische Höhenwachstumsgang vorgegeben, indem eine Parametrisierung der Chapman-Richards-Funktion erfolgte. Mit Hilfe dieser Einstellungen wurde die Simulation gestartet und je Fläche so lange fortgesetzt, wie auch reale Messdaten vorlagen (14–34 Jahre). Abschließend wurden die Abweichungen zwischen den realen sowie den simulierten Bestandeskennwerten  $dg$ ,  $d100$ ,  $h100$  und  $V$  am Ende des Prognosezeitraums berechnet.

Neben der Unterschätzung des Höhenzuwachses, die durch spezielle Anpassung behoben werden konnte, zeigte sich weiter eine deutliche Unterschätzung des Durchmesserzuwachses. Dabei waren die Abweichungen über beide Baumarten für den  $d100$  (2,2 cm/Jahrzehnt) stärker ausgeprägt als für den  $dg$  (1,5 cm/Jahrzehnt). Weiter konnte ein Vergleich zwischen starken und schwachen Durchforstungsstärken in den Buchenbeständen aufzeigen, dass stärkere Durchforstungen zu signifikant stärkeren Unterschätzungen bei der Durchmesserentwicklung führen.

## 8. Summary

Title of the paper: *Evaluation of the single-tree based growth simulator SILVA 2.2 using long-term experimental plots with contrasting thinning regimes.*

We evaluated the single tree-based growth simulator SILVA 2.2 with approximately 19,700 trees from 49 long-term experimental growth and yield plots in south-western Germany, consisting of European beech (*Fagus sylvatica* [L.]) and Norway spruce (*Picea abies* [L.] Karst.) as mainly pure stands. We provided single-tree information including tree positions, dimensions and removal dates as input values for SILVA. Main evaluation variables were mean and dominant diameter ( $d$ ,  $d100$ ), mean height and standing volume. As evaluation criteria we computed the absolute and relative bias, the absolute and relative decennial bias, relative precision and accuracy. Based on relative bias analysis, SILVA underestimated diameter development by about 5% in relative terms per decade and 10% in total, since the observed period varied between 12 and 35 years.  $d100$  was slightly more underestimated than  $d$ . Further statistical and sensitivity analyses showed that heavier thinnings had the tendency to cause stronger underestimation.

After adjusting potential height growth to the regional conditions by Chapman-Richards functions, SILVA proved to be a useful tool for general growth predictions in south-western Germany. However, before SILVA might be used as a tool for long-term virtual silvicultural treatment optimization in this region, growth allocation to individual trees needs adaptation. These results underline that methods for fine-tuning to regional and recent yield levels are needed when a model is used outside the range of its calibration data. Currently, such methods are being included in the growth model SILVA.

## 9. Resumée

Titre de l'article: *Evaluation du simulateur de la croissance forestière Silva 2.2 à l'aide de placettes de recherche permanentes de production dans le Bade-Wurtemberg.*

On a traité les données de 49 placettes de recherche de longue durée sur la production forestière afin d'évaluer les possibilités du simulateur de croissance forestière Silva 2.2 qui travaille à partir de la distance entre les arbres. Pour cela ont été choisis en majorité des peuplements purs de hêtre et d'épicéa, dont les coordonnées de la base des troncs étaient disponibles. Les dates de départ réelles connues ont été fournies à Silva, si bien qu'on n'a pas eu à évaluer les sous-modules: générateur de structure, mortalité et éclaircie. Les objectifs étaient en particulier de vérifier si les fonctions de croissance de Silva, paramétrisées essentiellement avec des données de la Bavière, reflétaient de façon réaliste les conditions de croissance des principales essences forestières du Bade-Wurtemberg, l'épicéa et le hêtre, et dans quelle mesure Silva était sensible vis à vis de divers traitements sylvicoles dans le cas de prévisions à moyen terme.

Des ajustements dans le module du rendement lié à la station, qu'ils aient été faits en gros ou en détail, ont conduit à une sous-estimation sensible de la croissance de la hauteur dominante. Pour corriger ce résultat, auquel il fallait s'attendre lors de l'extrapolation effectuée par le modèle, on a fourni à Silva l'évolution réaliste de la croissance en hauteur, une paramétrisation de la fonction de Chapman-Richards s'effectuant à la suite. À l'aide de ces ajustements on a mis en route la simulation et, selon les placettes, on l'a fait pour des durées correspondant à celles des données réelles dont on disposait (14–34 années). Pour finir on a calculé les écarts entre les données réelles et simulées relatives aux peuplements, dg, d100, h100, et V, en fin de période de prévision.

En plus de la sous-estimation de la croissance en hauteur, à laquelle on a pu remédier par un ajustement spécial, est apparue en outre une sous-estimation sensible de la croissance en diamètre. Dans ce cas les écarts chez les deux essences pour d100 (2,2 cm par décennie) étaient plus marquées que pour dg (1,5 cm par décennie). De plus une comparaison entre forte et faible intensité d'éclaircie a montré que dans les peuplements de hêtre de plus fortes éclaircies conduisaient à des sous-estimations significativement plus fortes du développement en diamètre. R. K.

## 10. Literatur

ABETZ, P. (1975): Entscheidungshilfen für die Durchforstung von Fichtenbeständen. Merkblätter der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, No. 13.

ABETZ, P. (1987): Das „Solitärprogramm 1987“. Allgemeine Forstzeitschrift – Der Wald, 1172.

ALDINGER, E., W. HÜBNER, H.-G. MICHIELS, G. MÜHLHÄUSER, M. SCHREINER und M. WIEBEL (1998): Überarbeitung der standortkundlichen regionalen Gliederung im Südwestdeutschen Standortkundlichen Verfahren. Mitteilungen des Vereins für Forstliche Standortkunde und Forstpflanzenzüchtung.

ALTHERR, E. (1971): Wege der Buchenstarkholzproduktion. Festschrift zur 15. Hauptversammlung des Baden-Württembergischen Forstvereins und 100-Jahr Feier der Baden-Württembergischen Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Freiburg am 8.06.1971.

ALTHERR, E. (1981): Erfahrungen bei der Anwendung quantifizierter Durchforstungshilfen in Buchenbeständen. Allgemeine Forstzeitschrift – Der Wald 36, 552–554.

ARBEITSKREIS STANDORTSKARTIERUNG (1996): Forstliche Standortaufnahme. IHW, Eching.

BACHMANN, M. (1998): Indices zur Erfassung der Konkurrenz von Einzelbäumen – Methodische Untersuchung in Bergmischwäldern. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 171.

BIBER, P., J. DURSKY, A. POMMERING, H. PRETZSCH, E. SEIFERT und T. SEIFERT (2000): Silva 2.2, Benutzerhandbuch. Eigenverlag, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Technische Universität, München.

BIGING, G. S. und M. DOBBERTIN (1992): A comparison of distance-dependent competition measures for height and basal area growth of individual conifer trees. Forest Science 38, 695–720.

BIGING, G. S., A. T. ROBARDS, C. E. TRUNBLUM und P. C. V. DEUSEN (1994): The predictive models and procedures used in the forest stand generator (STAG). Hilgardia 1–36.

DURSKY, J. (1997): Modellierung der Absterbeprozesse in Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 168, 131–134.

EHRING, A., J. KLÄDTKE und C. YUE (1999): Ein interaktives Programm zur Erstellung von Bestandeshöhenkurven. Centralblatt für das gesamte Forstwesen 116, 47–52.

FREIST, H. (1962): Untersuchungen über den Lichtungszuwachs der Rotbuche und seine Ausnutzung im Forstbetrieb. Parey, Hamburg.

HEIN, S., E. LENK, J. KLÄDTKE und U. KOHNLE (2007): Z-Baum orientierte Ausleседurchforstung in Buche [*Fagus sylvatica* L.]: Auswirkungen auf Qualität, Sortenstruktur und Wertleistung. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 178, 1–20.

JEHLE, G. (1995): Welche Konsequenzen sind aus Fichten-Versuchsflächen zu ziehen? Allgemeine Forstzeitschrift – Der Wald 1995, 1068–1070.

KAHN, M. und H. PRETZSCH (1997): Das Wachstumsmodell Silva – Parametrisierung der Version 2.1 für Rein- und Mischbestände aus Fichte und Buche. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 168, 115–123.

KENK, G. (1990): Fichtenbestände aus Weitverbänden – Entwicklung und Folgerungen. Forstwissenschaftliches Centralblatt 109, 86–100.

KENK, G., H. FEINAUER und P. UNFRIED (1981): Der europäische Stammzahlversuch in Fichte – Die Versuchsanlagen in Baden-Württemberg. In: IUFRO-Arbeitsgruppe S 1.05.05 Standraumversuche (Hrsg.), Der europäische Stammzahlversuch in Fichte (*Picea abies* Karst.), 2. Mitteilung. Eigenverlag, Freiburg, 185–205.

KLEMMT, H. J. (2007): Standortabhängige Ableitung der Höhenwuchsleistung aus Forstinventurdaten mit Hilfe von Data-Mining-Methoden, Dissertation, eingereicht, Technische Universität München.

LANDESFORSTVERWALTUNG BADEN-WÜRTTEMBERG (1993): Hilfstabellen für die Forsteinrichtung. Eigenverlag, Stuttgart.

PRETZSCH, H. (1992): Konzeption und Konstruktion von Wachstumsmodellen für Rein- und Mischbestände, Habilitation, Universität München.

PRETZSCH, H. (1995): Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 166, 213–221.

PRETZSCH, H. (2002): Application and Evaluation of the growth simulator Silva 2.2 for forest stands, forest estates and large regions. Forstwissenschaftliches Centralblatt Supplement 1, 28–51.

PRETZSCH, H., P. BIBER und J. DURSKY (2002): The single tree-based stand simulator SILVA: Construction, application and evaluation. Forest Ecology and Management 162, 3–21.

PRETZSCH, H. und J. DURSKY (2001): Evaluierung von Waldwachstumsmodellen auf Baum- und Bestandesebene. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 172, 146–150.

REIMEIER, S. (2001): Analyse der Zuwachsveränderungen von Waldbeständen und Möglichkeiten der Prognose aus Daten permanenter Stichprobeninventuren, Dissertation, Technische Universität München.

SCHMID, S., A. ZINGG, P. BIBER und H. BUGMANN (2006): Evaluation of the forest growth model SILVA along an elevational gradient in Switzerland. European Journal of Forest Research 126, 43–55.

SPIECKER, H., K. MIELIKÄINEN, M. KOEHL und J. P. SKOVSGAARD (Hrsg.) (1996): Growth trends in European forests: studies from 12 countries. Springer, Berlin, Heidelberg.

STERBA, H. und R. A. MONSERUD (1997): Applicability of the forest stand growth simulator PROGNAUS for the Austrian part of the Bohemian Massif. Ecological Modelling 98, 23–34(12).

UNECE (2000): Forest Resources of Europe, CIS, North America, Australia, Japan and New Zealand, United Nations Economic Commission for Europe, elektronisches Dokument, <http://www.unece.org/trade/timber/fra/pdf/fullrep.pdf>, 2. August 2006.

VANCLAY, J. K. (1994): Modelling forest growth and yield. Applications to mixed tropical forests, CAB International, Wallingford.

VANCLAY, J. K. und J. P. SKOVSGAARD (1997): Evaluating forest growth models. Ecological Modelling 98, 1–12.

WINDHAGER, M. (1999): Evaluierung von vier verschiedenen Waldwachstumsmodellen, Dissertation, Universität für Bodenkultur.

YANG, Y., R. A. MONSERUD und S. HUANG (2004): An evaluation of diagnostic tests and their roles in validating forest biometric models. Canadian Journal of Forestry Research 34, 619–62.

# Weitständig erzogene Nadelholzbestände – eine lukrative Alternative?

Aus dem Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung der Technischen Universität München

(Mit 2 Abbildungen und 12 Tabellen)

Von BERNHARD BEINHOFER

(Angenommen April 2008)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Wertholz; weitständig erzogene Bestände; Fichte; Kiefer; Astung.*

*High quality timber; widely spaced stands; spruce; pine; pruning.*

## 1. EINLEITUNG

Die einheimischen Nadelbaumarten Fichte und Kiefer stellen für Deutschland wirtschaftlich wichtige Baumarten dar. In der Vergangenheit wurden diese Bestände zumeist stammzahlreich begründet und erzogen. Allerdings gibt es immer wieder Ansätze zu einer weitständigen Erziehung. So startete ABETZ (1987) mit dem „Solitärprogramm 1987“ den Versuch, waldwachstumskundlich festzustellen, wie sich extrem weitständig erzogene Nadelholzbestände entwickeln. Dazu wurde die Baumzahl in 3 bis 5 m hohen Dickungen sofort auf die einfache oder doppelte Endbaumzahl reduziert (ABETZ, 1987; ABETZ und LÄSSIG, 1989), wobei bewusst nicht mit stammzahlarmen Kulturen begonnen wurde (ABETZ und KÜNSTLE, 1991). Zwar wurde stets betont, dass das Solitärprogramm lediglich eine wissenschaftliche Untersuchung darstellt (z. B. ABETZ und LÄSSIG, 1989; HERBSTTRITT und KOHNLE, 2006), dennoch wurde es für möglich gehalten, gewonnene Ergebnisse in waldbauliche Empfehlungen zu Pflanzabständen und der Behandlung von Jungbeständen einfließen zu lassen (ABETZ und LÄSSIG, 1989).

WILHELM et al. (1999a) verfolgen das Ziel, durch Begünstigung von wenigen supervitalen Bäumen möglichst schnell starkes Wertholz zu erzielen. Dabei beschränkt sich das waldbauliche Handeln auf eine geringe Anzahl an Wertbäumen, bei Kiefer maximal 120, bei Fichte je nach Kronentyp maximal 120 oder 160 Bäume je Hektar (WILHELM et al., 1999c). Die dieser Dimensionierung vorhergehenden Phase der Qualifizierung, in der Dichtstand für nötig gehalten wird, dauert bei der Kiefer 17 bis 22 Jahre und bei der Fichte 25 bis 30 Jahre (WILHELM et al., 1999b).

Beiden Ansätzen ist gemeinsam, dass sie nach einer Phase des Dichtstandes eine relativ geringe Anzahl an Bäumen zu größtmöglichem Wachstum anregen wollen. Aus finanzieller Sicht stellt sich jedoch die Frage, ob es erforderlich ist, zunächst bei Kulturen für Dichtstand zu sorgen, um dann, meist kostenintensiv, den Dichtstand wieder zu beseitigen. Dies gilt besonders für die totasterhaltenden Baumarten wie Fichte und Kiefer, bei denen zur Wertholzproduktion dennoch eine Astung erforderlich ist (z. B. WILHELM et al., 1999a). Hier könnte der Dichtstand auch durch Astung ersetzt werden, die dann z.T. als Grünastung durchgeführt werden müsste. Dass eine Grünastung bei beiden Arten möglich und die Gefahr für eindringende Fäulen gering ist, ist hinreichend belegt (z. B. LÜCKE, 1968; HEIL, 1970; OLISCHLÄGER, 1970b; MOSANDL et al., 1995; BUES, 1996; METZLER, 1997; BERGMANN und v. D. WENSE, 2003; BERGMANN, 2006).

Durch eine stammzahlarme Begründung könnte die Anfangsinvestition in die Kulturen deutlich reduziert werden. Daneben können diese solitärartig erwachsenen Bäume frühzeitiger den Zieldurchmesser erreichen. Die verkürzte Produktionszeit wirkt sich hierbei nicht nur günstig auf die Rentabilität, sondern auch auf die altersabhängigen Gefährdungen durch Kalamitäten aus. Zusätzlich werden so sehr stabile Bäume erzielt. Auch wird eine Gefähr-

dung der Holzqualität durch plötzliche Freistellung vermieden (v. PECHMANN, 1974).

In dieser Untersuchung soll deshalb der Frage nachgegangen werden, wie sich mit geringer Pflanzenzahl begründete und frühzeitig geastete Bestände gegenüber konventionell erzeugten und ebenfalls geasteten Beständen aus finanzieller Sicht darstellen. Die erste Frage lautet somit:

- *Sind weitständig erzogene und geastete Bestände konventionell behandelten geasteten Beständen finanziell überlegen?*

Die weitständig erzogenen und geasteten Nadelholzbestände werden im Folgenden als Wertholzplantagen bezeichnet. Wegen der vergleichsweise langen Produktionszeiten, in denen Bestände vielfältigen Gefahren ausgesetzt sind, stellt das Risiko einen wichtigen Faktor in der Forstwirtschaft dar, der bei Entscheidungen stets mit zu beachten ist. Aus diesem Grund wird in dieser Untersuchung neben dem Risiko durch kalamitätsbedingten Ausfall der Bestände auch die Gefahr von Preisschwankungen mit berücksichtigt.

Daneben gibt es auch Zweifel, ob astfreies aber sehr weiträumiges Nadelholz als Wertholz abgesetzt werden kann (z. B. GRAMMEL, 1990) und somit entsprechende Preise erzielt werden können. Deshalb wird eine weitere Frage betrachtet:

- *Wie hoch muss der Preis für das geastete Holz aus weitständig erzeugten Beständen mindestens sein, um die gleichen Annuitäten wie bei konventionell behandelten Beständen zu erzielen?*

## 2. MATERIAL UND METHODEN

### 2.1 Konventionell behandelte Bestände

Unter Einbeziehung kalamitätsbedingter Risiken und Holzpreisschwankungen wurden beispielhaft konventionell behandelte Bestände durchkalkuliert, um die finanziellen Unterschiede gegenüber den Wertholzplantagen darzustellen.

Zu diesem Zweck wurden die Bestandesdaten eines Fichtenbestandes mit Hilfe des Waldwachstumssimulators SILVA (z. B. KAHN und PRETZSCH, 1997) unter Zugrundelegung der Standorteinstellungen des Oberbayerischen Tertiärhügellandes erzeugt. Dabei wurde eine Z-Baumdurchforstung mit 150 Z-Bäumen je Hektar und der Entnahme von 2 Bedrängern je Z-Baum bei jeder Durchforstung simuliert. Nach ASSMANN und FRANZ (1963) hat dieser Bestand eine Oberhöhenbonität von 38. Für die Kiefer wurden die Bestandesdaten für die Standorteinstellungen des Oberpfälzer Becken- und Hügellandes simuliert. Dieser Bestand weist eine I.5 Bonität nach GEHRHARDT (1921) auf. Auch hier wurde eine Z-Baumdurchforstung mit der Entnahme von 2 Bedrängern je Z-Baum simuliert, allerdings mit 200 Z-Bäumen je Hektar. Dieses Vorgehen entspricht sehr gut der von WALDHERR (1996) beschriebenen Praxis in der Oberpfalz.

Um den finanziellen Wert des verbleibenden und des ausscheidenden Bestandes für jede Fünfjahresperiode ermitteln zu können, wurden die enthaltenen Sortimente mit Hilfe des Sortierungs- und Voluminerungsprogramms BDAT (KUBLIN und SCHARNAGEL, 1988) ermittelt. Dazu wurden die Stämme in 5,10 m lange Fixlängen eingeteilt, wobei als Mindestzopf für Stammholz bei Fichte

10 cm ohne Rinde und bei Kiefer 12 cm ohne Rinde verwendet wurde. Dieses Holz wurde mit aktuellen Holzernstkosten und Preisen bei durchschnittlicher Qualitätsverteilung bewertet. Die weiteren Annahmen zu diesen Beständen wurden in *Tabelle 1* zusammengefasst.

Tab. 1

**Kennwerte der konventionell behandelten Bestände.**  
**Important figures of the normally managed stands.**

	Fichte	Kiefer
Umtriebszeit [Jahre]	120	150
Pflanzzahlen je ha (Pflanzenalter in Jahren)	3.000 (4)	8.000 (2)
Kulturausgaben [€/ha]	2.000	4.000
Pflege Alter 10 [€/ha]	500	250
Pflege Alter 20 [€/ha]	-	300
Anzahl Astungsbäume je ha	150	200
Astungsausgaben [€/ha]	921	440
Wertholzanzahl [Efm/ha]	167	91

Die festgelegten Umtriebszeiten von 120 Jahren bei der Fichte und 150 Jahren bei Kiefer orientieren sich genauso wie die Kulturbegründung an Vorschlägen für Bayern (SCHREYER, 1986; StMELF, 1993; StMELF, 1995; WALDHERR, 1996). Hieraus ergaben sich Kulturkosten von 2.000 €/ha bei der Fichte und 4.000 €/ha bei der Kiefer. Im Falle einer Kalamität wurde wegen der erschwerten Bedingungen von um 1.000 €/ha erhöhten Kulturkosten ausgegangen. Die Ausgaben für die Pflegemaßnahmen wurden unter Berücksichtigung der Vorgabezeiten des Erweiterten Sortentariifs (EST) für X-Holz-lang ermittelt.

Die Anzahl der zu astenden Fichten wurde in Anhalt an BEINHOFER und KNOKE (2007b) auf 150 je Hektar festgesetzt. So ergaben sich Astungskosten in Höhe von 921 €/ha (MOSANDL und KNOKE, 2002). Bei der Kiefer wurde von 200 zu astenden Bäumen ausgegangen (WALDHERR, 1996; StMELF, 1999), was unter Berücksichtigung der Vorgabezeiten (StMELF, 1999) zu Astungskosten von 440 €/ha führte. Die Astung wurde stets im Alter von 20 Jahren bis zu einer Höhe von 5,5 m unterstellt.

Aufgrund der geforderten astfreien Holzschichten für Wertholz (z. B. BURSCHEL et al., 1989 und 1994; BUES, 1996) errechnet sich ein Mindestdurchmesser für Wertholz bei Fichte von 50 cm und bei Kiefer von 40 cm. In der betrachteten Umtriebszeit erreichten 137 Fichten und 149 Kiefern je Hektar diese Grenze. Die Summe dieser 5,1 m langen Erdstämme führte zu den in *Tabelle 1* angegebenen Wertholzanzahlen bei der Endnutzung der Bestände.

Die ermittelten Annuitäten der konventionellen Bestände dienen gleichzeitig als Maßstab für die Ermittlung von Grenzpreisen für die geasteten Erdstämme der Wertholzplantagen. Werden für die geasteten Erdstämme der Wertholzplantagen diese Grenzpreise gerade erreicht, würden sie die gleichen Annuitäten aufweisen wie die konventionell bewirtschafteten Bestände. Beide Behandlungsvarianten wären damit finanziell gleichwertig. Übersteigen die tatsächlich erzielten Preise für die geasteten Erdstämme diese Mindestpreise, wären die Wertholzplantagen den konventionell bewirtschafteten Beständen finanziell überlegen, was bei niedrigen Grenzpreisen folglich leichter möglich ist. Gleichzeitig ist damit das Risiko finanzieller Verluste im Vergleich zu konventionell behandelten Beständen für niedrige Grenzpreise geringer.

In dieser Kalkulation wurden alle in den Wertholzplantagen anfallenden Ausgaben und kalamitätsbedingte Bestandesausfälle mit berücksichtigt. Gleichzeitig wurden die Einnahmen aus den

Stammholzabschnitten im Kronenbereich als konstant betrachtet. Mit Hilfe des Excel Solvers konnten dieser Ansatz gelöst und die Mindestpreise für in den Wertholzplantagen geerntetes Wertholz bestimmt werden. Dieses Vorgehen orientierte sich dabei an der Bestimmung von Grenzpreisen für Fichtenstarkholz durch BEINHOFER (2007a).

## 2.2 Wertholzplantage

Im Fichtendurchforstungsversuch Freising (HUSS, 1990) existiert eine Extremvariante, bei der im Alter von 59 Jahren noch knapp 200 Bäume je Hektar stehen. Der Nachteil dieses Versuchs ist, dass erst im Alter 27 mit der Durchforstung begonnen wurde und die völlig ungepflegten Bestände bis dahin extrem dicht aufgewachsen sind. Gleichzeitig existiert in Traunstein ein Fichten-Solitärversuch (PRETZSCH et al., 2001) ähnlicher Bonität. Dieser Versuch wurde in einem mit 4.500 Fichten je Hektar begründeten Bestand nach 14 Vegetationsperioden angelegt. Auf der Extremparzelle wurden bis auf 390 Fichten je Hektar alle Bäume entfernt. Inzwischen sind diese Bäume allerdings erst 31 Jahre alt. Um das im Freisinger Fichtendurchforstungsversuch bis zur ersten Durchforstung verloren gegangene Dickenwachstum auszugleichen, wurde der Durchmesserzuwachs der in den Freisinger Extremparzellen noch vorhandenen Fichten mit dem in Traunstein beobachteten Zuwachs kombiniert.

Dieses Vorgehen bot sich an, da die beiden Versuchsflächen in dem Altersbereich, in dem sich die Messungen überlappen die gleichen Durchmesserzuwächse bei den jeweils 100 stärksten Bäumen aufwiesen. Der resultierende Zuwachs führt in 50 Jahren bei den meisten Bäumen zu einem BHD von über 50 cm. Dieser Brusthöhendurchmesser wurde analog zu den konventionell behandelten Beständen als Untergrenze für das Wertholz unterstellt. Summiert man das Volumen der 5,1 m langen, geasteten Erdstämme, ergeben sich die in *Tabelle 2* dargestellten Wertholz mengen.

Die Höhenentwicklung der Bäume des Fichtendurchforstungsversuchs Freising wurde übernommen, da bereits mehrfach festgestellt wurde, dass die Höhenentwicklung von Bäumen kaum vom Standraum abhängt (z. B. VANSELOW, 1956; LÄSSIG, 1991; KENK, 1990; SEIFERT et al., 2003a; MÄKINEN und HEIN, 2006; SAGEMÜLLER, 2006).

Für die Kiefer gibt es relativ wenige Durchforstungsversuche, die Extremvarianten enthalten. Für diese Studie wurden Daten des Kieferndurchforstungsversuchs in Burglengenfeld (HUSS, 1983 und 1991) verwendet. Dort wurden 1976 in einem 16-jährigen Kiefernbestand Extremparzellen etabliert, auf denen nach dem Eingriff noch 600 Kiefern verblieben. Im Jahr 1990 wurde diese Anzahl halbiert und bei der letzten Aufnahme 2001 waren noch 217 Kiefern je Hektar vorhanden.

Um nicht nur die Einzelbaumdaten zu den Aufnahmezeitpunkten zur Verfügung zu haben, sondern in Fünfjahresschritten, wurde für jede einzelne Fichte bzw. Kiefer, die bei der letzten Aufnahme noch auf den Versuchspartellen in Freising und Burglengenfeld stand, jeweils eine logarithmische Ausgleichsfunktion für die Höhen- und Durchmesserentwicklung aufgestellt. Die Verwendung logarithmischer Ausgleichsfunktionen diente dabei der Vereinfachung, gleichzeitig wiesen sie allesamt sehr hohe Bestimmtheitsmaße auf.

Im Zuge der letzten Aufnahme des Kiefernversuchs im Alter 41 erreichten lediglich 2 Bäume auf den Parzellen (14 Bäumen/ha), einen BHD von über 40 cm. Dieser BHD wurde analog zu den konventionell behandelten Beständen als Untergrenze für die Erzeugung von Wertholz verwendet. Aus diesem Grund musste das Wachstum der Kiefern fortgeschrieben werden. Dazu wurden die logarithmischen Kurven für jeden Einzelbaum verwendet. Für den



70-jährigen Endbestand ergab sich so das in *Tabelle 2* aufgeführte Volumen der 5,1 m langen geasteten Erdstämme.

Für die Wertholzplantagen der Fichte wurde die Begründung mit 400 vierjährigen Pflanzen je Hektar angenommen, bei Kiefer mit 500 zweijährigen Pflanzen (vgl. *Tabelle 2*). Für die Anlage von Kulturen nach Kalamitäten wurden bei beiden Baumarten um 100 €/ha höhere Ausgaben angesetzt. Die Ausgaben für die Pflegemaßnahmen 10 und 15 Jahre nach der Kulturbegründung, im Zuge derer die nicht geasteten Fichten und Kiefern entnommen werden, richteten sich nach den Zeitvorgaben des Erweiterten Sortentaris (EST) für die Aufarbeitung von X-Holz lang. Durchforschungsmaßnahmen wurden in diesen Beständen nicht vorgesehen.

In den Wertholzplantagen wurde die Astung von 200 Fichten und 220 Kiefern bis 5,5 m unterstellt (vgl. *Tabelle 2*). Beim ersten Astungsdurchgang 10 Jahre nach der Kulturanlage wurden zur Sicherheit noch 10% mehr Bäume bis 3 m geastet. Die zweite Astung bis 5,5 m erfolgte 5 Jahre später. Durch dieses Vorgehen ist anzunehmen, dass wie von KELLER und PFÄFFLI (1987) empfohlen, stets mindestens 5 lebende Astquirle erhalten bleiben. Der veranschlagte Zeitbedarf für die Astung orientiert sich an den Vorgabezeiten der Bayerischen Astungsrichtlinie (StMELF, 1999). Dabei wurde wegen der zu erwartenden Grobastigkeit stets die Obergrenze der angegebenen Zeiten gewählt. Bei der Kiefer wurde zusätzlich noch 1 Minute Arbeitszeit je Baum und Astungsdurchgang aufgeschlagen, um der Situation sehr grobastiger Bäume gerecht zu werden.

Tab. 2

**Kennwerte der Wertholzplantagen.**

**Important figures of the high quality timber plantations.**

	Fichte	Kiefer
Umtriebszeit [Jahre]	50	70
Pflanzzahlen je ha (Pflanzenalter in Jahren)	400 (4)	500 (2)
Kulturausgaben [€/ha]	300	280
Pflege Alter 10 [€/ha]	230	290
Pflege Alter 15 [€/ha]	50	40
Anzahl Astungsbäume je ha	200	220
Astungsausgaben Alter 10 [€/ha]	850	605
Astungsausgaben Alter 15 [€/ha]	840	770
Wertholzanfall [Efm/ha]	146	98

Die Sortierung der Bäume der Wertholzplantagen erfolgte ebenfalls mit dem Sortierungs- und Voluminierungsprogramm BDAT (KUBLIN und SCHARNAGEL, 1988). Die Aushaltung erfolgte in 5,10 m lange Fixlängen. Der Zopfdurchmesser betrug bei der Fichte 12 cm ohne Rinde und bei der Kiefer 14 cm. Auf die Aushaltung von Industrieholz wurde verzichtet.

Die Bewertung der geernteten Holzvolumen erfolgte mit aktuellen Holzpreisen. Dabei wurden alle Fixlängen oberhalb des Erdstammes der Güteklasse C zugeordnet. Die geasteten Erdstämme wurden bis zum Erreichen der Wertholzdimension der Güteklasse

B zugeordnet. Die Holzerntekosten wurden aufgrund der starken Äste und der erforderlichen besonderen Behandlung des Wertholzes mit einem hohen Satz von pauschal 20 €/fm kalkuliert.

**2.3 Integration der Holzpreisfluktuation**

Da die Holzpreisfluktuation in die Betrachtung integriert werden sollte, wurden die Preise für Fichten- und Kiefernholz der Stärkeklasse L2b in B-Qualität und für Wertholz in den Holzpreisstatistiken der Bayerischen Staatsforstverwaltung aus dem Zeitraum von 1972 bis 2004 analysiert (vgl. *Tabelle 3*).

Der Mehrerlös für das Wertholz gegenüber dem Sortiment L2b in B-Qualität entspricht dabei bei der Kiefer dem Preis für das Sortiment L2b, bei der Fichte ist er etwas höher. Die Standardabweichung des Mehrerlöses für das Wertholz ist bei der Fichte dreimal größer als beim Sortiment L2b, bei der Kiefer fast doppelt so groß. Somit streut der Mehrerlös für das Wertholz deutlich stärker als der Erlös für Holz normaler Qualität.

Da in dieser Untersuchung nur in Zeitabständen von 5 Jahren Holzanfälle vorgesehen wurden, ist es für die Holzpreisschätzung nicht nötig, ein autoregressives Modell, bei dem der aktuelle Preis vom vorhergehenden abhängt, zu verwenden. Fünf Jahre auseinander liegende Holzpreise waren auch in der Datengrundlage annähernd unkorreliert (jeweils  $k = -0,02$ ). Somit genügte es für die Holzpreisschätzung aus dem Mittelwert und der Standardabweichung der Holzpreise eine Normalverteilung zu erzeugen, aus der für jeden Eingriffszeitpunkt ein zufallsbehafteter Holzpreis gezogen wurde. Aus dem simulierten Holzpreis und dem bei der Bewertung verwendeten Holzpreis des Sortiments L2b wurde anschließend ein Quotient gebildet. Die Einnahmen aus den Durchforstungen und die Abtriebswerte wurden mit diesem Quotienten multipliziert, so dass sie in der Kalkulation analog zu den Holzpreisen schwankten.

Anhand der Holzpreisstatistiken musste außerdem eine Funktion abgeleitet werden, um aus den simulierten Preisen des Holzes normaler Qualität den zu erwartende Preisunterschied zum Wertholz errechnen zu können. Mit Hilfe dieses Preisunterschieds kann der zusätzliche Erlös für das geastete Holz berechnet und zu den gegebenen Einnahmen für Holz normaler Qualität addiert werden.

**2.4 Überlebenswahrscheinlichkeiten der Baumarten**

Neben der Holzpreisfluktuation wurde in diese Untersuchung auch das Risiko des kalamitätsbedingten Bestandesausfalls integriert. Die verwendeten Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichtenbeständen entsprechen dem Modell für mittleres Risiko von BEINHOFER (2007b). Die verwendeten Überlebenswahrscheinlichkeiten für Kiefer stützen sich auf Untersuchungen von DITTRICH (1986), POZNANSKI (1973) sowie auf die ZE-Anfälle im Bayerischen Staatswald von 1998 bis 2004 (REISSNER, 2007). Dies führte zu den in *Abbildung 1* dargestellten Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichte und Kiefer.

Basierend auf diesen Daten konnten die Ausfallwahrscheinlichkeiten in Abhängigkeit vom momentanen Bestandesalter für die nächste Fünfjahresperiode ermittelt werden. Über eine Zufallsfunktion wurde dem Bestand mit dieser Wahrscheinlichkeit ein kala-

Tab. 3

**Eingangsdaten des Preismodells.**

**Input figures of the price model.**

Sortiment	Fichte		Kiefer	
	Mittelwert	Standardabw.	Mittelwert	Standardabw.
L 2b [€/fm]	70	15	62	11
Mehrerlös Wertholz [€/fm]	77	46	62	19

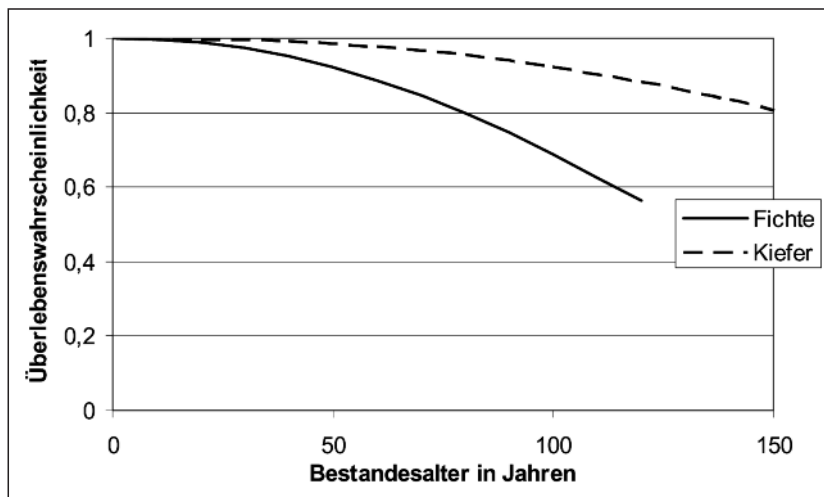


Abb. 1

Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten- und Kiefernbeständen.  
Survival probabilities of spruce and pine stands.

mitätsbedingter Ausfall zugeordnet. Fiel ein Bestand aus, wurde der Abtriebswert ermittelt, eine Auszahlung für die nötige Kulturanlage veranschlagt und das Bestandesalter auf null gesetzt. Anschließend wurde erneut die normale Bestandesentwicklung, wiederum unter den altersabhängigen Ausfallrisiken, bis zum Erreichen der Umtriebszeit unterstellt. Fiel der Bestand nicht aus, setzte er seine normale Entwicklung in dieser Fünfjahresperiode fort. Dieses Vorgehen wurde für jede Fünfjahresperiode wiederholt. Aus Gründen der Vereinfachung wurde unterstellt, dass Bestandesausfälle lediglich im Fünfjahresrhythmus stattfinden. Für diese Zeitpunkte liegen auch die genauen Abtriebswerte vor. Die erneute Kulturbegründung erfolgt sofort nach dem Bestandesausfall.

Dabei ist zu erwähnen, dass hier nur der bestandesweise Ausfall berücksichtigt wurde, bei dem davon ausgegangen wurde, dass nur noch die Hälfte des normalen Abtriebswertes erlöst wird. Diese Reduktion scheint aufgrund des calamitätsbedingten Preisverfalls, der höheren Aufarbeitungskosten und der Holzverluste z. B. aufgrund von gesplittetem Holz bei Sturmereignissen gerechtfertigt (DIETER, 1997 und 2001).

## 2.5 Die Annuitätenmethode

Als finanzielle Messgröße sollen hier die Annuitäten dienen. Mit ihnen ist es möglich Investitionen mit verschiedenen Laufzeiten zu vergleichen, was in dieser Untersuchung nötig ist. So wird erst durch die Anwendung der Annuitätenmethode die erneute Investitionsmöglichkeit zum internen Zinssatz nach dem Ablauf einer kürzeren Investitionslaufzeit berücksichtigt (HEIDINGSFELDER und KNOKE, 2004). Daneben sind Annuitäten als jährliche äquivalente Raten sehr anschaulich zu interpretieren und somit gegenüber den eher abstrakten Kapitalwerten informativer (MÖHRING, 1994). Zur Ermittlung der Annuitäten muss zunächst ein Kapitalwert berechnet werden. Dieser berechnet sich als Summe der mit einem Kalkulationszinssatz auf den Zeitpunkt der Anfangsinvestition diskontierten Zahlungsströme. Bei der Annuitätenmethode wird der Kapitalwert dann für die Investitionslaufzeit in äquivalente, gleich bleibende Rentenraten umgerechnet (KOBELT und SCHULTE, 1985).

Sowohl bei der Kapitalwertberechnung, als auch bei der Verrentung werden Kalkulationszinssätze verwendet. Die Berechnung der Annuitäten erfolgte mit folgender Formel:

$$A = K * \frac{(1+i)^T * i}{(1+i)^T - 1} \quad \text{Formel 1}$$

Dabei bezeichnet A die Annuität und K den Kapitalwert, T steht für die Gesamtlaufzeit der Investition und i für den Zinssatz, dargestellt als Dezimalzahl. Nach der Annuitätenmethode ist eine Investition der kalkulationszinssatzbestimmenden Investitionsalternative überlegen, wenn die Annuität positiv ist. Vergleicht man mehrere Investitionen, ist diejenige mit der höchsten Annuität vorteilhaft (WÖHE, 2005).

Die Berechnung der Annuitäten erfolgte mit Zinssätzen von 2% und 3%. Der Zeitraum zwischen erster Kulturanlage und geplanter Endnutzung wurde als Umtriebszeit betrachtet. Zur Kalkulation der Annuität wurden zunächst die auf den Zeitpunkt der ersten Kulturanlage diskontierten Ausgaben für Pflanzung und Pflege sowie die Einnahmen aus Durchforstungen, der Endnutzung und bei Bestandesausfällen summiert. Nach dem etwaigen Ausfall eines Bestandes wurde der Abtriebswert des neu gepflanzten Bestandes zum eigentlichen Ablaufzeitpunkt der Umtriebszeit als theoretischer Endnutzungserlös in die Kalkulation einbezogen. Wie häufig der Bestand bis zum Erreichen der Umtriebszeit ausfällt, spielt für den Betrachtungszeitraum keine Rolle. Dies hatte zur Folge, dass bei Erreichen der Umtriebszeit nicht alle Bestände das Umtriebsalter aufwiesen, da sie teilweise erst nach einer zwischenzeitlichen Kalamität begründet wurden. Um die Bandbreite der möglichen Ergebnisse bei Integration der Unsicherheiten hinsichtlich des Holzpreises und des Bestandesausfalls zu ermitteln, wurde die Kalkulation in 5.000-facher Wiederholung im Rahmen einer Monte-Carlo-Simulation durchgeführt (PFLAUMER, 1995). Diese Kalkulation erfolgte mit Hilfe des Microsoft Excel Add-Ins für Monte-Carlo-Simulationen von BARRETO und HOWLAND (2006). Aus diesen 5.000 möglichen Werten der Annuitäten wurde für jede Variante der Mittelwert und als Streuungsmaß zur Quantifizierung des finanziellen Risikos auch die Standardabweichung ermittelt.

## 2.6 Das Sicherheitsäquivalent

Eine Beurteilung der Investition nur nach der Höhe der Annuitäten, ohne Berücksichtigung der mit ihnen verknüpften Unsicherheit, unterstellt eine risikoneutrale Einstellung der Entscheidungsträger. Allerdings ist die Mehrzahl der Menschen risikomeidend bzw. risikoavers eingestellt. Dies zeigt sich beispielsweise an der Vielzahl der abgeschlossenen Versicherungen. Mit Hilfe von Risikonutzenfunktionen kann die Risikoeinstellung des Entscheidungsträgers bei der Beurteilung der Vorteilhaftigkeit von Alternativen explizit berücksichtigt werden. Hierzu wird das Risiko schwanken-

der Annuitäten mit Hilfe der Standardabweichung in die Entscheidungsfindung einbezogen. Eine Möglichkeit stellt die Berechnung des Sicherheitsäquivalents dar. Das Sicherheitsäquivalent entspricht dem sicheren Betrag, den der Investor als gleichwertig mit dem unsicheren Mittelwert der Annuität betrachtet. Die Berechnung des Sicherheitsäquivalents kann auf einer negativ exponentiellen Nutzenfunktion basieren, die sich mathematisch wie folgt ausdrücken lässt (HEIDINGSFELDER und KNOKE, 2004):

$$U(Z) = 1 - e^{-\alpha \cdot Z} \quad \text{Formel 2}$$

Dabei bezeichnet  $U(Z)$  den Nutzen einer Zahlung  $Z$ ,  $\alpha$  ist der Krümmungsparameter der Nutzenfunktion und  $e$  steht für die Eulersche Zahl.

Wird im Folgenden Risikoaversion unterstellt, bewirkt dies, dass das Sicherheitsäquivalent einen geringeren Wert als der unsichere Mittelwert der Annuitäten, der auch als Erwartungswert bezeichnet wird, aufweist (BAMBERG und COENENBERG, 2006). Zur Ermittlung des Sicherheitsäquivalents muss folglich ein risikopropotionaler Abschlag vom unsicheren Mittelwert der Annuitäten abgezogen werden (HEIDINGSFELDER und KNOKE, 2004). Die Berechnung des Sicherheitsäquivalents kann mit folgender Formel (SPREMANN, 1996; GERBER und PAFUMI, 1998) erfolgen:

$$S\ddot{A}Q = E(A) - \alpha \cdot \frac{s_A^2}{2} \quad \text{Formel 3}$$

Dabei steht  $S\ddot{A}Q$  für Sicherheitsäquivalent und  $E(A)$  für den Erwartungswert (Mittelwert) der Annuitäten. Der Wert  $\alpha$  als Krümmungsparameter der Risikonutzenfunktion ist ein Maß für die Risikoaversion. Die Standardabweichung der Annuitäten wird mit  $s_A$  bezeichnet. Der Term, der vom Erwartungswert abgezogen wird, ist der Risikoabschlag.

Durch den Parameter  $\alpha$  kann die Risikoeinstellung des Entscheiders berücksichtigt werden. In vorliegender Studie wird zwischen normaler und starker Risikoaversion unterschieden. Je stärker die Risikoaversion ist, desto stärker wird die Streuung der Annuitäten gewichtet und umso größer ist der Risikoabschlag. Dabei ist  $\alpha$  vom Anlagebetrag abhängig. Als Anlagebetrag wird dabei stets der maximale Betrag verwendet (KNOKE et al., 2005). In diesem Fall werden somit für Kiefer und Fichte die Ausgaben für die Kultur des konventionell erzogenen Bestandes verwendet. Damit auch das Anlagekapital als pro Jahr angegebener Wert vorliegt, wurde dieses als Rentenrate einer ewigen, jährlichen Rente bestimmt. Die Rentenrate ist dabei als jährlicher Kapitaldienst für die Anfangsausgabe, die als Rentenbarwert zu betrachten ist, interpretierbar. Damit ändert sich das Anlagekapital auch nicht mit den verschiedenen Umtriebszeiten der konventionell erzogenen Beständen und der Wertholzplantagen. Bei normaler Risikoaversion geht man von  $\alpha = 1/\text{Anlagebetrag}$ , bei starker Risikoaversion von  $\alpha = 2/\text{Anlagebetrag}$  aus (SPREMANN, 1996; DIETER, 1997).

## 2.7 Verlustwahrscheinlichkeit und Expected Shortfall

Die Standardabweichung als häufig verwendetes Risikomaß quantifiziert die Streuung der Einzelergebnisse um den Mittelwert. Allerdings wird kein Investor überdurchschnittliche Ergebnisse, auch wenn sie gestreut sind, als Risiko betrachten. Dagegen werden unterdurchschnittliche Ergebnisse schon als „Schaden“ und damit als tatsächliches Risiko aufgefasst. Sowohl die Verlustwahrscheinlichkeit als auch der Expected Shortfall sind Messgrößen, um die Gefahr unterdurchschnittlicher Ergebnisse zu quantifizieren.

Die Verlustwahrscheinlichkeit quantifiziert die Gefahr, mehr Geld zu investieren als durch Holzernmaßnahmen zurückfließt, wobei der Zeitpunkt der Zahlungseingänge beachtet wird. Die Untersuchung der Verlustwahrscheinlichkeit der verschiedenen

Varianten erfolgte mit Hilfe der Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulation. Anhand der 5.000 Wiederholungen kann der Anteil mit Annuitäten kleiner Null als Näherungsgröße für die Wahrscheinlichkeit eines Verlustes ermittelt werden.

Der Expected Shortfall<sup>1)</sup> ist definiert als der Durchschnitt der Ergebnisse, die kleiner oder gleich dem Value at Risk sind (JORION, 2001; RAU-BREDOW, 2002b; BERTSIMAS et al., 2004). Der Value at Risk ist dabei als die Höhe des Ergebnisses definiert, das mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit, oftmals werden 99% verwendet, innerhalb einer bestimmten Zeitdauer nicht unterschritten wird (BÜHLER et al., 1998; RAU-BREDOW, 2001 und 2002a). Anders formuliert beschreibt das Value at Risk ein Quantil der Verteilung der Ergebnisse, in diesem Fall der Annuitäten, für einen bestimmten Beobachtungszeitraum (JORION, 2001). Damit wird das Risiko direkt und auch für Nichtfachleute leicht nachvollziehbar durch einen bestimmten Geldbetrag und damit quantitativ dargestellt (RAU-BREDOW, 2001). Der Value at Risk einer Verteilung von Ergebnissen ist zur Veranschaulichung für ein Konfidenzniveau von 99% in *Abbildung 2* dargestellt.

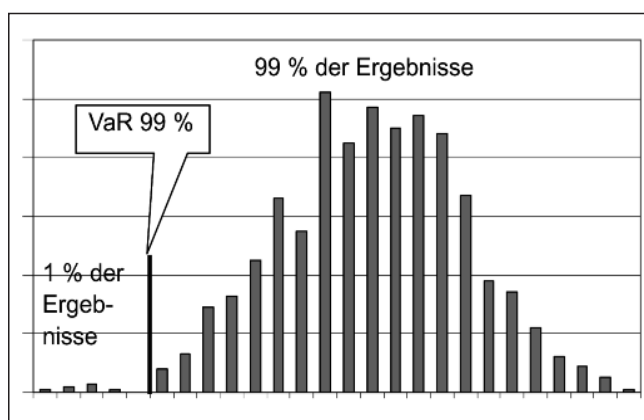


Abb. 2

Value at Risk für ein Konfidenzniveau von 99%.  
Value at Risk for a confidence level of 99%.

Allerdings wird dabei nicht nach der Höhe der Verluste, die unter der 1% Schwelle liegen differenziert. So spielt es keine Rolle, ob die Verluste knapp unter dieser Schwelle liegen oder sehr viel höher ausfallen. Diesem Problem kann durch die Berechnung des Expected Shortfalls begegnet werden (RAU-BREDOW, 2002b). Dabei ist eine Variante überlegen, wenn der Expected Shortfall geringer ist.

Den Value at Risk und damit auch den Expected Shortfall kann man wiederum aus den Ergebnissen der Monte-Carlo-Simulation ermitteln. Dazu werden die Ergebnisse der Größe nach sortiert. Für eine Wahrscheinlichkeit von 99% entspricht bei 5.000 Wiederholungen der 50. Wert vom Minimum aus gezählt dem Value at Risk. Der Expected Shortfall errechnet sich entsprechend als Mittelwert dieser 50 schlechtesten Resultate (RAU-BREDOW, 2002b). Dieser Wert soll hier als zusätzliche Messgröße zur Beurteilung der verschiedenen Varianten unter Risiko dienen.

<sup>1)</sup> Zu beachten ist, dass Poddig et al. (2005) auch sog. Lower Partial Moments der Ordnung 1 als Expected Shortfall bezeichnen. Bei ihrer Definition gibt es allerdings Probleme wenn in der einfließenden Datengrundlage sowohl positive wie negative Werte vorkommen. Mit dieser Ausnahme führen beide Ansätze in den hier betrachteten Fällen zur gleichen Vorteilhaftigkeitsreihung, wenn der bei dem Lower Partial Moments Kriterium geforderte Schwellenwert gleich dem Value at Risk gesetzt wird.

### 3. ERGEBNISSE

#### 3.1 Finanzielle Ergebnisse

Die Annuitäten und deren Standardabweichung der konventionell erzeugten Bestände bei Kalkulation mit Zinssätzen von 2% und 3% sind in *Tabelle 4* dargestellt.

Tab. 4

#### Annuitäten und Standardabweichung konventionell behandelte Bestände.

#### Annuities and standard deviation of the normally managed stands.

Zinssatz	Fichte		Kiefer	
	Annuität [€/ha]	Standardabw. [€/ha]	Annuität [€/ha]	Standardabw. [€/ha]
2%	134	35	-46	14
3%	55	24	-104	11

Es zeigt sich, dass die konventionell behandelten Kiefernbestände viel geringere Annuitäten aufweisen als die Fichtenbestände und diese zudem negativ sind. Bei Fichte sind die Annuitäten dagegen positiv. Allerdings ist bei Fichte die Standardabweichung deutlich höher als bei der Kiefer. Die Annuitäten der Werthholzplantagen sind gegenüber denen der konventionellen Bestände deutlich höher (vgl. *Tabelle 5*). Der Unterschied beträgt bei der Fichte fast 100 €/ha und Jahr. Allerdings ist die Standardabweichung der Werthholzplantagen etwa dreimal größer als die der konventionell behandelten Bestände. Wie bei der Fichte steigt bei der Kiefer die finanzielle Überlegenheit der Werthholzplantagen mit dem Zinssatz an und liegt ebenfalls im Bereich von 100 €/ha und Jahr. Allerdings ist die Standardabweichung bei einem Zinssatz von 2% nur etwa 20% höher und bei einem Zinssatz von 3% sogar gleich der des konventionell bewirtschafteten Kiefernbestandes. Es bleibt zu betonen, dass die Werthholzplantagen im Gegensatz zu den konventionellen Beständen bei Kiefer für beide betrachteten Zinssätze positive Annuitäten liefern.

Tab. 5

#### Annuitäten und Standardabweichung der Werthholzplantagen.

#### Annuities and standard deviation of the high quality timber plantations.

Zinssatz	Fichte		Kiefer	
	Annuität [€/ha]	Standardabw. [€/ha]	Annuität [€/ha]	Standardabw. [€/ha]
2%	225	100	47	17
3%	150	75	8	11

In *Tabelle 6* sind die Grenzpreise für das in den Werthholzplantagen geerntete Werthholz dargestellt, mit denen die Werthholzplantagen die gleichen Annuitäten erzielen würden wie die konventionell behandelten Bestände. Dabei handelt es sich um Mittelwerte. Liegen die tatsächlichen Preise für das in den Werthholzplantagen geerntete Werthholz im Mittel unter diesem Preis, sind die konventionell behandelten Bestände finanziell vorteilhaft. Liegen die erzielten Werthholzpreise über den hier angegebenen, sind die Werthholzplantagen finanziell vorteilhaft.

Tab. 6

#### Grenzpreise für das Werthholz der Werthholzplantagen in €/fm.

Zinssatz	Fichte	Kiefer
2%	91,2	-22,0
3%	70,6	-148,5

Die Grenzpreise sinken sowohl bei Kiefer als auch bei Fichte mit steigendem Kalkulationszinssatz. Der erforderliche Mehrerlös für Fichte gegenüber dem Sortiment L2b in normaler Qualität liegt bei einem Zinssatz von 2% bei etwa 21 €/fm und bei einem Zinssatz von 3% nur noch bei 0,60 €/fm. Auch gegenüber den in der Vergangenheit im Mittel erzielten Mehrerlösen von 77 €/fm (vgl. *Tabelle 3*) erscheinen diese Grenzpreise niedrig. Bei der Kiefer zeigt sich die finanzielle Überlegenheit der Werthholzplantagen ganz besonders deutlich. Selbst bei einem Verlust von 22 bzw. 148,5 €/fm durch Ernte und Verkauf des Werthholzes würden die Werthholzplantagen noch die gleichen finanziellen Ergebnisse wie die konventionell bewirtschafteten Bestände erbringen. Die Grenzpreise führen im Falle der Kiefer jedoch zu einer negativen Annuität, da sie zu einem finanziellen Ergebnis führen, welches dem in *Tabelle 4* entspricht. Möchte man eine Rendite in Höhe des Kalkulationszinssatzes erzielen, was einer Annuität von Null entspricht, müssten die Kiefernwerthholzpreise daher höher liegen. Bei einem Zinssatz von 2% müssten sie 50 und bei 3% 104 €/fm betragen. Diese Werthholzpreise würden aber immer noch unter den in der Vergangenheit erzielten liegen (vgl. *Tabelle 3*).

#### 3.2 Vergleichende Bewertung unter Risikoaspekten

Die Bewertung nur anhand der mittleren Annuitäten durchzuführen, wäre aufgrund der Integration von Preisschwankungen und der Gefahren durch Kalamitäten unpassend. Auch weisen die drastisch höheren Standardabweichungen bei den Werthholzplantagen auf ein erhöhtes finanzielles Risiko hin (vgl. *Tabelle 5*). Aus diesem Grund werden die konventionell behandelten Bestände und die Werthholzplantagen im Folgenden unter Einbeziehung der Risikoaspekte verglichen.

Bei den konventionell behandelten Beständen sinkt das Sicherheitsäquivalent (vgl. *Tabelle 7*) sowohl mit steigendem Zinssatz als auch mit größer werdender Risikoaversion. Die Reduktion mit steigender Risikoaversion ist bei der Kiefer viel geringer ausgeprägt als bei der Fichte, was auf die geringere Standardabweichung zurückzuführen ist. Auch das Sicherheitsäquivalent ist bei den konventionell behandelten Kiefernbeständen negativ.

Bei den Werthholzplantagen der Fichte sind die Sicherheitsäquivalente deutlich niedriger als die Annuitäten (vgl. *Tabelle 8*). Hier ist der Sicherheitsabschlag aufgrund der hohen Standardabweichung besonders groß. Auch die Unterschiede zwischen normaler

Tab. 7

#### Sicherheitsäquivalente der konventionell behandelten Bestände.

#### Certainty equivalent of the normally managed stands.

Zinssatz	Fichte		Kiefer	
	normale Risikoaversion [€/ha]	starke Risikoaversion [€/ha]	normale Risikoaversion [€/ha]	starke Risikoaversion [€/ha]
2%	119	104	-47	-48
3%	50	46	-105	-105

Tab. 8

**Sicherheitsäquivalente der Wertholzplantagen.**  
**Certainty equivalent of the high quality timber plantations.**

Zinssatz	Fichte		Kiefer	
	normale Risikoaversion [€/ha]	starke Risikoaversion [€/ha]	normale Risikoaversion [€/ha]	starke Risikoaversion [€/ha]
2%	100	-25	46	44
3%	103	56	8	7

und starker Risikoaversion sind hier deutlich größer als bei den konventionellen Fichtenbeständen. So kommt es, dass bei starker Risikoaversion und einem Zinssatz von 2% das Sicherheitsäquivalent sogar einen negativen Wert aufweist. Für einen Zinssatz von 2% ist das Sicherheitsäquivalent der konventionellen Fichtenbestände höher als bei den Wertholzplantagen. Somit wären diese vorzuziehen. Bei einem Zinssatz von 3% sind allerdings die Sicherheitsäquivalente der Wertholzplantagen größer, welche sich damit als vorteilhaft erweisen.

Das Sicherheitsäquivalent der Kiefer ist nur wenig niedriger als die Annuität, was auf die relativ geringe Standardabweichung zurückzuführen ist. Gleichzeitig sind die Unterschiede zwischen normaler und starker Risikoaversion etwas höher als bei den konventionell behandelten Beständen. Dennoch ist in allen vier betrachteten Fällen das Sicherheitsäquivalent der Wertholzplantage höher als das der konventionell behandelten Kiefernbestände. Somit ist der Kiefernwertholzplantage immer vorteilhaft.

Als nächstes sollen die Verlustwahrscheinlichkeiten der zu vergleichenden Wertholzplantagen und der konventionell behandelten Bestände betrachtet werden (vgl. *Tabelle 9* und *Tabelle 10*).

Tab. 9

**Verlustwahrscheinlichkeiten konventionell behandelter Bestände.**

**Probability of losses of the normally managed stands.**

Zinssatz	Verlustwahrscheinlichkeit	
	Fichte	Kiefer
2%	0,3%	100%
3%	3,3%	100%

Tab. 10

**Verlustwahrscheinlichkeiten der Wertholzplantagen.**

**Probability of losses of the high quality timber plantations.**

Zinssatz	Verlustwahrscheinlichkeit	
	Fichte	Kiefer
2%	3,9%	2,8%
3%	5,0%	11,4%

Die normal behandelten Kiefernbestände weisen immer eine Verlustwahrscheinlichkeit von 100% auf. Dies bedeutet, dass stets mehr Geld in diese Bestände investiert werden muss, als bei der Holzernte erzielt wird. Bei der Fichte sind die Verlustwahrscheinlichkeiten deutlich geringer. Bei einem Zinssatz von 2% ist sie annähernd Null, bei einem Zinssatz von 3% liegt sie bei gut 3%.

Die Wertholzplantagen der Fichte weisen höhere Verlustwahrscheinlichkeiten auf als die konventionell behandelten Bestände. Diese liegen bei einem Kalkulationszinssatz von 2% etwa 3,5 Prozentpunkte und bei einem Zinssatz von 3% knapp 2 Prozentpunkte höher. Dagegen ist bei der Kiefer die Verlustwahrscheinlichkeit der Wertholzplantagen deutlich geringer als bei den konventionell

behandelten Beständen. So ist sie bei einem Zinssatz von 2% sogar geringer als die der Fichtenwertholzplantage. Dagegen ist sie für einen Zinssatz von 3% mehr als doppelt so groß.

Abschließend soll noch der Expected Shortfall der konventionell behandelten Bestände und der Wertholzplantagen betrachtet werden (vgl. *Tabelle 11* und *Tabelle 12*).

Tab. 11

**Expected Shortfall der konventionell behandelten Bestände.**

**Expected Shortfall of the normally managed stands.**

Zinssatz	Expected Shortfall [€/ha]	
	Fichte	Kiefer
2%	3	-132
3%	-68	-188

Tab. 12

**Expected Shortfall der Wertholzplantagen.**

**Expected Shortfall of the high quality timber plantations.**

Zinssatz	Expected Shortfall [€/ha]	
	Fichte	Kiefer
2%	-48	-41
3%	-57	-53

Der Expected Shortfall bewegt sich bei den konventionellen Beständen zwischen 3 und -188 €/ha\*a. Für einen Zinssatz von 2% hat der Expected Shortfall bei Fichte sogar noch einen positiven Wert, bei einem Zinssatz von 3% dagegen schon einen negativen. Allerdings ist er bei Kiefer für einen Zinssatz von 3% um 120 €/ha\*a und für einen Zinssatz von 2% um 135 €/ha\*a größer. Damit ist auch nach dem Kriterium des Expected Shortfalls die Kiefer der Fichte deutlich unterlegen.

Bei den Wertholzplantagen ist der Expected Shortfall für beide Baumarten und Zinssätze negativ und liegt zwischen -41 und -57 €/ha\*a. Somit ist bei der Fichte und einem Zinssatz von 2% der konventionelle Bestand und bei einem Zinssatz von 3% die Wertholzplantage überlegen. Bei der Kiefer dagegen ist der Expected Shortfall für beide Zinssätze bei den Wertholzplantagen deutlich geringer, so dass sie den konventionellen Beständen stets überlegen sind.

#### 4. DISKUSSION

Nach der Beantwortung der zu Beginn gestellten Forschungsfragen sollen anschließend verschiedene Aspekte der Wertholzplantagen diskutiert werden. Die erste am Anfang gestellte Frage lautet:

- *Sind weitständig erzogene und geastete Bestände konventionell behandelten geasteten Beständen finanziell überlegen?*

Betrachtet man lediglich die mittleren Annuitäten sind die Wertholzplantagen den konventionell behandelten Beständen deut-

lich überlegen. Dies lässt sich durch die wesentlich geringeren Ausgaben für die Kulturanlage, den geringeren Kalamitätseinfluss aufgrund der kürzeren Umtriebszeit und damit auch durch den kürzeren Zeitraum, über den die Einnahmen aus der Endnutzung diskontiert werden, erklären. Allerdings ist das Risiko, ausgedrückt über die Standardabweichung der Annuität, bei den Wertholzplantagen höher als bei den konventionell behandelten Beständen. Dies ist damit zu erklären, dass in den Wertholzplantagen nur zu einem Zeitpunkt Holz geerntet wird. Bei den konventionell bewirtschafteten Beständen hingegen kompensieren sich die Holzpreisschwankungen durch die Vielzahl von Durchforstungen vor der Endnutzung besser gegenseitig, was die Streuung reduziert (KNOKE et al., 2001). Somit ist trotz des höheren Einflusses von Kalamitäten aufgrund der längeren Umtriebszeiten bei den konventionell behandelten Beständen die Standardabweichung geringer. Dieser Unterschied ist bei den Fichtenbeständen deutlich stärker ausgeprägt als bei den Kiefernbeständen.

So kommt es, dass bei Betrachtung des Sicherheitsäquivalents bei einem Zinssatz von 2% die konventionell behandelten Fichtenbestände vorteilhaft sind. Dagegen sind bei einem Zinssatz von 3% die Wertholzplantagen überlegen. Ein anderes Bild zeigt sich für die Kiefer, wo die Wertholzplantage immer überlegen ist. Eine gleiche Vorteilhaftigkeit ergibt sich auch aus der Betrachtung des Expected Shortfalls. Die Verlustwahrscheinlichkeit der Wertholzplantagen ist bei der Fichte höher als bei den konventionellen Beständen. Bei der Kiefer dagegen ist die Verlustwahrscheinlichkeit für die Wertholzplantagen deutlich geringer.

Somit könnte man sagen, dass es sich bei den Wertholzplantagen um eine finanziell interessante Alternative handelt, allerdings ist diese bei Fichte auch mit einem deutlichen finanziellen Risiko verknüpft. Für die Kiefer dagegen stellt dies, im Gegensatz zu den konventionell bewirtschafteten Beständen eine Möglichkeit der rentablen Bewirtschaftung dar.

Wie schon HILF (1933) feststellte, erweist sich der Preis für Wertholz im Vergleich zum Preis für Holz normaler Qualität als krisensicherer (vgl. auch MOSANDL et al., 1995; MOSANDL und KNOKE, 2002). Folglich stellt die Produktion von Wertholz, aufgrund der unterschiedlichen Preisentwicklung von Wert- und Normalholz, eine interessante Erweiterung der Produktpalette dar. Durch die Produktion von Wert- und Normalholz wäre es den Forstbetrieben möglich, in gewissem Umfang die Auswirkungen von Preisschwankungen auf das Betriebsergebnis abzupuffern (MOSANDL und KNOKE, 2002; BEINHOFER und KNOKE, 2007a). Für die Erzeugung von Wertholz wiederum sind solche Wertholzplantagen finanziell sehr interessant.

Die zweite am Anfang gestellte Frage lautete:

- *Wie hoch muss der Preis für das geastete Holz aus weitständig erzeugten Beständen mindestens sein, um die gleichen Annuitäten wie bei konventionell behandelten Beständen zu erzielen?*

Die erforderlichen Preise für das Wertholz der Fichte, mit dem die Wertholzplantage die gleichen Annuitäten aufweist wie der konventionell behandelte Bestand, sind relativ gering. Bei einem Zinssatz von 2% ist bei der Fichte dafür im Mittel ein Preis von 91,2 €/fm nötig und bei einem Zinssatz von 3% von 70,6 €/fm. Dies entspricht etwa dem Preis für B-Holz der Stärkeklasse L2b, der im Mittel in den letzten Jahrzehnten erzielt wurde. Damit liegen die Grenzpreise deutlich unter den in der Vergangenheit für Wertholz erzielten Preisen. Die für die Kiefer ermittelten Grenzpreise für das Wertholz sind sogar negativ. Für einen Zinssatz von 2% liegen sie bei -22 €/fm, bei 3% sogar bei fast -150 €/fm. Somit könnten diese Stämme auch als Brenn- oder Industrieholz verkauft werden, und das finanzielle Ergebnis eines solchen Bestandes wäre immer noch besser als bei konventioneller Bewirtschaftung. Da es sich allerdings um astfreie Stämme handelt, ist

davon auszugehen, dass diese auch zukünftig einen Mehrerlös gegenüber dem astigen Holz normaler Qualität erzielen. Die Grenzpreise stellen somit keine Hürde für die hier durchkalkulierten Wertholzplantagen dar.

Abschließend stellt sich die Frage, ob das mit Wertholzplantagen erzeugte Holz von geasteten Erdstämmen tatsächlich auch Wertholz ist. Dazu gibt es unterschiedliche Einschätzungen.

Eine Folge des Wachstums der weitständig erzeugten Fichten sind breite Jahrringe. Bei der Analyse weitständig erwachsener Fichten, stellen PRETZSCH et al. (2002), SEIFERT et al. (2003b) und MÄKINEN und HEIN (2006) fest, dass untersuchte Stämme nach gebräuchlichen Rundholznormen für Wertholz zu breite Jahrringe aufwiesen. Daneben wiesen sie auch eine zu starke Abholzigkeit auf (MÄKINEN und HEIN, 2006). So kommt GRAMMEL (1990) aus holztechnologischer Sicht zu einer Reihung, bei der weitringiges, aber geastetes Holz geringwertiger eingestuft wird als engringiges ungeastetes Holz.

Allerdings gibt es für Fichte und Kiefer auch zahlreiche Quellen, nach denen die Astreinheit und nicht die Jahrringbreite über die Wertholztauglichkeit entscheidet (HILF, 1933; ABETZ, 1972; MOSANDL et al., 1995; BUES, 1996; MOSANDL und KNOKE, 2002; BERGMANN und v. D. WENSE, 2003). BUES (1996) betont zudem, dass geastetes Fichtenholz nicht zu Bauholz weiterverarbeitet wird. Damit sind die von GRAMMEL (1990) geforderten Rohdichte- und Festigkeitseigenschaften nicht entscheidend und die von SENFT et al. (1985) vorgebrachten Argumente gegen Holz von schnell gewachsenen Koniferen hier nicht zutreffend. Auch die Forderung von KNIGGE (1961) nach einer engständigen Bestandserziehung zur Homogenisierung der Holzeigenschaften bezieht sich mehr auf eine konstruktive Verwendung des Holzes. Somit kommen MOSANDL et al. (1995) und BUES (1996) zum Schluss, dass geastetes Holz, unabhängig von der Jahrringbreite immer wertvoller ist als ungeastetes Holz.

Auch v. PECHMANN (1974) stellt fest, dass im Lichtwuchsbetrieb mit geasteten Nadelbäumen hochwertiges Holz produziert werden kann. Daneben berichtet er aus Südafrika von weitständig begründeten Kiefernbeständen, die frühzeitig geastet werden und schon nach 30 Jahren der Furnierherstellung dienen. Auch KENK (1988 und 1990) betont, dass die von ihm untersuchten weitständigen Fichtenbestände bei rechtzeitiger Astung größere Mengen an Wertholz geliefert hätten.

Eine holzkundliche Untersuchung hinsichtlich der Möglichkeit der hochwertigen Verwendung der geasteten Erdstämmen von Fichten, die relativ konkurrenzfrei erwachsen sind, führten RECK (2002) und SEELING et al. (2004) durch. Bei der Sortierung des Rundholzes stellte RECK (2002) fest, dass das Holz einen eher geringen Reaktionsholzanteil aufweist und der Drehwuchs im üblichen Bereich liegt. Genauso waren die Abholzigkeit und Exzentrizität nur gering ausgeprägt. Die Untersuchung von SEELING et al. (2004) zeigte, dass frühzeitig geastete Erdstämmen sehr gut für die Herstellung von Messerfurnieren geeignet sein können. Für die Beurteilung der erzeugten Furniere spielen allerdings forstlich beeinflussbare Parameter wie Reaktionsholzanteil und Gleichmäßigkeit der Jahrringe lediglich eine untergeordnete Rolle (SEELING et al., 2004).

Dagegen stellen die nach heutigem Wissenstand nicht beeinflussbaren Harzgallen das für eine Qualitätsabstufung am häufigsten verantwortliche Kriterium dar (SEELING et al., 2004). Allerdings gibt RECK (2002) an, dass Harzgallen im Holz kronenspannungsfrei erwachsener Fichten gehäuft vorkommen. Dies führte trotz ansonsten guter Furniereigenschaften zu einer deutlichen Entwertung (RECK, 2002), stellen sie doch einen schwerwiegenden Fehler bei der Furnierherstellung dar (OLISCHLÄGER, 1970a+b). Im Gegensatz dazu stellen SEELING et al. (2004) fest, dass momentan nicht

beurteilt werden kann, ob großkronige, frühezeitig freigestellte Fichten im Erdstamm häufiger Harzgallen aufweisen als konventionell erzeugte Fichten. Daneben ermittelten RECK (2002) und SEELING et al. (2004) auch die Qualität von aus den Probestämmen erzeugten astfreien Bohlen. Nach den erzielten Ergebnissen kann davon ausgegangen werden, dass aus den geasteten Erdstämmen sehr hochwertiges Schnittholz gewonnen werden kann. Basierend auf diesen Untersuchungen kann man zu dem Schluss kommen, dass in den dargestellten Wertholzplantagen auch tatsächlich hochwertiges Holz produziert werden kann.

Bei dem verwendeten Ansatz ist die Herleitung des Dickenwachstums der Fichte sicher diskussionswürdig. Allerdings muss beachtet werden, dass frühzeitig stammzahllarm erzeugte Versuchsflächen zumeist noch jung sind und gleichzeitig der Fichtendurchforstungsversuch Freising, der schon länger unter Beobachtung ist, erst relativ spät durchforstet wurde. Aus diesem Grund scheint es vertretbar, den durch Dichtstand verloren gegangenen Durchmesserzuwachs in Freising durch Kombination der Zuwachsgänge kalkulatorisch nachzuholen. Vergleicht man die auf diese Weise hergeleiteten Durchmesser der Fichte im Endbestand, liegen diese im Mittel immer noch gut 14 cm unter den mit den Ergebnissen von HASENAUER et al. (1994) ermittelten Durchmessern für Solitäre. Somit erscheinen die hergeleiteten Durchmesser durchaus realistisch. Auch bei der Kiefer stellt insbesondere die Extrapolation des Wachstums einen diskussionswürdigen Punkt dar. Allerdings ist zu beachten, dass es nur wenige Kieferndurchforstungsversuche mit Extremparzellen gibt und diese zumeist noch nicht besonders alt sind. Für die Nachbildung der Wachstumsverläufe wären daneben S-förmige Kurven realitätsnäher, allerdings erscheint zur Vereinfachung auch die Verwendung einer logarithmischen Regressionsfunktion zur Nachbildung des Höhen- und Durchmesserwachstums möglich. Auch zeigte sich durch Vergleich mit Beständen die mit SILVA simuliert wurden, dass hier das Wachstum keinesfalls überschätzt wurde.

Einen weiteren Kritikpunkt könnten die verwendete Überlebenswahrscheinlichkeiten darstellen. Die fast solitärartig erwachsenen Bäume der Wertholzplantagen mit geringem h/d-Wert sind als deutlich stabiler einzuschätzen als in konventionellen Beständen erwachsene Bäume mit höherem h/d-Wert (z.B. BURSCHEL und HUSS, 1997). Dennoch wurden hier die gleichen altersabhängigen Ausfallwahrscheinlichkeiten verwendet und damit das Risiko bei den Wertholzplantagen überschätzt. Zukünftig wäre es folglich sehr interessant, Überlebenswahrscheinlichkeiten von Beständen nicht nur in Abhängigkeit von ihrem Alter, sondern auch anhand von Stabilitätskennwerten wie dem h/d-Wert (ABETZ, 1976) abzuleiten, um auch die stabilisierenden Effekte von Durchforstungen oder weitständiger Erziehung berücksichtigen zu können. Solche Untersuchungen fehlen heute leider weitgehend.

Bei einer derart weitständigen Bestandesbegründung ist allerdings auch zu beachten, dass der flächenbezogene Volumenzuwachs niedriger liegt als bei den konventionell behandelten Beständen. Dies liegt daran, dass bis zum Bestandesschluss Produktionsmöglichkeiten nicht ausgenutzt werden (VANSELOW, 1956; KENK, 1990). So bildet beispielsweise die Wertholzplantage der Fichte bis zur Endnutzung durchschnittlich pro Jahr lediglich 6,5 Efm o.R. an verkaufsfähigem Holz, wohingegen es bei dem konventionellen Bestand im gleichen Zeitraum 8,9 Efm o.R. sind. Dennoch ist die Wertleistung solcher Bestände, wie hier dargestellt wurde, deutlich größer als bei konventionell erzeugten geasteten Beständen.

## 5. ZUSAMMENFASSUNG

Ziel dieser Untersuchung war herauszufinden, wie sich stammzahllarm begründete und frühzeitig geastete Nadelholzbestände

gegenüber konventionell behandelten Astungsbeständen unter finanziellen Aspekten darstellen.

Dabei wurden auch Risiken wie der kalamitätsbedingte Ausfall von Beständen und Holzpreisschwankungen mit in die Betrachtung integriert. Die Bestandesdaten der konventionell behandelten Bestände wurden mit Hilfe des Waldwachstumssimulators SILVA erzeugt. Dagegen basiert das Wachstum der weitständigen Fichtenbestände auf Versuchsflächendaten aus Freising und Traunstein, das der weitständig erzeugten Kiefernbestände auf Versuchsflächendaten aus Burglengenfeld. Die Bäume wurden mit Hilfe des Sortierungs- und Voluminierungsprogramms BDAT sortiert und anschließend mit Preisen bewertet. Dabei wurde eine Astung des Erdstammes bis zu einer Höhe von 5,5 m unterstellt. Die finanzielle Bewertung der Behandlungsvarianten erfolgte mit Hilfe von Annuitäten, die für Zinssätze von 2% und 3% im Rahmen einer Monte-Carlo-Simulation mit 5.000 Wiederholungen berechnet wurden. Die Beurteilung der verschiedenen Behandlungsvarianten erfolgte nicht nur nach der mittleren Annuität, sondern auch mit Hilfe ihres Sicherheitsäquivalents, der Verlustwahrscheinlichkeit und des Expected Shortfalls. Zusätzlich wurde noch ermittelt, wie hoch der Preis für die geasteten Erdstämme der weitständig erzeugten Bestände im Mittel sein muss, damit diese die gleichen Annuitäten wie die konventionell erzeugten Bestände erzielen.

Es zeigte sich, dass bei den weitständigen Beständen die mittleren Annuitäten deutlich höher waren als bei den konventionell behandelten. Folglich könnte der für die geasteten Erdstämme der weitständigen Fichtenbestände erzielte Preis weit unter dem Niveau der Vergangenheit liegen und bei den weitständigen Kiefernbeständen sogar negativ werden und diese wiesen immer noch die gleichen Annuitäten auf wie die konventionellen Bestände. Nach dem Sicherheitsäquivalent und dem Expected Shortfall war dagegen bei einem Zinssatz von 2% die konventionelle Behandlung der Fichtenbestände vorteilhaft. Steigt der Zinssatz auf 3% war der weitständige Fichtenbestand nach dem Sicherheitsäquivalent und dem Expected Shortfall vorteilhaft. Die weitständigen Fichtenbestände wiesen allerdings etwas höhere Verlustwahrscheinlichkeiten als die konventionell erzeugten Bestände auf. Dagegen waren die weitständig erzeugten Kiefernbestände auch nach all diesen Parametern den konventionell bewirtschafteten Beständen überlegen.

## 6. Summary

Title of the paper: *Widely spaced coniferous stands-an attractive alternative?*

The aim of this investigation was to find out whether coniferous stands founded with quite few plants and pruned at an early stage are financially advantageous compared with normally managed, but also pruned stands. The risk of failure and the volatility of timber prices were also considered.

The development of the normally managed stands was based on results of the forest growth simulator SILVA while the growth of the widely spaced stands was based on results of trial plots in Freising, Traunstein and Burglengenfeld. The harvested assortments in these stands were determined with the help of BDAT. Taking these data the inflows could be calculated. It was assumed, that the stems were pruned up to a height of 5,5 m.

The valuation of the alternatives was done with the help of annuities which were calculated within a Monte-Carlo-Simulation with 5.000 repetitions for interest rates of 2% and 3%. The assessment of the different treatments was not only done by the annuities but also with the help of the certainty equivalent, the probability of losses and the expected shortfall. In addition to this it was determined which price is necessary for the pruned timber of the widely spaced stands to achieve the same annuities as the normally managed stands.

The mean annuities of the widely spaced stands always were much higher than those of the normally managed stands. As a consequence the price of the knot-free timber of the widely spaced spruce stands could be much lower than in the past and could even become negative for the knot-free pine timber and these stands would still obtain the same annuities as the normally managed stands.

Considering the certainty equivalent and the expected shortfall the normally managed spruce stands were advantageous at an interest rate of 2%. Rising the interest rate to 3% the widely spaced spruce stands were advantageous after these two criteria. However the widely spaced spruce stands had a little higher probability of losses as normally managed stands. On the other hand the widely spaced pine stands were always advantageous considering these criteria.

## 7. Resumée

Titre del'article: *Peuplements résineux conduits à large espacement, autre possibilité lucrative?*

L'objectif de cette étude était de déterminer comment se comportent, du point de vue financier, des peuplements résineux installés à large espacement et élagués précocement en comparaison avec des peuplements menés de façon classique et élagués.

On y a pris aussi en considération des risques tels que la destruction des peuplements, à la suite de calamités naturelles, et des fluctuations du prix des bois. Les données relatives aux peuplements menés de façon classique ont été obtenues à l'aide du simulateur de l'accroissement forestier SILVA. En revanche les données sur l'accroissement des peuplements d'épicéa à large espacement proviennent des places d'expérience de Freising et Traunstein, et celles des peuplements de pin sylvestre à large espacement sont tirées de la place d'expérience de Burglengelfeld. Les arbres ont été classés en valeur à l'aide du programme de classement et de cubage BDAT. La hauteur de l'élagage des billes de pied a été prise égale à 5,5 m. L'estimation financière des variantes de traitement a été exprimée en rentes annuelles, calculées pour des taux d'intérêt de 2% et 3% par une simulation de Monte-Carlo à 5000 répétitions. Le jugement porté sur les différentes variantes de traitement s'est fait non seulement d'après la rente annuelle moyenne mais aussi à l'aide de son équivalent de garantie, de la probabilité de perte et du manque de revenu auquel on peut s'attendre. De plus on a aussi déterminé le prix que devrait atteindre en moyenne les billes de pied élaguées des peuplements à large espacement pour qu'ils permettent les mêmes rentes annuelles que les peuplements classiques.

Il est apparu que dans le cas des peuplements à large espacement les rentes annuelles étaient sensiblement plus élevées que dans le cas des peuplements classiques. En conséquence le prix des billes élaguées des peuplements d'épicéa à large espacement pourrait se situer nettement en-dessous de ce qu'il était dans le passé, et dans le cas des peuplements de pin sylvestre il pourrait même devenir négatif, ceux-ci fournissant toujours les mêmes rentes annuelles que les peuplements classiques. Si l'on prend en compte l'équivalent de garantie et le manque de revenu possible, au taux de 2%, c'est la pratique sylvicole classique de l'épicéa qui est la plus avantageuse. Si l'on passe, dans les mêmes hypothèses, au taux de 3%, c'est l'épicéa à large espacement qui est avantageux. En revanche, pour tous les paramètres envisagés, les peuplements de pin sylvestre menés à large espacement surpassent les peuplements aménagés classiquement.

R. K.

## 8. Literaturverzeichnis

ABETZ, P. (1972): Zur waldbaulichen Behandlung der Kiefer in der nordbadi-schen Rheinebene. *AFZ* 27: 591–594.  
 ABETZ, P. (1976): Beiträge zum Baumwachstum. Der h/d-Wert-mehr als ein Schlankheitsgrad. *Der Forst- und Holzwirt* 31(19): 389–393.

ABETZ, P. (1987): Das „Solitärprogramm 1987“, Ein Beitrag zur forstlich-relevanten Umweltkontrolle. *AFZ* 42(45): 1172.  
 ABETZ, P. und E. KÜNSTLE (1991): Wald, (Baum-) Wachstum und Umwelt. *Forst und Holz* 46(7): 163–166.  
 ABETZ, P. und R. LÄSSIG (1989): Erfreuliches Echo auf das „Solitärprogramm 1987“. *AFZ* 44(27): 714–716.  
 ASSMANN, E. und F. FRANZ (1963): Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (Hrsg.): Hilfstafeln für die Forsteinrichtung. Auflage 1990: 52–87.  
 BAMBERG, G. und A. D. COENENBERG (2006): Betriebswirtschaftliche Entscheidungslehre, WISO Kurzlehrbücher, Reihe Betriebswirtschaft. München, 13. Auflage 2006.  
 BARRETO, H. und F. M. HOWLAND (2006): Introductory Econometrics, Using Monte Carlo Simulation with Microsoft Excel. New York, 1. Auflage 2006.  
 BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1993): Grundsätze zur waldbaulichen Behandlung der Fichte im bayerischen Staatswald, Anlage zum LMS vom 15.5.1993. München.  
 BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1995): Pflegegrundsätze für die Kiefer. München, Stand 1995.  
 BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1999): Richtlinie zur Wertastung und zur Pflege von Astungsbeständen. München, Stand Juni 1999.  
 BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1972–2004): Holzpreisstatistik für das Kalenderjahr..., für die Jahre 1972–2004. München.  
 BEINHOFER, B. (2007a): Angebotspreise für Fichtenstarkholz. *AFZ-DerWald* 62(10): 538–540.  
 BEINHOFER, B. (2007b): Zum Einfluss von Risiko auf den optimalen Ziel-durchmesser der Fichte. *Forstarchiv* 78(4): 117–124.  
 BEINHOFER, B. und T. KNOKE (2007a): Fichtenastung als Beitrag zur Produkt-diversifikation? *Forstarchiv* 78(5): 150–157.  
 BEINHOFER, B. und T. KNOKE (2007b): Finanzielle Konsequenzen der Fichtenastung. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 178(9/10): 157–164.  
 BERGMANN, J.-H. (2006): Auswirkungen der weitständigen Erziehung auf vor-wüchsige Kiefern in Kieferndickungen. *AFZ-DerWald* 61(19): 1044–1045.  
 BERGMANN, J.-H. und W.-H. V. D. WENSE (2003): Denkanstöße: IV. Die weit-ständige Begründung der Kiefer mit anschließender Grünastung. *Forst und Holz* 58(10): 298–300.  
 BERTSIMAS, D., G. J. LAUPRETE und A. SAMAROV (2004): Shortfall as a risk measure: properties, optimization and applications. *Journal of Economic Dynamics & Control* 28: 1353–1381.  
 BUES, C.-T. (1996): Zur Holzqualität weitständig gepflanzter und „geschnei-telter“ Fichten aus dem Frankenwald. *Forst und Holz* 51(2): 45–49.  
 BÜHLER, W., O. KORN und A. SCHMIDT (1998): Ermittlung von Eigenkapitalanforderungen mit „Internen Modellen“, Eine empirische Studie zur Messung von Zins-, Währungs- und Optionsrisiken mit Value-at-Risk-Ansätzen. *Die Betriebswirtschaft* 58: 64–85.  
 BURSCHEL, P. und J. HUSS (1997): Grundriß des Waldbaus, Ein Leitfaden für Studium und Praxis. Berlin, 2. Auflage 1997.  
 BURSCHEL, P., C. BOEDICKER und Ch. AMMER (1994): Kiefernbeschaffung, Moderne Kiefernwirtschaft, dargestellt am Beispiel eines Bestandes in der bayerischen Oberpfalz. *Der Wald Berlin* 44(3): 82–85, 116–119.  
 BURSCHEL, P., J. KLUMPERS und F. BINDER (1989): Durchforstung und Ästung in einem Kiefernbestand. *AFZ* 44(16/17): 415–418.  
 DIETER, M. (1997): Berücksichtigung von Risiko bei forstbetrieblichen Ent-scheidungen, Schriften zur Forstökonomie Band 16. Frankfurt am Main.  
 DIETER, M. (2001): Land expectation values for spruce and beech calculated with Monte Carlo modelling techniques. *Forest Policy and Economics* 2(2): 157–166.  
 DITTRICH, K. (1986): Realistische Zielstrukturen forstlicher Betriebsklassen auf der Grundlage langfristiger Waldentwicklung – ein Beitrag zur Objektivierung der Nachhaltregelung. Dissertation. Dresden.  
 EST (2000): Tarifvertrag über die Entlohnung von Holzernarbeiten nach dem Erweiterten Sortentarif (EST) vom 3. Mai 1979 in der Fassung des Änderungs-TV Nr. 17 vom 19. September 2000.  
 GEHRHARDT, E. (1921): Ertragstafel Kiefer – mittelstarke Durchforstung. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (Hrsg.): Hilfstafeln für die Forsteinrichtung. Auflage 1990: 98–102.  
 GERBER, H. U. und G. PAFUMI (1998): Utility Functions: From Risk Theory to Finance. *North American Actuarial Journal* 2(3): 74–100.  
 GRAMMEL, R. (1990): Zusammenhänge zwischen Wachstumsbedingungen und holztechnologischen Eigenschaften der Fichte. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 109: 119–129.  
 HASENAUER, H., E. STAMPFER, CH. ROHRMOSER und H. STERBA (1994): Solitär-dimensionen der wichtigsten Baumarten Österreichs. *Österreichische Forst-zeitung* 105(3): 28–29.  
 HEIDINGSFELDER, A. und T. KNOKE (2004): Douglasie versus Fichte, Ein betriebswirtschaftlicher Leistungsvergleich auf Grundlage des Provenienz-versuches Kaiserslautern, Schriften zur Forstökonomie Band 26. Frankfurt am Main.  
 HEIL, K. (1970): Grünastung an Fichte. *AFZ* 25: 256–258.



- HERBSTRIIT, S. und U. KOHNLE (2006): Das Solitärprogramm 1987; Rückblick, Stand, erste Ergebnisse. *AFZ-DerWald* **61**(20): 1080–1083.
- HILF, H. H. (1933): Deutsche Wertholzerzeugung. *Forstarchiv* **9**(18): 291–297.
- HUSS, J. (1983): Durchforstung in Kiefernjungbeständen. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* **102**: 1–17.
- HUSS, J. (1990): Zur Durchforstung engbegründeter Fichtenjungbestände. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* **109**: 101–118.
- HUSS, J. (1991): Exkursionsführer für den Kiefern-Jungdurchforstungsversuch Burglengenfeld (1976). Exkursionsführer. Freiburg.
- JORION, P. (2001): *Value at Risk*. New York, 2. Auflage New York.
- KAHN, M. und H. PRETZSCH (1997): Das Wuchsmodell SILVA-Parametrisierung der Version 2.1 für Rein- und Mischbestände aus Fichte und Buche. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* **168**: 115–123.
- KELLER, W. und F. PFÄFFLI (1987): Zuwachsverhältnisse in zwei Fichtenbeständen nach Grünastung. *Mitteilungen der eidgenössischen Anstalt für das forstliche Versuchswesen* **63**(1): 56–80.
- KENK, G. (1988): Fichtenwirtschaft ohne Vornutzung? Das Beispiel eines 115-jährigen Bestandes im Wuchsgebiet Schwäbische Alb. *AFZ* **43**(30): 837–839.
- KENK, G. (1990): Fichtenbestände aus Weitverbänden Entwicklung und Folgerungen. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* **109**: 86–100.
- KNIGGE, W. (1961): Der Einfluss verschiedener Wuchsbedingungen auf Eigenschaften und Verwertbarkeit des Nadelholzes. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* **132**: 149–156.
- KNOKE, T., M. MOOG und N. PLUSZYK (2001): On the effect of volatile stumpage prices on the economic attractiveness of a silvicultural transformation strategy. *Forest Policy and Economics* **2**: 229–240.
- KNOKE, T., B. STIMM, Ch. AMMER und M. MOOG (2005): Mixed forests reconsidered: A forest economics contribution on an ecological concept. *Forest Ecology and Management* **213**: 102–116.
- KOBELT, H. und P. SCHULTE (1985): *Finanzmathematik, Methoden, betriebswirtschaftliche Anwendungen und Aufgaben mit Lösungen*. Berlin, 3. Auflage 1985.
- KUBLIN, E. und G. SCHARNAGEL (1988): *Verfahrens- und Programmbeschreibung zum BWI-Unterprogramm BDAT*. Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg.
- LÄSSIG, R. (1991): *Wachstum von Fichtenolitären [Picea abies (L.) Karst.] in Südwestdeutschland*. Dissertation. Freiburg.
- LÜCKE (1968): Grünastung der Kiefer. *Der Forst- und Holzwirt* **20**: 421–423.
- MÄKINEN, H. und S. HEIN (2006): Effekt of wide spacing on increment and branch properties of young Norway spruce. *European Journal of Forest Research* **125**: 239–248.
- METZLER, B. (1997): Infektionsrisiko und Überwallungszeit bei grüנגeästeten Fichten. *AFZ-DerWald* **52**(3): 149–151.
- MÖHRING, B. (1994): *Über ökonomische Kalküle für forstliche Nutzungsentscheidungen, Schriften zur Forstökonomie, Band 7*. Frankfurt am Main.
- MOSANDL, R. und T. KNOKE (2002): Produktion von Fichtenqualitätsholz durch Astung, Waldbauliche und wirtschaftliche Aspekte. *AFZ-DerWald* **57**(3/2002): 120–123.
- MOSANDL, R., C.-T. BUES, W. HANNIG und G. WALTHER (1995): Geästete Fichten im Frankenwald als Leitbild für die künftige Fichtenerziehung, Waldbau und Holzqualität. *AFZ-DerWald* **50**(24): 1300–1306.
- OLISCHLÄGER, K. (1970a): Fichtenfurniere nach Wertästung. *AFZ* **25**: 251–254.
- OLISCHLÄGER, K. (1970b): Zur Wertästung der Fichte. *Forstarchiv* **41**(12): 241–245.
- PECHMANN, V. H. (1974): Der Einfluss der Durchforstung auf die Holzqualität. *Forstarchiv* **45**: 34–38.
- PFLAUMER, P. (1995): *Investitionsrechnung*. München, 2. Auflage 1995.
- PODDIG, T., U. BRINKMANN und K. SEILER (2005): *Portfolio Management, Konzepte und Strategien, Theorie und praxisorientierte Anwendungen mit Excel*. Bad Soden.
- POZNANSKI, R. (1973): Las jako układ i macierz prawdopodobienstwa przejsc. *Sylwan* **117**(5): 29–38.
- PRETZSCH, H., T. SEIFERT und R. SCHERMER (2002): Das Baumwachstum von kronenspannungsfrei gewachsenen Fichten, unter besonderer Berücksichtigung der Auswirkungen auf die Stammholzeigenschaften und der forstökonomischen Konsequenzen. Abschlussbericht. Freising.
- PRETZSCH, H., H. UTSCHIG und M. NICKEL (2001): *Fichten-Solitärversuch Traunstein 639*, Exkursionsführer. Freising.
- RAU-BREDOW, H. (2001): Überwachung von Marktpreisrisiken durch Value at Risk. *Wirtschaftswissenschaftliches Studium* **30**: 315–319.
- RAU-BREDOW, H. (2002a): Value at Risk, Normalverteilungshypothese und Extremwertverhalten. *Finanz Betrieb, Zeitschrift für Unternehmensfinanzierung und Finanzmanagement* **3**(Oktober 2002): 603–607.
- RAU-BREDOW, H. (2002b): Value at Risk, Expected Shortfall, and Marginal Risk Contribution. SZEGO, G. (ed.): *Risk Measures for the 21st Century*: 61–68. Wiley 2004.
- RECK, P. (2002): *Das Baumwachstum von kronenspannungsfrei gewachsener Fichten (Picea abies (L.) Karst.) unter besonderer Berücksichtigung der holztechnologischen Eigenschaften*. Dissertation. Freiburg.
- REISSNER, A. (2007): Mitteilung per e-mail.
- SAGEMÜLLER, Ch. D. (2006): *Wachstumsanalysen an Fichten; Solitärprogramm 1987*. *AFZ-DerWald* **61**(20): 1083–1084.
- SCHREYER, G. (1986): *Umtriebszeiten für Fichte und Kiefer aus Sicht der Bayerischen Staatsforstverwaltung*. *AFZ* **41**(21): 517–519.
- SEELING, U., P. RECK, G. BECKER und M. BÜCKING (2004): Zur Qualität von Furnieren und Schnitthölzern, hergestellt aus geästeten, langkronigen und stark dimensionierten Fichten. *Forst und Holz* **59**(2): 63–68.
- SEIFERT, T., H. PRETZSCH und M. BÜCKING (2003a): „Mittelwaldfichten“ aus dem Hochwald? Teil 1: Gestalt und Wachstum langkroniger Fichten. *Forst und Holz* **58**(13/14): 420–426.
- SEIFERT, T., H. PRETZSCH und M. BÜCKING (2003b): „Mittelwaldfichten“ aus dem Hochwald? Teil 2: Jahrringbreiten, Abholzigkeit und Astigkeit langkroniger Fichten. *Forst und Holz* **58**(15/16): 473–477.
- SENF, J. F., B. A. BENDTSEN und W. L. GALLIGAN (1985): Weak Wood, Fast-Grown Trees Make Problem Lumber. *Journal of Forestry* **83**: 476–484.
- SPREMANN, K. (1996): *Wirtschaft, Investition und Finanzierung*. München, 5. Auflage 1996.
- VANESLOW, K. (1956): Einfluss des Pflanzverbandes auf die Entwicklung reiner Fichtenbestände III. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* **75**: 193–207.
- WALDHERR, M. (1996): Die Pflege der Kiefernbestände in der Oberpfalz. *Forst und Holz* **51**(14): 462–466.
- WILHELM, G. J., H.-A. LETTER und W. EDER (1999a): Zielsetzungen und waldbauliche Prinzipien; Konzeption einer naturnahen Erzeugung von starkem Wertholz. *AFZ-DerWald* **54**(5): 232–233.
- WILHELM, G. J., H.-A. LETTER und W. EDER (1999b): Die Phase der Qualifizierung. *AFZ-DerWald* **5**(5): 234–236.
- WILHELM, G. J., H.-A. LETTER und W. EDER (1999c): Die Phase der Dimensionierung; Konzeption einer naturnahen Erzeugung von starkem Wertholz. *AFZ-DerWald* **54**(5): 236–238.
- WÖHE, G. (2005): *Einführung in die Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Vahlens Handbücher der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*. München, 22. Auflage 2005.

# Vielfältige Baumschicht – reichhaltige Verjüngung? Zur Naturverjüngung von artenreichen Laubwäldern im Nationalpark Hainich

(Mit 5 Abbildungen und 5 Tabellen)

Von A. MÖLDER<sup>1,\*</sup>, M. BERNHARDT-RÖMERMANN<sup>1</sup> und W. SCHMIDT<sup>1</sup>

(Angenommen Mai 2008)

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Naturverjüngung; Wildverbiss; Fagus sylvatica; Buchen-Edellaubholz-Mischbestand; Bestandesstruktur; Shannon-Index; Artenprofilindex; Biodiversität; Witterungsschutz.*

*Natural regeneration; deer browsing; Fagus sylvatica; mixed stands of beech and noble hardwoods; stand structure; Shannon index; species profile index; biodiversity; thermal cover.*

## 1. EINLEITUNG

Zahlreiche forstliche Publikationen beschäftigen sich mit der Frage, wie sich der Klimawandel auf die Zukunft der mitteleuropäischen Wälder auswirken wird (z. B.: WAGNER, 2004; AMMER et al., 2005; BOLTE und IBISCH, 2007; KÖLLING et al., 2007). Um auf die künftig veränderten Wuchsbedingungen vorbereitet zu sein, wird aus Gründen der Risikominimierung insbesondere die Entwicklung von Mischbeständen sowie naturnahen Wäldern empfohlen. Dies beinhaltet vielerorts eine Erhöhung des Laubholz-, vor allem des Buchenanteils (KNOKE et al., 2005; SPIECKER, 2006). Aus Kostengründen, aber auch aufgrund einer besseren Anpassung des autochthonen Baumnachwuchses an lokale Begebenheiten soll, soweit möglich, auf Naturverjüngung zurückgegriffen werden (CZAJKOWSKI et al., 2006; RÖHRIG et al., 2006; BOLTE und IBISCH, 2007). Hierbei liegt es nahe, sich an der Struktur und den Wuchsbedingungen der Naturverjüngung in bereits vorhandenen naturnahen Laubmischwäldern zu orientieren.

Entsprechende buchendominierte Wälder finden sich in Mittelgebirgen auf basenreichen Standorten mit guter Wasserversorgung. Gut bekannt aus vielen Untersuchungen und waldbaulichen Experimenten insbesondere in Buchen-Edellaubholz-Mischwäldern auf Kalkstandorten ist die Reaktion der Naturverjüngung auf Auflichtung (z. B. SCHMIDT, 1996, 1997; LAMBERTZ und SCHMIDT, 1999; KOMPA und SCHMIDT, 2006; PETRITAN et al., 2007). Demgegenüber sind die Erkenntnisse über Kausalzusammenhänge zwischen Baumschicht- und Verjüngungsdiversität unter dem geschlossenen Kronendach bisher eher gering. Gleiches gilt für die Beziehungen zwischen Bestandesdiversität und Verbissintensität. Im thüringischen Nationalpark Hainich mit seinen ausgedehnten, seit Jahrzehnten ungenutzten Buchenbeständen und Laubmischwäldern (MÖLDER et al., 2006) wurde im Rahmen des DFG-Graduiertenkollegs 1086 „Die Bedeutung der Biodiversität für Stoffkreisläufe und biotische Interaktionen in temperaten Laubwäldern“ diesen noch offenen Fragen nachgegangen.

Sowohl Diversität als auch Quantität der Naturverjüngung werden zunächst durch das Artenspektrum und die Samenproduktion in der Baumschicht beeinflusst. Auf lange Sicht bedeutender für die Etablierung, Menge und Diversität des Jungwuchses sind jedoch die Faktoren, welche die Umweltbedingungen am Waldboden bestimmen (TOPOLIANZ und PONGE, 2000). Insbesondere die Struktur und Artenzusammensetzung der Baumschicht wirkt sich auf die Nährstoff-, Wasser- und Strahlungsversorgung des

Baumnachwuchses aus (LÉGARÉ et al., 2002; AUGUSTO et al., 2003; BARBIER et al., 2008; MÖLDER et al., 2008a). So werden die Keimung und das Wachstum der Jungbäume stark von Bodenazidität und Nährstoffvorräten beeinflusst, auf die wiederum die Zusammensetzung der Laubstreu großen Einfluss ausübt (FAUST, 1963; TOPOLIANZ und PONGE, 2000; KERR und CAHALAN, 2004; BRÖTJE und SCHMIDT, 2005). Unterschiede der Baumarten in Interzeption, Transpiration und im Wasserverbrauch führen zu Divergenzen im Wasserangebot von Rein- und Mischbeständen (HÖLSCHER et al., 2005; KRÄMER und HÖLSCHER, 2009). Dies ist für die von Natur aus vorherrschende Buche entscheidend, die in der Verjüngungsphase empfindlich auf Trockenheit reagiert (CZAJKOWSKI et al., 2005, 2006). Schließlich begünstigt ein größerer Lichtgenuss Wachstum und Diversität von Naturverjüngungen (SCHMIDT, 1996, 1997; LAMBERTZ und SCHMIDT, 1999; PETRITAN et al., 2007), wobei die Lichtdurchlässigkeit des Kronendaches baumartenspezifisch ist (VAN OIJEN et al., 2005; BARBIER et al., 2008). Insbesondere Buchenkronen, aber auch dicht geschlossene Bestände mit Esche, Hainbuche und Linde lassen nur 1–3% des Tageslichtes auf den Waldboden gelangen, während Eichenkronen mit 10% eine deutlich höhere Lichtdurchlässigkeit zeigen (ELLENBERG, 1996; HAGEMIER, 2001; BARBIER et al., 2008).

Für die Etablierung von Naturverjüngung spielt unter den biologischen Interaktionen neben der Konkurrenz mit der krautigen Waldbodenvegetation (MORRIS et al., 1993; COLL et al., 2004) und Altbäumen (FALKENGREN-GRERUP und TYLER, 1993; LEUSCHNER et al., 2004; CZAJKOWSKI et al., 2005) der Wildverbiss eine herausragende Rolle (RAESFELD et al., 1985; STUBBE, 1997; ROTH, 1996). Die Habitatqualität für verbissrelevantes Schalenwild und somit auch die Verbissintensität werden zum einen durch Nahrungsangebot und -qualität beeinflusst (GILL et al., 1996; SCHMIDT, 2004; GILL, 2006), zum anderen von nahrungsunabhängigen Faktoren wie Deckung und Witterungsschutz (REIMOOSER und GOSSOW, 1999). Steigt die Habitatqualität mit zunehmender Baumschichtdiversität an, so ist ein größerer Verbissdruck zu erwarten.

In dieser Studie soll folgenden Fragen nachgegangen werden:

- Spiegelt sich in der Diversität der Verjüngung die Diversität der Baumschicht wider?
- Welche Standortfaktoren, die von der Diversität der Baumschicht beeinflusst werden können (Streuaufgabe, pH-Wert, Bodenfeuchte, Licht, Deckungsgrad der Krautschicht) wirken sich auf Individuenzahl, Diversität und Wuchsverhalten des Jungwuchses aus?
- Wirkt sich unterschiedliche Baumartendiversität auf den Schalenwildverbiss aus?

## 2. MATERIAL UND METHODEN

### 2.1 Untersuchungsgebiet

Die Untersuchungsflächen befinden sich im südöstlichen Teil des thüringischen Nationalparks Hainich nahe der Ortschaft Weberstedt (51°05'28"N, 10°31'24"O) in einer Höhe über dem Meeresspiegel von rund 350 m. Das Klima kann als subatlantisch mit kontinentalem Einfluss charakterisiert werden, der Jahresniederschlag beträgt im Mittel 630 mm und die Jahresdurchschnitts-

<sup>1</sup>) Georg-August-Universität Göttingen, Abteilung Waldbau und Waldökologie der gemäßigten Zonen, Büsgenweg 1, D-37077 Göttingen.

<sup>\*</sup>) Korrespondierender Autor: ANDREAS MÖLDER. Telefon: +49 551 39-3672. Fax: +49 551 39-3270. E-Mail: [andreas.moelder@forst.uni-goettingen.de](mailto:andreas.moelder@forst.uni-goettingen.de)

temperatur 7,7°C. Auf mit Lösslehm überdecktem Oberem Muschelkalk herrscht Parabraunerde, die zum Teil pseudovergleyt ist (World Reference Base for Soil Resources: (stagnic) Luvisol), als Bodentyp vor. Nach einer jahrhundertelangen, oft unregelmäßigen Mittelwaldwirtschaft wurden die Waldbestände ab der Mitte des 19. Jahrhunderts zumeist als Plenterwald bewirtschaftet (SCHMIDT et al., 2009). Seit Einrichtung der Truppenübungsplätze „Weberstedt“ und „Kindel“ im Jahre 1964 konnten sich ungestört naturnahe Wälder entwickeln, die seit der Gründung des Nationalparks Hainich im Jahre 1997 besonderen Schutz genießen. Waldgesellschaften im Bereich der Untersuchungsflächen sind das Galio-Fagetum, das Hordelymo-Fagetum und das Stellario-Carpinetum (MÖLDER et al., 2006). Als Dichten der verbissrelevanten Schalenwildarten werden vom Nationalpark Hainich ein Stück Rotwild (*Cervus elaphus*), drei Stück Damwild (*Dama dama*) sowie 12-15 Stück Rehwild (*Capreolus capreolus*) pro 100 ha angegeben (mdl. Mitt. H. HÜTHER).

## 2.2 Untersuchungsaufbau, Datenerhebung und -analyse

### 2.2.1 Auswahl der Versuchsflächen und Aufnahme der Baumschicht

Für diese Studie wurden Daten von 21 Untersuchungsflächen mit jeweils 2.500 m<sup>2</sup> (50 m x 50 m) Größe verwendet, die einen Gradienten von reinen Buchenbeständen hin zu Beständen mit bis zu elf Laubholzarten beschreiben (Tab. 1). Neben der Buche (*Fagus sylvatica*) kamen Esche (*Fraxinus excelsior*), Winterlinde (*Tilia cordata*), Sommerlinde (*Tilia platyphyllos*), Bergahorn (*Acer pseudoplatanus*), Spitzahorn (*Acer platanoides*), Traubeneiche (*Quercus petraea*) und Hainbuche (*Carpinus betulus*) als Hauptbaumarten vor. Daneben waren Stieleiche (*Quercus robur*), Vogelkirsche (*Prunus avium*), Bergulme (*Ulmus glabra*), Feldahorn (*Acer campestre*) und Elsbeere (*Sorbus torminalis*) mit wenigen Exemplaren vertreten. Alle Untersuchungsflächen zeichneten sich jeweils durch ebenes Gelände in übereinstimmender Höhenlage, eine ca. 60 cm mächtige Lösslehmauflage, hiebsreife Bestände ohne Nutzung in den vergangenen vier Jahrzehnten sowie einheitliche Bestandesstruktur aus (MÖLDER et al., 2008a). Es dominierten Bäume im Alter von ungefähr 100 Jahren, jedoch fand sich aufgrund der einstigen Plenterwaldbewirtschaftung eine breite Altersklassenspanne (SCHMIDT et al., 2009). Zur Beschreibung der Baumschichtdiversität wurde nach Bestandesvollaufnahmen für jede Untersuchungsfläche neben dem Baumartenreichtum (Zahl der Baumarten in der Baumschicht) der Shannon-Diversitätsindex  $H'$  gemäß Formel 1 bestimmt (MAGURRAN, 2004). Zudem wurde der Artenprofilindex  $A$  nach PRETZSCH (1996) berechnet.  $A$  ist eine Erweiterung des Shannon-Indexes  $H$  zu einem Diversitätsmaß für die vertikale Bestandesstruktur und wird gemäß Formel 2 berechnet. Es wurden drei Höhenzonen von 0–50%, 50–80% sowie 80–100% der Bestandesmaximalhöhe unterschieden (PRETZSCH, 1996).

$$H' = - \sum_{i=1}^S p_i \ln p_i \quad \text{mit} \quad p_i = \frac{n_i}{N} \quad (1)$$

$S$  Anzahl der Baumarten  
 $p_i$  Anteil der Bäume der Art  $i$   
 $n_i$  Stammzahl der Art  $i$   
 $N$  Gesamtstammzahl

$$A = - \sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^Z p_{ij} \ln p_{ij} \quad \text{mit} \quad p_{ij} = \frac{n_{ij}}{N} \quad (2)$$

$S$  Anzahl der Baumarten  
 $Z$  Anzahl der Höhenzonen  
 $p_{ij}$  Anteil der Bäume der Art  $i$  in der Höhenzone  $j$   
 $n_{ij}$  Stammzahl der Art  $i$  in der Höhenzone  $j$   
 $N$  Gesamtstammzahl

### 2.2.2 Aufnahme der Verjüngung

Auf den 21 Untersuchungsflächen wurden vier bzw. sechs repräsentative, randomisiert verteilte Stichprobenflächen zur Verjüngungsaufnahme angelegt (Tab. 2). Jeweils sechs Stichprobenflächen wurden auf solchen Untersuchungsflächen eingerichtet, die als Intensivflächen des Graduiertenkollegs 1086 weiteren Untersuchungen dienen (MÖLDER et al., 2006). Die Größe der Stichprobenflächen bemaß sich nach der Dichte des vorgefundenen Jungwuchses (Spanne: 4.267 Sämlinge/ha bis 232.500 Sämlinge/ha) und war zwischen den Untersuchungsflächen unterschiedlich. Innerhalb jeder Untersuchungsfläche war die Größe der Stichprobenflächen einheitlich (PRETZSCH, 2002). Der Begriff „Sämling“ schließt in dieser Studie auch Stockausschlag und Wurzelbrut mit ein. Aufgenommen wurden alle Sämlinge (bzw. Jungbäume) bis zum maximal vorkommenden Wurzelhalsdurchmesser von 2,69 cm, die zumindest einmal als Spross überwintert hatten, also keine Keimlinge mehr waren (DRÖSSLER und LÜPKE, 2007). Im Mittel sollte jede Stichprobenfläche einer Untersuchungsfläche mindestens 50 Sämlinge enthalten, als größtmögliche Flächengröße wurden jedoch 25 m<sup>2</sup> (5 m x 5 m) festgelegt. Nach Begutachtung der Verjüngungsverhältnisse im Gelände wurden neben Stichprobenflächen von 25 m<sup>2</sup> Größe solche von 6,25 m<sup>2</sup> (2,5 m x 2,5 m) und 2 m<sup>2</sup> (1 m x 2 m) eingerichtet. Die Erstaufnahme der Verjüngung fand im Oktober 2005 statt. Insbesondere durch Windwurf infolge des Orkans Kyrill am 18.1.2007 wurden einige Untersuchungsflächen gestört. In den Jahren 2006 und 2007 wurden auf den Untersuchungsflächen, deren Baumschicht gegenüber dem Vorjahr keine Störung erfahren hatte, ebenfalls im Oktober Wiederholungsaufnahmen der Verjüngung durchgeführt. So konnte für 14 Untersuchungsflächen eine Zeitreihe über drei Jahre erstellt werden. Bei den Verjüngungsaufnahmen wurde neben Baumart, Pflanzenhöhe und Wurzelhalsdurchmesser der Verbiss der jüngsten Jahrestriebe bzw. des Leittriebs notiert. Für jede Untersuchungsfläche wurde die Zahl der auf den Stichprobenflächen vorgefundenen Sämlinge auf den Hektar hochgerechnet. Um die Verjüngungsdiversität zu charakterisieren, wurden analog zum Vorgehen bei der Baumschicht Artenreichtum sowie der Shannon-Index  $H'$  bestimmt.

### 2.2.3 Standortsfaktoren

Am Außenrand jeder Stichprobenfläche wurde eine Mischprobe (jeweils vier Einstiche) aus den obersten 10 cm des Mineralbodens entnommen und im Labor der pH-Wert (H<sub>2</sub>O) dieses Horizontes bestimmt. An jedem Einstich wurde die Mächtigkeit der Streuauflage (nur O<sub>1</sub> und O<sub>f</sub>; O<sub>h</sub> war nicht vorhanden) direkt im Bestand mit dem Lineal gemessen. Als Humusformen wurden L-Mull, F-Mull sowie vereinzelt mullartiger Moder angesprochen. Für jede Stichprobenfläche wurde der Deckungsgrad der Krautschicht (ohne Gehölze/Naturverjüngung) jeweils im Frühling und Sommer 2005 prozentual geschätzt und damit die saisonal unterschiedliche Konkurrenzsituation in der Bodenvegetation erfasst (MÖLDER et al., 2006). Über der Verjüngungsschicht einer jeder Stichprobenfläche wurde durch mindestens 20 Einzelmessungen an Tagen mit gleichmäßig bewölktem Himmel und diffusen Strahlungsbedingungen die photosynthetisch aktive Strahlung (PAR) mit LI-190 Quantum-Sensoren (Licor, Nebraska, USA) bestimmt. Je Einzelmessung wurde die relative Strahlungsintensität berechnet [PAR Bestand/PAR nächste Freifläche\*100]. Zur Beschreibung des Wasserhaushaltes wurden die qualitativen Zeigerwerte für Feuchte nach ELLENBERG et al. (2001) auf der Basis von Vegetationsaufnahmen (MÖLDER et al., 2008a) bestimmt. Für jede Untersuchungsfläche wurden Mittelwerte der genannten Standortsfaktoren bestimmt (Tab. 1).

### 2.2.4 Statistische Auswertung

Regressionsanalysen der Daten wurden mit Statistica 6.1 (STATSOFT, 2004) durchgeführt. Der Vergleich der Verjüngungshöhen erfolgte nach Prüfung von Gesamteffekten (Kruskal-Wallis-Test)

Tab. 1

Baumschicht und Standortfaktoren der Untersuchungsflächen im Hainich. Die Anordnung der Untersuchungsflächen folgt dem zunehmenden Baumartenreichtum, prozentuale Angaben für die Hauptbaumarten in der Baumschicht beziehen sich auf die Anteile an der Stammzahl. SE: Standardfehler. Die Lichtmessungen der Untersuchungsfläche 2 wurden bei der Auswertung nicht berücksichtigt, da diese aufgrund einer Gefährbaumfällung im Sommer 2005 nicht mehr repräsentativ waren.

Tree layer and site factors of the research sites in the Hainich. Research site ranking follows tree-layer species richness. Percent values of main tree-layer species are based on stems/ha. SE: standard error. Light data of research site 2 were not considered since an unsafe tree was removed in summer 2005.

Untersuchungsfläche	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
<b>Baumschicht</b>																						
Artenreichtum	1	3	3	4	4	4	4	5	5	6	6	6	6	7	7	7	7	7	9	9	10	11
Shannon-Index H'	0,00	0,51	0,48	0,31	0,51	0,17	0,99	0,88	0,88	1,40	0,92	0,95	1,56	0,99	1,11	1,00	1,41	1,40	1,63	1,70	1,69	1,90
Artenprofilindex A	0,00	1,14	0,99	0,77	1,97	0,43	2,02	2,02	2,27	3,35	2,46	2,67	3,82	2,72	2,96	2,72	3,16	3,75	3,41	3,27	4,43	4,92
Stammzahl pro ha	220	216	512	428	224	240	240	212	412	436	776	368	340	532	660	360	468	488	332	324	392	484
<i>Fagus sylvatica</i> [%]	100,0	83,3	87,5	93,5	87,5	96,7	64,2	75,7	75,7	47,7	73,7	73,9	59,4	59,4	60,6	67,8	41,9	36,1	2,4	3,7	3,1	13,2
<i>Acer pseudoplatanus</i> [%]				1,9	5,4	1,7	1,9	1,9	2,9	1,8	1,5	3,3	4,7	1,5	1,8	13,3	3,4	3,3	1,2	2,0	2,0	3,3
<i>Tilia cordata</i> [%]			8,6		3,6		5,7	5,7	13,6	22,0	5,7	5,4	40,0	2,3	9,1	3,3	30,8	41,8	22,9	35,8	24,5	25,6
<i>Fraxinus excelsior</i> [%]			1,6	1,9					2,9	13,8	12,9	9,8	12,9	33,1	24,2	2,2	16,2	7,4	13,3	16,0	7,1	28,1
<i>Tilia platyphyllos</i> [%]			2,3	2,8					1,0	11,0	5,2	27,1	1,5	1,5	3,0		3,4	3,3	41,0	16,0	42,9	12,4
<i>Acer platanoides</i> [%]		1,9			3,6				2,9	3,7	1,0	6,5	4,7	0,8	0,6		0,9	5,7	6,0	2,5	4,1	1,7
<i>Carpinus betulus</i> [%]												1,1	4,7		0,6		3,4	0,8	10,8	12,3	9,2	9,1
<i>Quercus petraea</i> [%]		14,8				1,7	24,5	1,0							0,6	13,3		0,8				
<b>Umweltparameter</b>																						
rel. Beleuchtungsstärke [%]	2,7	-	1,1	1,0	2,2	2,1	2,4	1,0	1,0	0,9	0,8	1,0	1,6	0,8	1,3	1,1	0,7	1,2	1,4	1,7	1,5	1,1
SE von rel. Beleuchtungsstärke	0,1	-	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
pH H <sub>2</sub> O	4,6	4,9	5,1	5,1	5,6	4,8	4,6	5,8	6,1	6,1	5,9	5,6	6,4	6,2	6,3	5,5	6,7	5,8	6,5	6,1	6,5	6,5
SE von pH H <sub>2</sub> O	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,2	0,1	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1
Streunauflage [cm]	5,3	4,5	4,5	3,8	3,4	4,6	4,5	2,2	2,2	2,2	2,4	2,3	1,9	2,8	1,6	3,1	2,6	2,7	1,9	1,9	1,9	1,9
SE von Streunauflage [cm]	0,6	0,5	0,2	0,4	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,4	0,2	0,1	0,4	0,2	0,1	0,4	0,1	0,4	0,2	0,4	0,1
Ellenberg-Zeigerwert Feuchte	5,2	4,9	5,8	5,7	5,4	5,2	5,4	5,3	5,5	5,5	5,3	5,5	5,4	5,5	5,4	5,5	5,4	5,4	5,5	5,5	5,5	5,4
Krautschichtdeckung [%], Frühjahr	43,8	23,8	72,5	86,3	91,3	10,5	71,3	77,5	77,5	77,5	83,8	75,0	80,0	85,0	82,5	63,8	76,3	78,8	77,5	81,3	80,0	82,5
Krautschichtdeckung [%], Sommer	4,6	12,5	2,6	12,4	4,2	1,0	3,0	30,4	3,4	3,4	1,0	3,0	35,1	47,1	59,0	1,0	8,8	6,8	16,6	32,6	36,4	53,0

Tab. 2

**Verjüngung und Verbiss im Jahre 2005. Anordnung der Untersuchungsflächen analog zu Tab. 1. WHD: Wurzelhalsdurchmesser, SE: Standardfehler, HBA: Hauptbaumarten in der Verjüngung. Regeneration and browsing in 2005. Research site ranking according to Tab. 1. WHD: Root collar diameter, SE: standard error, HBA: Main tree species of regeneration.**

Untersuchungsfläche	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
Anzahl Stichprobenflächen	6	6	4	6	4	4	4	4	6	6	4	4	6	4	4	6	4	6	4	6	4	
<b>Verjüngung</b>																						
Artenreichtum	5	7	6	5	5	3	7	5	7	5	5	7	7	8	6	4	5	8	8	10	7	
Shannon-Index H'	0,84	1,08	0,54	1,12	1,07	0,64	1,33	1,25	1,43	1,32	1,24	1,16	1,21	1,43	0,99	1,27	1,19	1,14	1,29	1,48	1,75	
Sämlinge pro ha	4,267	29,867	66,800	11,467	80,800	15,000	80,800	81,200	220,833	19,000	95,600	146,250	166,667	19,500	116,800	90,667	89,600	232,500	134,400	117,333	40,000	
<i>Acer pseudoplatanus</i> [%]	20,3	15,2	4,8	18,0	59,4	78,0	29,7	36,0	23,0	19,3	50,6	41,9	11,0	11,3	69,2	33,2	42,9	15,8	13,4	13,4	16,0	
<i>Fraxinus excelsior</i> [%]	1,6	8,9	88,0	56,4	1,5	4,7	7,4	23,2	22,3	11,2	16,7	45,3	16,0	29,7	14,7	27,1	21,9	9,3	56,3	44,8	15,0	
<i>Acer platanoides</i> [%]	71,9	6,3	3,0	20,9	10,9	20,9	4,0	36,0	40,0	34,4	22,2	6,0	61,0	37,9	2,4	32,6	31,7	65,2	20,2	28,2	33,0	
<i>Fagus sylvatica</i> [%]		66,3	2,4	4,1	25,2	17,3	49,5	3,4	11,7	34,7	9,6	7,5	17,9	10,3	7,1	3,1	3,1	4,7	2,3	2,0		
<i>Tilia cordata</i> [%]		2,9	1,2	0,6	3,0		2,0	1,5	0,4	0,4	0,8	0,9	2,5	0,5	3,1			1,4	1,4			
<i>Tilia platyphyllos</i> [%]							6,4	1,5	0,4			0,9	1,5	0,5			0,4	1,8	3,0	1,8	15,0	
<i>Carpinus betulus</i> [%]									1,1			3,4						0,4	3,6	1,4	10,0	
<i>Acer campestre</i> [%]		0,2	0,6									0,9		0,5	0,3			0,4	2,2	5,9		
<i>Prunus avium</i> [%]	3,1											1,7	0,5					0,7	1,2	0,2	9,0	
<i>Ulmus glabra</i> [%]																						
<i>Quercus petraea</i> [%]																						
<i>Sorbus aucuparia</i> [%]							1,0												0,3			
mittl. Höhe [cm]	20,9	18,7	13,6	16,0	27,5	19,2	31,7	29,6	20,8	16,6	23,6	16,3	19,8	18,7	24,7	19,9	19,5	12,9	16,1	17,3	32,8	
SE von Höhe	1,9	0,4	0,4	0,4	1,0	0,5	1,4	2,6	1,0	0,5	1,1	0,6	2,0	0,7	0,8	0,4	0,4	0,3	0,4	0,5	4,7	
mittl. WHD [cm]	0,3	0,3	0,2	0,2	0,4	0,3	0,2	0,4	0,3	0,2	0,3	0,3	0,2	0,3	0,4	0,2	0,3	0,2	0,3	0,3	0,4	
SE von WHD	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,4	
H/D-Verhältnis	72,9	69,3	70,4	70,1	63,7	59,9	168,1	78,3	71,5	75,2	69,4	52,0	79,7	65,2	61,2	79,7	72,1	52,1	50,3	59,3	76,4	
<b>Verbiss</b>																						
Gesamtverbiss [%]	9,4	7,4	3,6	0,0	46,0	14,0	38,6	21,2	23,8	0,0	43,9	48,7	24,0	22,6	57,2	2,9	7,1	29,0	74,7	60,0	62,0	
Leittriebverbiss [%]	9,4	7,4	2,4	0,0	43,6	12,0	37,6	20,2	20,4	0,0	39,7	47,0	22,0	20,0	51,7	2,4	6,7	28,0	69,9	58,4	58,0	
Gesamtverbiss HBA [%] <sup>1</sup>																						
<i>Acer pseudoplatanus</i>	7,7	20,6	25,0	0,0	59,2	17,1	81,7	37,0	45,9	0,0	62,8	46,9	22,7	22,7	62,9	4,4	8,3	75,0	91,1	62,7	56,3	
<i>Fraxinus excelsior</i>	0,0	22,5	1,4	0,0	66,7	14,3	86,7	17,0	15,3	0,0	22,5	58,5	21,9	29,3	48,8	1,1	10,2	38,5	70,4	65,0	66,7	
<i>Acer platanoides</i>		10,7	20,0	0,0	59,1		37,5	9,6	17,0	0,0	32,1	0,0	26,2	23,0	42,9	3,6	4,2	17,6	72,1	57,3	48,5	
<i>Fagus sylvatica</i>	10,9	2,0	0,0	0,0	9,8	0,0	6,0	0,0	9,7	0,0	13,0	0,0	6,7	8,6	36,7	0,0	0,0	7,7	50,0	50,0	0,0	

<sup>1</sup> Es kann vorkommen, dass das Verbissprozent einer einzelnen Hauptbaumart größer ist als das Verbissprozent aller vorkommenden Sämlinge – bei den Verbisszahlen handelt es sich durchgehend um relative Werte, die absoluten Sämlingszahlen/ha sind oben in der Tabelle angegeben.

<sup>1</sup> There are cases where percentage of browsing on the main tree species in regeneration is higher than percentage of browsing on all occurring saplings – browsing data are throughout relative values, absolute sapling numbers/ha are listed at the top of the table.

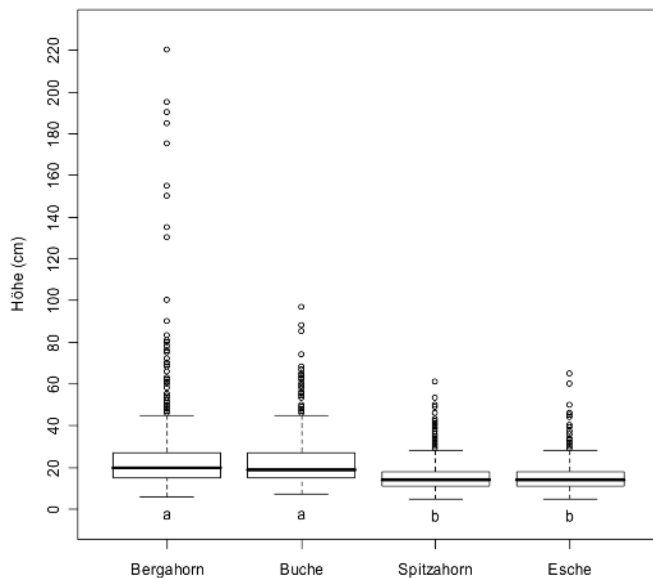


Abb. 1

Höhenverteilung der Hauptbaumarten in der Verjüngung im Jahre 2005, dargestellt als Box-Whisker-Plots. Signifikante Unterschiede zwischen den Baumarten sind durch Kleinbuchstaben herausgestellt ( $p < 0,001$ ). *Acer pseudoplatanus*: 1.395 Sämlinge; *Fagus sylvatica*: 827 Sämlinge; *Acer platanoides*: 1.230 Sämlinge; *Fraxinus excelsior*: 1.243 Sämlinge.

Height distribution of the main tree species of the regeneration in 2005, presented as Box-and-Whisker plots. Tree species that do not share the same letter differ significantly ( $p < 0.001$ ). *Acer pseudoplatanus*: 1,395 saplings; *Fagus sylvatica*: 827 saplings; *Acer platanoides*: 1,230 saplings; *Fraxinus excelsior*: 1,243 saplings.

mittels Mann-Whitney-U-Test. Die Signifikanz der statistischen Tests wurde wie folgt dargestellt: \*\*\* =  $p \leq 0,001$ ; \*\* =  $p \leq 0,01$ ; \* =  $p \leq 0,05$ ; n. s. =  $p > 0,05$ .

### 3. ERGEBNISSE

#### 3.1 Charakterisierung der Verjüngung

Die Hauptbaumarten in der Verjüngung, bezogen auf den Gesamtdatensatz, waren Bergahorn (28%), Esche (25%), Spitzahorn (25%) und Buche (17%). Daneben kamen Winter- und Sommerlinde, Hainbuche, Vogelkirsche, Feldahorn, Bergulme, Traubeneiche sowie Eberesche mit Anteilen von einem Prozent und weniger vor. Während sich die Eberesche nicht in der Baumschicht fand, wurden von den dort vorkommenden Stieleichen und Elsbeeren keine Jungpflanzen in der Verjüngung gefunden. Die Hauptbaumarten in der Verjüngung waren nur in Ausnahmefällen größer als 50 cm, und einzig der Bergahorn erreichte vereinzelt Höhen

über 1 m. Sowohl Buche als auch Bergahorn waren im Mittel signifikant größer als Spitzahorn und Esche, wenn auch nur um wenige Zentimeter (Abb. 1). Von den Nebenbaumarten erreichten vereinzelt aus Stockausschlag erwachsene Linden Höhen über 1 m.

#### 3.2 Diversität

##### 3.2.1 Beziehungen zwischen Baumschicht und Verjüngung

Artenreichtum, Shannon-Index sowie Dichte der Verjüngung waren signifikant positiv mit Artenzahl, Shannon-Index sowie Artenprofilindex der Baumschicht korreliert (Tab. 3, Grunddaten in Tab. 1 und 2). Kein Parameter der Verjüngung war signifikant mit der Stammanzahl in der Baumschicht korreliert. Bezüglich des Shannon-Indexes wurde festgestellt, dass bis zu einem Shannon-Index der Baumschicht von 1,3 die Verjüngung höhere Shannon-Index-Werte aufwies als die Baumschicht, über diesem Wert verhielt es sich umgekehrt (Abb. 2). Auf der Ebene der Hauptbaumarten in der Verjüngung wurden signifikante positive Korrelationen zwischen Baumschicht und Verjüngungsparametern bei Berg- und Spitzahorn sowie der Buche gefunden, jedoch nicht bei der Esche (Tab. 4).

##### 3.2.2 Jährliche Schwankungen in der Verjüngung

Ein Vergleich der Verjüngungsspektren für die Jahre 2005 und 2006 zeigte annähernd eine Verdopplung der Anteile von Esche

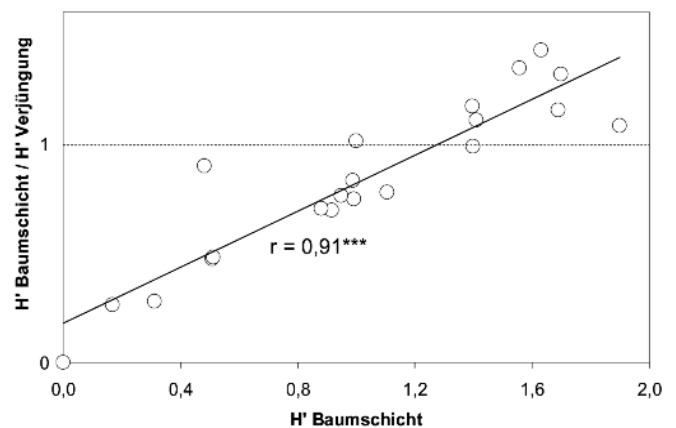


Abb. 2

Quotient aus dem Shannon-Index  $H'$  der Baumschicht und dem Shannon-Index  $H'$  der Verjüngung, aufgetragen gegen den Shannon-Index  $H'$  der Baumschicht.

Anzahl der Untersuchungsflächen = 21;  $r$  = Pearsonscher Korrelationskoeffizient; F-Wert = 97,26; p-Wert < 0,001.

Quotient of tree layer Shannon index  $H'$  and regeneration Shannon index  $H'$ , plotted against Shannon index  $H'$ .

Number of research sites = 21;  $r$  = Pearson's correlation coefficient; F-Value = 97.26; p-Value < 0.001.

Tab. 3

**Korrelationen zwischen Artenreichtum, Pflanzenzahl pro ha, Shannon-Index  $H'$  und Artenprofilindex A von Baumschicht und Verjüngung. Anzahl der Untersuchungsflächen = 21;  $r$  = Pearsonscher Korrelationskoeffizient; \*\*\* =  $p \leq 0,001$ ; \*\* =  $p \leq 0,01$ ; \* =  $p \leq 0,05$ ; n.s. =  $p > 0,05$ .**

**Correlations between species richness, plant number per ha, Shannon index  $H'$  and species profile index A of tree layer and regeneration. Number of research sites = 21;  $r$  = Pearson's correlation coefficient; \*\*\* =  $p \leq 0.001$ ; \*\* =  $p \leq 0.01$ ; \* =  $p \leq 0.05$ ; n.s. =  $p > 0.05$ .**

	Baumschicht																
	Artenreichtum			N/ha			$H'$			A							
	F-Wert	r	p-Wert	F-Wert	r	p-Wert	F-Wert	r	p-Wert	F-Wert	r	p-Wert					
Verjüngung	Artenreichtum	8,61	0,56	0,009	**	0,05	0,05	0,828	n.s.	10,54	0,60	0,004	**	8,16	0,55	0,010	**
	N/ha	5,05	0,46	0,037	*	0,12	0,08	0,733	n.s.	10,56	0,60	0,004	**	7,50	0,53	0,013	*
	$H'$	27,96	0,77	0,000	***	2,36	0,33	0,141	n.s.	21,79	0,73	0,000	***	27,96	0,77	0,000	***

Tab. 4

**Korrelationen zwischen Baumschicht- und Verjüngungsparametern der Hauptbaumarten in der Verjüngung. Anzahl der Untersuchungsflächen = 21;**

**r = Pearsonscher Korrelationskoeffizient; \*\*\* =  $p \leq 0,001$ ; \* =  $p \leq 0,05$ ; n.s. =  $p > 0,05$ .**

**Correlations between tree-layer and regeneration parameters of the main tree species of the regeneration. Number of research sites = 21; r = Pearson's correlation coefficient;**

**\*\*\* =  $p \leq 0.001$ ; \* =  $p \leq 0.05$ ; n.s. =  $p > 0.05$ .**

		Anteil an Baumschicht			Stämme/ha in Baumschicht		
		F-Wert	r	p-Wert	F-Wert	r	p-Wert
Bergahorn	Anteil an Verjüngung	<b>7,04</b>	<b>0,52</b>	<b>0,016 *</b>	<b>13,81</b>	<b>0,65</b>	<b>0,001 ***</b>
	Pflanzenzahl/ha in Verjüngung	<b>15,46</b>	<b>0,67</b>	<b>0,001 ***</b>	<b>27,17</b>	<b>0,77</b>	<b>0,000 ***</b>
Esche	Anteil an Verjüngung	0,01	0,02	0,915 n.s.	0,02	0,03	0,885 n.s.
	Pflanzenzahl/ha in Verjüngung	0,74	0,19	0,402 n.s.	0,01	0,02	0,931 n.s.
Spitzahorn	Anteil an Verjüngung	<b>5,25</b>	<b>0,47</b>	<b>0,034 *</b>	<b>7,26</b>	<b>0,53</b>	<b>0,014 *</b>
	Pflanzenzahl/ha in Verjüngung	<b>6,50</b>	<b>0,50</b>	<b>0,020 *</b>	<b>5,59</b>	<b>0,48</b>	<b>0,029 *</b>
Buche	Anteil an Verjüngung	<b>7,06</b>	<b>0,52</b>	<b>0,016 *</b>	0,39	0,14	0,540 n.s.
	Pflanzenzahl/ha in Verjüngung	0,66	0,18	0,427 n.s.	0,11	0,08	0,744 n.s.

und Buche am Gesamtdatensatz, während die Anteile von Berg- und Spitzahorn abnahmen (Abb. 3). Vom Jahr 2006 hin zum Jahr 2007 gab es kaum eine Veränderung der Anteile von Esche und Spitzahorn, während die Anteile der Buche ab- und die des Bergahorns zunahmen. Diese Ergebnisse sind vor dem Hintergrund zu sehen, dass sich im Jahre 2004 eine Buchenvollmast ereignete sowie die Esche reichlich fruktifizierte, zudem trug der Bergahorn im Jahre 2005 besonders reiche Frucht (mdl. Mitt. M. JACOB). Im Keimlingsjahr wurde der Jungwuchs jeweils nicht erfasst.

In den Jahren 2006 und 2007 wies die Verjüngung im Mittel einen geringeren Shannon-Index auf als im Jahre 2005 (Abb. 4). In Beständen mit einer wenig diversen Baumschicht war die Absenkung des Shannon-Indexes größer als in mitteldiversen Beständen, in den hochdiversen Beständen hat es im Beobachtungszeitraum kaum Veränderungen gegeben.

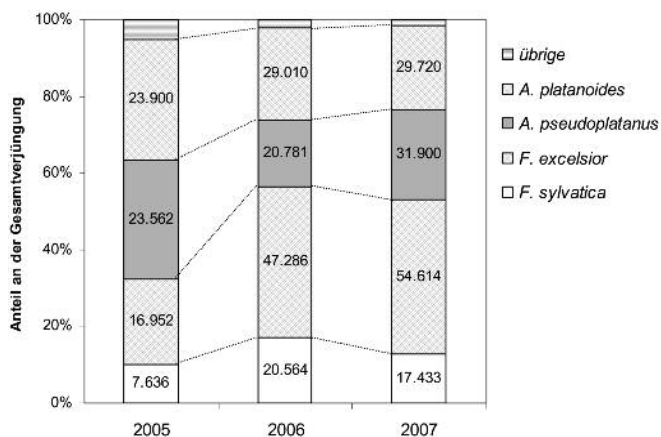


Abb. 3

Verjüngungsspektren der von 2005 bis 2007 beobachteten 14 Untersuchungsflächen, die Sämlingszahlen geben die mittleren 1-ha-Werte aller Flächen wieder. Übrige 2005 = 3.879; übrige 2006 = 2.560; übrige 2007 = 2.215. Gesamtsämlingszahlen: 2005 = 75.929, 2006 = 120.201, 2007 = 135.883.

Spectra of regeneration of the 14 research sites observed from 2005 to 2007, sapling numbers express mean 1 ha values of all research sites.

Other tree species ("übrige") 2005 = 3,879; other tree species 2006 = 2,560; other tree species 2007 = 2,215. Total sapling numbers: 2005 = 75,929; 2006 = 120,201; 2007 = 135,883.

### 3.3 Standortsfaktoren

Weder die Dichte noch der Shannon-Index der Verjüngung waren signifikant mit der relativen Beleuchtungsstärke korreliert (Tab. 5). Auch zwischen der mittleren Jungwuchshöhe, der maximalen Jungwuchshöhe, dem H/D-Verhältnis des Jungwuchses sowie dem Buchenanteil in der Baumschicht und dem Lichtgenuss wurden keine signifikanten Korrelationen festgestellt. Auf Baumarten-

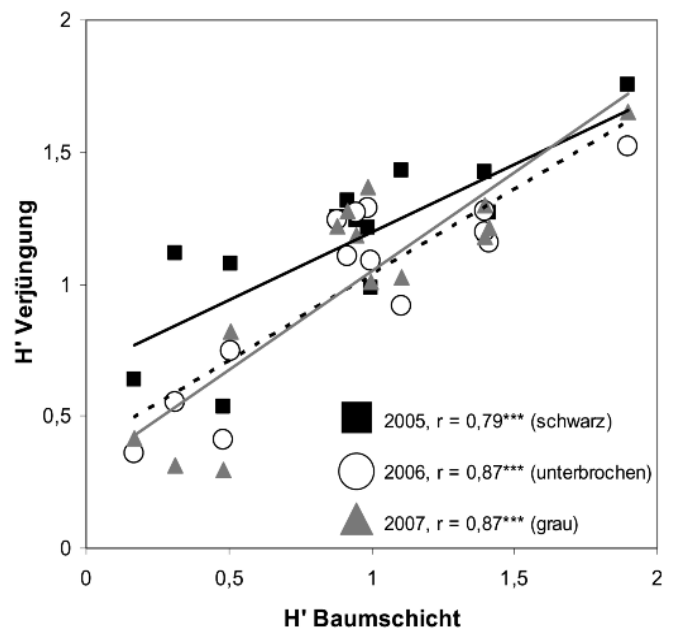


Abb. 4

Die Shannon-Indizes  $H'$  der Verjüngung auf den von 2005 bis 2007 aufgenommenen Untersuchungsflächen, aufgetragen gegen den Shannon-Index  $H'$  der Baumschicht. Anzahl der Untersuchungsflächen = 14;  $r$  = Pearsonscher Korrelationskoeffizient; \*\*\* =  $p \leq 0,001$ ; 2005: F-Wert = 20,58, p-Wert = 0,001; 2006: F-Wert = 36,00, p-Wert < 0,001; 2007: F-Wert = 35,75, p-Wert < 0,001.

Regeneration Shannon indices  $H'$  of the research sites observed from 2005 to 2007, plotted against tree-layer Shannon index  $H'$ .

Numbers of research sites = 14;  $r$  = Pearson's correlation coefficient; \*\*\* =  $p \leq 0.001$ ; 2005 (black line): F-Value = 20.58, p-Value = 0.001; 2006 (dotted line): F-Value = 36.00, p-Value < 0.001; 2007 (grey line): F-Value = 35.75, p-Value < 0.001.

ebene waren die Mittelhöhe der Eschensämlinge ( $r = 0,51$ ; F-Wert = 6,35; p-Wert = 0,021) sowie die Maximalhöhe der Buchensämlinge ( $r = 0,55$ ; F-Wert = 6,98; p-Wert = 0,018) signifikant positiv mit der relativen Beleuchtungsstärke korreliert, die Sämlingsdichten dagegen nicht. Als einziger Parameter der Baumschicht zeigte die Stammanzahl pro Hektar eine signifikant negative Beziehung zum Lichtgenuss. Sowohl Dichte und Shannon-Index der Verjüngung als auch der Shannon-Index der Baumschicht waren signifikant negativ mit der Mächtigkeit der Streuauflage sowie signifikant positiv mit dem pH-Wert des Oberbodens korreliert. Keiner der betrachteten Verjüngungs- und Baumschichtparameter zeigte eine signifikante Beziehung zum Feuchte-Zeigerwert nach ELLENBERG et al. (2001). Die Shannon-Indizes von Baumschicht und Verjüngung stiegen mit dem Krautschichtdeckungsgrad sowohl im Frühjahr als auch im Sommer an. Die Dichte und der Shannon-Index der Verjüngung nahmen mit dem Buchenanteil in der Baumschicht signifikant ab.

### 3.4. Verbiss

Von den Hauptbaumarten in der Verjüngung wies, bezogen auf den Gesamtdatensatz und die jüngsten Jahrestriebe, der Bergahorn mit 42% den höchsten Verbiss auf. Es folgten Esche mit 33%, Spitzahorn mit 24% und Buche mit 6%. Leittriebverbiss betraf 39% der Bergahorne, 32% der Eschen, 23% der Spitzahorne sowie 6% der Buchen. Der Leittrieb- sowie der Gesamtverbiss, also die prozentualen Anteile der verbissenen Pflanzen an der Gesamtzahl aller Jungbäume pro Untersuchungsfläche, waren weder mit Dichte und Diversität, noch mit mittlerer Höhe und H/D-Verhältnis der Verjüngung signifikant korreliert. Gesamt- und Leittriebverbiss waren miteinander signifikant positiv korreliert ( $r = 0,99$ ; F-Wert = 8054,75; p-Wert < 0,000). Dieses Bild ergab sich auch, wenn nur solche Sämlinge betrachtet wurden, die höher als 15 cm (max. Schneehöhe im Winter 2006) waren. Signifikant positive Korrelationen fanden sich zwischen dem Gesamtverbiss und Shannon-Index sowie Artenprofilindex der Baumschicht (Abb. 5). Sowohl Gesamt- als auch Leittriebverbiss waren weder mit der Dichte, noch mit dem Anteil der Hauptbaumarten in der Verjüngung signifikant korreliert.

## 4. DISKUSSION

### 4.1 Diversität

Die Diversität von Baumschicht und Verjüngung war zwar positiv korreliert, beide Straten unterschieden sich jedoch erheblich in ihrer Zusammensetzung. Auch FRECH (2006) stellte für Laubmischwälder des Hainichs heraus, dass die Anteile der Arten in der Baumschicht in keinem Verhältnis zu deren Abundanzen in der Verjüngung stünden. In unserer Studie wies insbesondere die Verjüngung auf den buchendominierten Untersuchungsflächen eine höhere Diversität auf als die Baumschicht, auf den hochdiversen Untersuchungsflächen verhielt es sich umgekehrt. Vor allem die Bergahorn-, Spitzahorn- und Eschenverjüngung war auf den buchendominierten Untersuchungsflächen trotz weniger Mutterbäume reichlich vertreten, was zu erhöhten Shannon-Indizes in der Verjüngung führte. Diese Edellaubhölzer benötigen aufgrund ihrer Verbreitungsbiologie nur wenige Mutterbäume, um sich großflächig zu verjüngen (z. B. FAUST, 1963; WAGNER, 1997; BRÖTJE und SCHMIDT, 2005; RÖHRIG et al., 2006). *Acer platanoides* beispielsweise benötigt nur 2–3 Mutterbäume pro ha, um in der Naturverjüngung auf ganzer Fläche präsent zu sein (BRÖTJE und SCHMIDT, 2005). Ein Eschenmutterbaum ist in der Lage, 0,5 ha bis 2 ha mit ausreichend Naturverjüngung zu belegen (WAGNER, 1997). Demgegenüber fand sich von den mit zunehmender Bestandesdiversität reichlicher in der Baumschicht vertretenen Eichen, Hainbuchen und Linden kaum Verjüngung. Das weitgehende Ausbleiben der lichtbedürftigen Eichenverjüngung lässt sich durch das geringe Lichtangebot (0,7–2,7% der Freilandhelligkeit) unter dem Kronendach aller Untersuchungsflächen erklären (ELLENBERG, 1996; RÖHRIG et al., 2006). Neben *Quercus spp.* wird auch *Carpinus betulus* generell bevorzugt verbissen (GERBER und SCHMIDT, 1996; MICHEL und MAHN, 1998; GILL, 2006), sodass das Fehlen der Eichen- und Hainbuchenverjüngung eine Folge des Verbissdruckes sein kann, der mit steigender Baumschichtdiversität zunimmt. Die geringe Verjüngung der Linden kann zum einen ebenfalls durch die dichte Überschildung und den Verbissdruck, zum anderen durch die hauptsächlich vegetative Vermehrung erklärt werden (ELLENBERG jun., 1988; MICHEL und MAHN, 1998; FRECH, 2006); es finden sich nur einzelne, meist vital wirkende Stockausschläge sowie Wurzelbrut.

Tab. 5

**Korrelationen zwischen Standortparametern und sowohl Pflanzenzahlen pro ha als auch Diversitätsparametern von Verjüngung und Baumschicht. Anzahl der Untersuchungsflächen = 21;  $r$  = Pearsonscher Korrelationskoeffizient; \*\*\* =  $p \leq 0,001$ ; \*\* =  $p \leq 0,01$ ; \* =  $p \leq 0,05$ ; n.s. =  $p > 0,05$ .**  
**Correlations between environmental parameters and plant numbers per ha as well as diversity parameters of regeneration and tree layer. Number of research sites = 21;  $r$  = Pearson's correlation coefficient; \*\*\* =  $p \leq 0.001$ ; \*\* =  $p \leq 0.01$ ; \* =  $p \leq 0.05$ ; n.s. =  $p > 0.05$ .**

		Verjüngung			Baumschicht		
		F-Wert	r	p-Wert	F-Wert	r	p-Wert
relative Beleuchtungsstärke	N/ha	1,12	0,24	0,304 n.s.	<b>20,95</b>	<b>-0,73</b>	<b>0,000 ***</b>
	H'	2,18	0,33	0,157 n.s.	3,12	-0,38	0,094 n.s.
	A		-		3,94	-0,42	0,063 n.s.
Streuauflage	N/ha	<b>6,23</b>	<b>-0,50</b>	<b>0,022 *</b>			
	H'	<b>19,18</b>	<b>-0,71</b>	<b>&lt;0,000 ***</b>	<b>41,63</b>	<b>-0,83</b>	<b>&lt;0,000 ***</b>
pH-Wert 0-10 cm	N/ha	<b>7,13</b>	<b>0,52</b>	<b>0,015 *</b>			
	H'	<b>13,14</b>	<b>0,64</b>	<b>0,002 **</b>	<b>46,34</b>	<b>0,84</b>	<b>&lt;0,000 ***</b>
Ellenberg-Zeigerwert für Feuchte	N/ha	2,50	0,34	0,130 n.s.			
	H'	0,01	0,02	0,936 n.s.	1,28	0,25	0,273 n.s.
Deckungsgrad Krautschicht, Frühjahr	N/ha	2,93	0,37	0,103 n.s.			
	H'	<b>8,22</b>	<b>0,55</b>	<b>0,010 **</b>	<b>7,54</b>	<b>0,53</b>	<b>0,013 *</b>
Deckungsgrad Krautschicht, Sommer	N/ha	0,12	0,08	0,735 n.s.			
	H'	<b>8,78</b>	<b>0,56</b>	<b>0,008 **</b>	<b>6,32</b>	<b>0,50</b>	<b>0,021 *</b>
Buchenanteil Baumschicht	N/ha	<b>11,38</b>	<b>-0,61</b>	<b>0,003 **</b>			
	H'	<b>9,33</b>	<b>-0,57</b>	<b>0,007 **</b>		-	



## 4.2 Verjüngung und Standortfaktoren

Die Untersuchungsflächen unterschieden sich hinsichtlich der ökologischen Feuchtestufe kaum und zeigten keine Beziehung zwischen der Naturverjüngung und dem Wasserhaushalt. Einen größeren Einfluss übte möglicherweise der erhöhte Tongehalt im Boden aus, der positiv mit dem Winterlinden- und negativ mit dem Buchenvorkommen in der Baumschicht korreliert ist (MÖLDER et al., im Druck; GUCKLAND et al., im Druck; TALKNER et al., 2009). Daraus resultiert eine größere Wechselfeuchte insbesondere der tieferen Bodenhorizonte, worauf die Buche empfindlicher als andere Baumarten reagiert (MEYER et al., 2000; SCHMIDT, 2000; CZAJKOWSKI et al., 2006). Die Winterlinde gilt dagegen als eine Baumart, die auf schweren und schlecht durchlüfteten Tonböden gut gedeiht und an Konkurrenzfähigkeit gewinnt (SCHLÜTER, 1968; PIGOTT, 1991).

Die Streuauflage und der pH-Wert des Oberbodens auf den Untersuchungsflächen wurde maßgeblich von Baumarteneffekten geprägt (MÖLDER et al., 2008a). Besonders *Fagus sylvatica* wirkte hier als „Ökosystemingenieur“ (SCHMIDT, 2007): Buchenstreu ist schwer zersetzbar und bildet dicke Streuauflagen (KRAUSS, 1926), die zu einer Absenkung der pH-Werte führen (AUGUSTO et al., 2002; AUBERT et al., 2004). Gleiches gilt für Eichenstreu (VAN OIJEN et al., 2005). Demgegenüber bildet die schnell zersetzbare Streu von *Fraxinus excelsior*, *Carpinus betulus*, *Tilia spp.*, *Ulmus glabra* und *Prunus avium* dünnere Streuauflagen und resultiert in höheren pH-Werten sowie größerer Basensättigung im Oberboden (PIGOTT, 1991; AUGUSTO et al., 2002; AUBERT et al., 2004; VAN OIJEN et al., 2005). Sowohl die Krautschichtdiversität (MÖLDER et al., 2008b) als auch die Verjüngungsdiversität profitierten gleichermaßen von den guten Oberbodenbedingungen auf buchenarmen Untersuchungsflächen. Ein zunehmender Deckungsgrad der Krautschicht wirkte sich offensichtlich nicht negativ auf die Verjüngung aus. Ein hoher Buchenanteil in der Baumschicht hingegen bedingt nicht nur mächtige Streuauflagen und niedrige pH-Werte, sondern auch starke Konkurrenz um die Wasser- und Nährstoffressourcen im Oberboden (FALKENGREN-GRERUP und TYLER, 1993; LEUSCHNER et al., 2004; CZAJKOWSKI et al., 2005). *Fagus sylvatica* bildet in mächtigen Streuauflagen ein dichtes Feinwurzelwerk und hemmt so das Wachstum der übrigen Waldbodenvegetation einschließlich Naturverjüngung (LEUSCHNER, 1999).

Die Menge des auflaufenden Anflugs oder Aufschlags wird zunächst beeinflusst durch die Keimungsraten der jährlich fruktifizierenden Eschen und Ahorne (FAUST, 1963; TAPPER, 1996; PIGOTT und WARR, 1989; BRÖTJE und SCHMIDT, 2005) sowie die Intervalle der Buchenmastjahre (BURSCHEL et al., 1964; HILTON und PACKHAM, 2003; SCHMIDT, 2006; OVERGAARD et al., 2007). Im Untersuchungsgebiet fanden vor 2004 Buchenvollmasten in den Jahren 2000, 1998, 1995 sowie 1992 statt (mdl. Mitt. d. Thüringer Landesanstalt für Wald, Jagd und Fischerei). Während der Überwinterung schützt eine mächtige Streuauflage Aufschlag und Anflug vor den häufigen Mortalitätsursachen Frost, Trocknis und Fraß. Daneben führt herbstliche Bioturbation durch Regenwürmer dazu, dass Samen rasch in den obersten Mineralboden eingearbeitet werden, wo sie vor Schädigung geschützt sind (TOPOLIANTZ und PONGE, 2000). Insbesondere in buchendominierten Beständen mit einer ausgeprägten Streuauflage fanden CESARZ et al. (2007) im Hainich ganzjährig stabile Regenwurmpopulationen. Es kann also davon ausgegangen werden, dass eine mächtige Streuauflage insbesondere nach Mastjahren anfangs das Auflaufen einer großen Anzahl von Keimlingen und Sämlingen begünstigt (TOPOLIANTZ und PONGE, 2000). Im Hainich nahm die Buchensämlingszahl im Jahre 2006 aufgrund des Mastjahres 2004 zunächst zu, im Jahre 2007 erfolgte aber bereits wieder eine leichte Abnahme. Die Esche läuft zwar in buchendominierten Beständen reichlich auf, vergeht

jedoch bald wieder, da sie nährstoffreichere Böden mit geringer Streuauflage bevorzugt, wo sich dann mehrere Saatjahrgänge halten (PELTIER et al., 1997; KERR und CAHALAN, 2004). Gleiches gilt auch für Berg- und Spitzahorn (FAUST, 1963; BRÖTJE und SCHMIDT, 2005). Dieses unterschiedliche Verhalten der Baumarten lässt auf längere Sicht in den buchendominierten Beständen stärkere Dichte- und Diversitätsschwankungen erwarten als in baumartenreichen Beständen; unsere Ergebnisse bestätigen diese Vermutung.

Über den gesamten Diversitätsgradienten hinweg waren die Untersuchungsflächen sehr dunkel. Dabei wiesen nicht etwa Bestände mit hohem Buchenanteil den geringsten Lichtgenuss auf, sondern solche, die besonders dicht bestockt waren. Die mittlere Beleuchtungsstärke aller Untersuchungsflächen im Hainich von 1,4% (Standardabweichung  $\pm 0,5$ ) entspricht z. B. dem Lichtangebot im Buchen-Naturwaldreservat Limker Strang (2%, TABAKU, 1999) und im slowakischen Buchenurwald Havešová (2,5%, DRÖSSLER und LÜPKE, 2007), wohingegen TABAKU (1999) in albanischen Buchenurwäldern Beleuchtungsstärken zwischen 4,3 und 6,7% bestimmte. Im bayrischen Naturwaldreservat Echingen Lohe, einem reich strukturierten Eichen-Hainbuchen-Wald, schwankte der relative Lichtgenuss zwischen 1,9% und 4,1% der Freilandhelligkeit (BERNHARDT, 2005).

Zwischen dem Jungwuchs, der nur in Ausnahmefällen Höhen jenseits der Einmetermarke erreicht, und dem Oberstand fehlt im Hainich ein Zwischenstand: Dies lässt vermuten, dass es während der letzten Jahrzehnte unter dem Kronendach aller Untersuchungsflächen zu dunkel für das weitere Einwachsen der Verjüngung war (BRÖTJE und SCHMIDT, 2005). Der Wildverbiss hat diesen Effekt verstärkt und die Wuchshöhe der Sämlinge durchgehend niedrig gehalten. Die für ein waldbaulich ausreichendes Wachstum von *Fagus sylvatica* kritische Beleuchtungsgrenze liegt bei 10% der Freilandhelligkeit (BURSCHEL und SCHMALZ, 1965; LÜPKE, 1998; CZAJKOWSKI et al., 2005). PETRITAN et al. (2007) geben die Wahrscheinlichkeit, dass Sämlinge bei einer Beleuchtungsstärke unter 3% ein Alter von drei Jahren erreichen, für *Fagus sylvatica* mit 50%, für *Fraxinus excelsior* mit 43% und für *Acer pseudoplatanus* mit 30% an. Jedoch können insbesondere Exemplare von *Acer platanoides* und *Acer pseudoplatanus* als „Oskars“ (SILVERTOWN, 1995) mehrere Jahre in einer Höhe von ca. 20 cm ausharren, bis nach dem Entstehen einer Kronenlücke das erhöhte Lichtangebot eine weitere Höhen- und Dickenentwicklung erlaubt (FAUST, 1963; BRÖTJE und SCHMIDT, 2005). Allen Baumarten, insbesondere aber den Edellaubböhlzern wie *Acer platanoides* kommt dabei zugute, dass sich ihre Lichtansprüche auf günstigen Standorten verringern (HILFREICH, 1991; ELLENBERG, 1996). Die größere Schattentoleranz von Buche und Esche gegenüber Spitz- und Bergahorn (OKALI, 1966; KERR und CAHALAN, 2003; PETRITAN et al., 2007) zeigte sich im Hainich dadurch, dass *Fagus sylvatica* und *Fraxinus excelsior* bereits bei geringfügig höherem Lichtangebot im Höhenwachstum positiv reagierten.

## 4.3 Verbiss

Das Rehwild, die im Untersuchungsgebiet bedeutendste Wildart, äst als Konzentratselktierer im Winter neben immergrünen Pflanzen (z. B. *Hedera helix*) bevorzugt junge Knospen sowie Triebe von Laubbäumen (u. a. RAESFELD et al., 1985; STUBBE, 1997; MOSER et al., 2006). So beeinflusst es die Verjüngung praktisch aller Waldgesellschaften (REIMOSER, 1996; ROTH, 1996; GILL und BEARDALL, 2001). Waldökosysteme auf Muschelkalk sind günstige Lebensräume für Rehwild, in denen Dichten von 12–15 Stück pro 100 ha gemäß STUBBE (1997; nach UECKERMANN, 1951) tragbar sind. Durch den planmäßigen jährlichen Abschuss von 3,3 Stück Rehwild pro 100 ha Nationalparkfläche (mdl. Mitt. H. HÜTHER, NP Hainich) wird der Zuwachs nicht abgeschöpft. Die Frequentierung

der einzelnen Untersuchungsflächen insbesondere durch Rehwild scheint jedoch sehr unterschiedlich zu sein, da das Gesamtverbissprozent zwischen 0% und 75% variierte. Zwischen prozentuaalem Gesamt- und Leittriebverbiss konnten enge Beziehungen festgestellt werden (ROTH, 1996; KECH, 1993). Der Verbiss war signifikant mit den Diversitätsparametern der Baumschicht korreliert. Dies lässt vermuten, dass die Verbissintensität maßgeblich von der Bestandesstruktur oberhalb der Verjüngung beeinflusst wurde. Untersuchungsflächen mit hohen Shannon- und Artenprofilindizes in der Baumschicht waren pflanzensoziologisch zumeist dem Stellario-Carpinetum zuzuordnen. Trotz der offensichtlichen Annäherung an urwäldähnliche Verhältnisse fanden sich dort allerorten Charakteristika der früheren Mittel- und Plenterwaldwirtschaft (MÖLDER et al., 2008a): geringe Vorräte, eine stärkere Besetzung der mittleren und unteren Baumschicht sowie eine breite Altersklassenspanne. Häufig enthalten aufgelichtete oder sich in Verjüngung befindliche Bestände aufgrund des besseren Nahrungsangebotes größere Rehwildpopulationen (GILL et al., 1996; SCHMIDT, 2004). Unsere Ergebnisse zeigten jedoch, dass weder das quantitative noch das qualitative Gehölz-Nahrungsangebot mit der Verbissintensität korreliert waren. Vielmehr ist davon auszugehen, dass die räumliche Bestandesstruktur das Einstands- und Äsungsverhalten vor allem des Rehwildes maßgeblich beeinflusst: Die ehemaligen Mittel- und Plenterwaldbestände bieten reichlich Deckung, vor allem jedoch einen guten Witterungsschutz im Winter („thermal cover“; COOK et al., 2004) durch tief bestete, unterständige Bäume. Ein ausgeprägter „thermal cover“ stellt einen entscheidenden Reiz für die Habitatwahl des Rehwildes dar (PARTL et al., 2002), insbesondere dann, wenn kein Engpass im Nahrungsangebot besteht.

## 5. AUSBLICK

Es kann davon ausgegangen werden, dass bei einer stärkeren Öffnung des Kronendaches auch auf den stark verbissenen Untersuchungsflächen einige Sämlinge rasch aus der Reichweite der

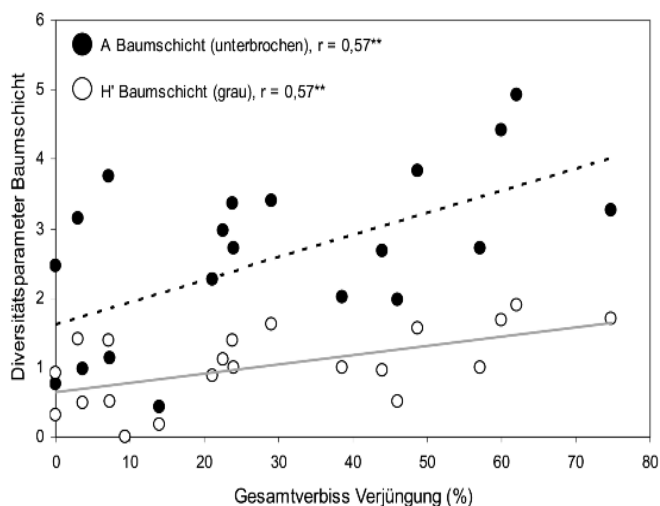


Abb. 5

Korrelationen zwischen dem Shannon-Index  $H'$  sowie dem Artenprofilindex A der Baumschicht und dem Gesamtverbiss. Anzahl der Untersuchungsflächen = 21;  $r$  = Pearsonscher Korrelationskoeffizient; A Baumschicht: F-Wert = 9,26, p-Wert = 0,007;  $H'$  Baumschicht: F-Wert = 9,04, p-Wert = 0,007.

Correlations between tree-layer Shannon index  $H'$  as well as tree-layer species profile index A and the percentage of browsing. Number of research sites = 21;  $r$  = Pearson's correlation coefficient; tree layer A (dotted line): F-Value = 9.26, p-Value = 0.007; tree layer  $H'$  (grey line): F-Value = 9.04, p-Value = 0.007.

Äser herauswachsen werden (HUSS und BUTLER-MANNING, 2006). Insbesondere zahlreiche durch den Orkan Kyrill geschaffene Bestandeslücken zeigen, dass die natürliche Dynamik zunehmend im Nationalpark Hainich Einzug hält. Für die zukünftige Waldstruktur und Baumartenzusammensetzung im Nationalpark Hainich werden die Intensität und Häufigkeit von Sturmereignissen und Trockenperioden entscheidend sein (SCHMIDT, 1998; FRECH, 2006). Lochhiebsexperimente im Göttinger Wald (z. B. LAMBERTZ und SCHMIDT, 1999) und Windwurfuntersuchungen im Harzvorland (z. B. KOMPA, 2004) zeigten, dass sich Bestände auf gut versorgten Standorten nicht zu reinen Buchenbeständen entwickeln, wenn immer wieder großflächige Störungen auftreten und Baumarten wie Eschen und Ahorne aus der in der Regel zahlreich vorhandenen Naturverjüngung vor der Buche emporwachsen. Die schweren Tonböden im Hainich fördern diese Entwicklung. Erfahrungen aus der Naturwaldforschung lassen aber vermuten, dass in den heute noch hochdiversen Altbeständen der Baumartenreichtum abnehmen wird (MEYER et al., 2000; FRECH, 2006; HUSS und BUTLER-MANNING, 2006).

Für den praktischen Waldbau bedeuten unsere Ergebnisse, dass der Erhalt von hochdiversen Laubwäldern regelmäßige Eingriffe erfordert, um insbesondere Lichtbaumarten die Möglichkeit zur Verjüngung zu geben. Dies kann durch Femelhiebe, aber auch durch den Plenterwaldbetrieb geschehen, wie er im nördlichen Teil des Hainichs Anwendung findet (RÖHLE und FUCHS, 1999). Die Plenterwaldwirtschaft bedingt jedoch ständige, zielgerichtete Eingriffe (RÖHRIG et al., 2006). Zudem erfordern hohe Wilddichten in reich strukturierten Plenterbeständen einen beachtlichen Jagdaufwand, sodass es vor allem aus ökonomischen Gründen angebracht sein kann, auf extrem lichtbedürftige bzw. verbissanfällige Baumarten wie Kirsche, Hainbuche und die Eichen zu verzichten. Demgegenüber haben selbst stark buchendominierte Bestände mit nur vereinzelt eingestreuten Eschen und Ahornen das Potential, mittels Naturverjüngung in Mischbestände überführt zu werden.

## 6. DANKSAGUNG

Die Untersuchungen wurden von der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Graduiertenkollegs 1086 „Die Bedeutung der Biodiversität für Stoffkreisläufe und biotische Interaktionen in temperaten Laubwäldern“ finanziell unterstützt. MASCHA JACOB und KARL-MAXIMILIAN DAENNER sei für die Bereitstellung zahlreicher Baumschichtdaten gedankt. HEIDEROSE HÜTHER und STEFAN WICHMANN vom Nationalpark Hainich danken wir für die Bereitstellung zahlreicher Daten zu Wildbestand und Jagd. Für die Hilfe bei der Feldarbeit und Dateneingabe möchten wir ANDREA BAUER, SABINE BUDDE, CHRISTOPH FISCHER, INGA MÖLDER, HEIKO RUBBERT und BETTINA STOLL unseren Dank aussprechen. GINA-MARIE GEMMA LOPEZ korrigierte den englischen Text.

## 7. ZUSAMMENFASSUNG

Im thüringischen Nationalpark Hainich mit seinen ausgedehnten, baumartenreichen Laubmischwäldern wurden Zusammenhänge zwischen Baumschicht- und Verjüngungsdiversität unter Berücksichtigung des Schalenwildverbisses untersucht. Die Diversität von Baumschicht und Verjüngung war in den geschlossenen Beständen positiv korreliert (Tab. 3, Tab. 4, Abb. 4). Beide Straten unterschieden sich jedoch erheblich in ihrer Zusammensetzung. Insbesondere war die Verjüngung in buchendominierten Beständen diverser als die Baumschicht, in hochdiversen Beständen verhielt es sich umgekehrt (Abb. 2). Hauptbaumarten in der Verjüngung waren Bergahorn (*Acer pseudoplatanus*), Esche (*Fraxinus excelsior*), Spitzahorn (*Acer platanoides*) und Buche (*Fagus sylvatica*) (Abb. 3). Von den mit zunehmender Bestandesdiversität reichlicher in der Baumschicht vertretenen Eichen, Hainbuchen und Linden fand sich selten Verjüngung. Diversität und Quantität der Verjüngung wurden

offensichtlich negativ von zunehmender Streuauflage und Bodenazidität beeinflusst, die aufgrund von Baumarteneffekten variieren. Insbesondere schwer zersetzbare, versauernde Buchenstreu wirkte limitierend auf die Verjüngung. Es konnten keine signifikanten Beziehungen zwischen Diversität sowie Quantität der Verjüngung und dem Lichtangebot unter dem geschlossenen Kronendach festgestellt werden (Tab. 5). Zwischen der niedrigwüchsigen Verjüngung und dem Oberstand fehlte ein Zwischenstand mit höherem Jungwuchs (Abb. 1). Wahrscheinlich war es unter dem Kronendach aller Untersuchungsflächen zu dunkel für das weitere Einwachsen der Verjüngung, der Wildverbiss hat diesen Effekt verstärkt. Die Verbissintensität war weder quantitativ noch qualitativ mit dem Gehölzangebot korreliert, jedoch positiv mit der vertikalen und horizontalen Diversität der Baumschicht (Abb. 5). Insbesondere ehemalige Mittel- und Plenterwaldbestände mit hoher Baumartenvielfalt bieten einen guten Witterungsschutz im Winter („thermal cover“) durch tief beastete, unterständige Bäume, die einen entscheidenden Reiz für die Habitatwahl vor allem des Rehwildes darstellen.

## 8. Abstract

Title of the paper: *Diverse tree layer – rich regeneration? Natural regeneration of species-rich deciduous forests in Hainich National Park.*

In Hainich National Park (Thuringia, Germany), an area with broad deciduous forests rich in tree species, we investigated relationships between tree-layer and regeneration diversity in consideration of deer browsing. In the 21 stands under investigation, which were characterised by closed canopies and a gradient from pure beech (*Fagus sylvatica*) stands to mixed stands with up to 11 deciduous tree species, we found that tree-layer and regeneration diversity were positively correlated (Tab. 3, Tab. 4, Fig. 4). But the composition of both strata differed considerably. In beech-dominated stands regeneration was more diverse than the tree layer, while in highly diverse stands the situation was contrary (Fig. 2). Main tree species in the regeneration were sycamore (*Acer pseudoplatanus*), ash (*Fraxinus excelsior*), Norway maple (*Acer platanoides*), and beech (*Fagus sylvatica*) (Fig. 3). Oaks (*Quercus spp.*), hornbeams (*Carpinus betulus*), and limes (*Tilia spp.*), which became more abundant in the canopy with increasing tree-layer diversity, were nearly absent in the regeneration. Quality and quantity of the regeneration were obviously negatively affected by increasing litter layer thickness and soil acidity, which varied due to canopy-species effects. Particularly beech foliage, which decomposes poorly and results in acid soil conditions, had a limiting effect on regeneration. There were no significant correlations between quality and quantity of the regeneration and the irradiance transmitted through the closed canopy (Tab. 5). A secondary stand including higher regeneration was missing between canopy layer and small growing regeneration (Fig. 1). Presumably it was too dark for further growing of regeneration under the canopy of all investigated stands; deer browsing had intensified this effect. Browsing intensity was neither quantitatively nor qualitatively correlated with regeneration supply, but it was strongly related to vertical and horizontal tree-layer diversity (Fig. 5). Particularly former coppices with standards and selection stands with high tree-species richness offer protection from unpleasant weather in winter (thermal cover). This is made possible by suppressed trees with low-set branches, which are a key stimulus for the habitat choice particularly of roe deer (*Capreolus capreolus*).

## 9. Resumée

Titre de l'article: *Strate des arbres diversifiée – régénération naturelle riche? A propos de la régénération naturelle de forêts feuillues riches en espèces dans le Parc National de Hainich.*

Dans le Parc National de Hainich, en Thuringe, et ses forêts feuillues étendues et riches en espèces on a étudié les relations entre la strate des arbres et la diversité de la régénération naturelle en tenant compte de l'abroustissement opéré par les ongulés. La diversité de la strate des arbres et la régénération naturelle étaient corrélées positivement dans les peuplements fermés (Tabl. 3, Fig. 4). Les deux strates différaient pourtant sensiblement dans leur composition. En particulier la régénération naturelle dans les peuplements à hêtre dominant apparaissait plus diversifiée que la strate des arbres, alors que c'était le contraire dans les peuplements fortement diversifiés (Fig. 2). Les espèces principales dans la régénération naturelle étaient l'érable sycomore (*Acer pseudoplatanus*), le frêne (*Fraxinus excelsior*), l'érable plane (*Acer platanoides*) et le hêtre (*Fagus sylvatica*) (Fig. 3). On n'a trouvé que rarement une régénération naturelle à partir des chênes, charmes et tilleuls qui sont d'autant plus présents dans la strate des arbres qu'il y a une plus grande diversité dans le peuplement. La diversité et la quantité de régénération naturelle sont manifestement influencées négativement par une épaisseur croissante de la litière et par l'acidité du sol, qui variait à cause des effets des essences constituant le peuplement. En particulier la litière de hêtre à décomposition difficile et acidifiante avait un effet limitant sur la régénération naturelle. On n'a pu établir aucune liaison significative entre la diversité ou encore la quantité de la régénération naturelle et la disponibilité en lumière sous le couvert forestier fermé (Tabl. 4). Entre la régénération naturelle au sol et l'étage dominant il manquait un étage intermédiaire de jeune fourré plus développé (Fig. 1). Vraisemblablement il faisait trop sombre sous le couvert de toutes les placettes d'expérience pour que la régénération puisse passer à la futaie; l'abroustissement par le gibier a accentué cet effet. L'intensité de l'abroustissement n'était corrélée ni quantitativement ni qualitativement avec la disponibilité en plantes ligneuses, mais cependant l'était positivement avec la diversité verticale et horizontale de la strate des arbres (Fig. 5). En particulier d'anciens taillis sous futaie ou d'anciennes futaies jardinées disposant d'une haute diversité en espèces offrent un bon abri contre les intempéries en hiver (couverture thermique, «thermal cover») grâce à des arbres bas branchus, surcimés qui exercent surtout pour les chevreuils un attrait puissant dans le choix de leur habitat.

R. K.

## 10. Literatur

- AMMER, C., L. ALBRECHT, H. BORCHERT, F. BROISINGER, C. DITTMAR, W. ELLING, J. EWALD, B. FELBERMEIER, H. VON GILSA, J. HUSS, G. KENK, C. KÖLLING, U. KOHNLE, P. MEYER, R. MOSANDL, H.-U. MOOSMAYER, S. PALMER, A. REIF, K.-E. REHFUESS und B. STIMM (2005): Zur Zukunft der Buche (*Fagus sylvatica* L.) in Mitteleuropa – kritische Anmerkungen zu einem Beitrag von RENNENBERG et al. Allg. Forst- Jagdztg. **176**, 60–67.
- AUBERT, M., F. BUREAU, D. ALARD und J. BARDAT (2004): Effect of tree mixture on the humic epipedon and vegetation diversity in managed beech forests (Normandy, France). Can. J. For. Res. **34**, 233–248.
- AUGUSTO, L., J. RANGER, D. BINKLEY und A. Rothe (2002): Impact of several common tree species of European temperate forests on soil fertility. Ann. For. Sci. **59**, 233–253.
- AUGUSTO, L., J.-L. DUPOUEY und J. RANGER (2003): Effects of tree species on understory vegetation and environmental conditions in temperate forests. Ann. For. Sci. **60**, 823–831.
- BARBIER, S., F. GOSSELIN und P. BALANDIER (2008): Influence of tree species on understory vegetation diversity and mechanisms involved – A critical review for temperate and boreal forests. For. Ecol. Manage. **254**, 1–15.
- BERNHARDT, M. (2005): Reaktionen der Waldbodenvegetation auf erhöhte Stickstoffeinträge: Analyse und Vorhersage von Vegetationsveränderungen anhand von funktionellen Merkmalen. Diss. Bot. **397**, 1–121.
- BOLTE, A. und P. IBISCH (2007): Neun Thesen zu Klimawandel, Waldbau und Waldnaturschutz. AFZ/Wald **62**, 572–576.
- BRÖTJE, J.-H. und W. SCHMIDT (2005): Spitzahorn (*Acer platanoides*) im Kalkbuchenwald – Struktur, Streufall, Samenproduktion und Fraßschäden. Forst Holz **60**, 497–502.
- BURSCHEL, P., J. HUSS und R. KALBHENN (1964): Die natürliche Verjüngung der Buche. Schr. Forstl. Fak. Univ. Gött. Niedersächs. forstl. Vers.anst. **34**, 1–186.
- BURSCHEL, P. und J. SCHMALTZ (1965): Die Bedeutung des Lichtes für die Entwicklung junger Buchen. Allg. Forst- Jagdztg. **136**: 193–210.

- CESARZ, S., N. FAHRENHOLZ, S. MIGGE-KLEIAN, C. PLATNER und M. SCHAEFER (2007): Earthworm communities in relation to tree diversity in a deciduous forest. *Eur. J. Soil. Biol.* **43**, 61–67.
- COLL, L., P. BALANDIER, C. PICON-COCHARD, B. PRÉVOSTO und T. CURT (2003): Competition for water between beech seedlings and surrounding vegetation in different light and vegetation composition conditions. *Ann. For. Sci.* **60**, 593–600.
- COOK, J. G., L. L. IRWIN, D. BRYANT, A. RIGGS und J. W. THOMAS (2004): Thermal cover needs of large ungulates: a review of hypothesis tests. *Transactions of the 69<sup>th</sup> North American Wildlife and Natural Resources Conference*, 708–726.
- CZAJKOWSKI, T., M. KÜHLING und A. BOLTE (2005): Einfluss der Sommer-trockenheit im Jahre 2003 auf das Wachstum von Naturverjüngungen der Buche (*Fagus sylvatica* L.) im nordöstlichen Mitteleuropa. *Allg. Forst- Jagdztg.* **176**, 133–143.
- CZAJKOWSKI, T., T. KOMPA und A. BOLTE (2006): Zur Verbreitungsgrenze der Buche (*Fagus sylvatica* L.) im nordöstlichen Mitteleuropa. *Forstarchiv* **77**, 203–216.
- DRÖSSLER, L. und B. von LÜPKE (2007): Bestandesstruktur, Verjüngung und Standortfaktoren in zwei Buchenurwald-Reservaten der Slowakei. *Allg. Forst- Jagdztg.* **178**, 121–135.
- ELLENBERG, H. (1996): *Vegetation Mitteleuropas mit den Alpen in ökologischer, dynamischer und historischer Sicht*. Ulmer, Stuttgart.
- ELLENBERG, H., H. E. WEBER, R. DÜLL, V. WIRTH und W. WERNER (2001): Zeigerwerte von Pflanzen in Mitteleuropa. *Scr. Geobot.* **18**, 1–264.
- ELLENBERG jun., H. (1988): Eutrophierung – Veränderungen der Waldvegetation – Folgen für den Rehwildverbiß und dessen Rückwirkungen auf die Vegetation. *Schweiz. Z. Forstwes.* **4**, 171–186.
- FALKENGREN-GRERUP, U. und G. TYLER (1993): Soil chemical properties excluding field-layer species from beech forest mor. *Plant Soil* **148**, 185–191.
- FAUST, H. (1963): *Waldbauliche Untersuchungen am Bergahorn*. Dissertation Forstl. Fak. Univ. Göttingen.
- FRECH, A. (2006): *Walddynamik in Mischwäldern des Nationalparks Hainich. Untersuchung der Mechanismen und Prognose der Waldentwicklung*. Ber. Forsch.zent. Waldökosyst. (Reihe A) **196**, 1–120.
- GERBER, R. und W. SCHMIDT (1996): Einfluss des Rehwildes auf die Vegetation von Eichen-Hainbuchenwäldern im südlichen Steigerwald. *Verh. Ges. Ökol.* **26**: 345–353.
- GILL, R. M. A., A. L. JOHNSON, A. FRANCIS, K. HISCOCKS und A. J. PEACE (1996): Changes in roe deer (*Capreolus capreolus* L.) population density in response to forest habitat succession. *For. Ecol. Manage.* **88**, 31–41.
- GILL, R. M. A. und V. BEARDALL (2001): The impact of deer on woodlands: the effects of browsing and seed dispersal on vegetation structure and composition. *Forestry* **74**, 209–218.
- GILL, R. M. A. (2006): The influence of large herbivores on tree recruitment and forest dynamics. In: R. BERGSTROM, K. DANELL, J. PASTOR und P. DUNCAN (Hrsg.): *Large Herbivore Ecology, Ecosystem Dynamics and Conservation*, 170–202. Cambridge University Press, Cambridge.
- GUCKLAND, A., M. BRAUNS, H. FLESSA, F. M. THOMAS und C. LEUSCHNER (im Druck): Acidity, nutrient stocks and organic matter content in soils of a temperate deciduous forest with different abundance of European beech (*Fagus sylvatica* L.). *J. Plant Nutr. Soil Sci.*
- HAGEMEIERS, M. (2001): *Funktionale Kronenarchitektur mitteleuropäischer Baumarten am Beispiel von Hängebirke, Waldkiefer, Traubeneiche, Hainbuche, Winterlinde und Rotbuche*. Diss. Bot. **361**, 1–154.
- HILFREICH, H. (1991): *Forstliches und Nichtforstliches über den Ahorn*. *Wald-wirt* **18**, 55–59.
- HILTON, G. M. und J. R. PACKHAM (2003): Variation in the masting of common beech (*Fagus sylvatica* L.) in northern Europe over two centuries (1800–2001). *Forestry* **76**, 319–328.
- HÖLSCHER, D., O. KOCH, S. KORN und C. LEUSCHNER (2005): Sap flux of five co-occurring tree species in a temperate broad-leaved forest during seasonal soil drought. *Trees* **19**: 628–637.
- HUSS, J. und D. BUTLER-MANNING (2006): Entwicklungsdynamik eines buchendominierten „Naturwald“-Dauerbeobachtungsbestands auf Kalk im Nationalpark Hainich/Thüringen. *Waldökologie-Online* **3**, 67–81.
- KECH, G. (1993): *Beziehung zwischen Rehdichte, Verbiß und Entwicklung der Verjüngung in einem gatterten Fichtenforst als Basis einer waldgerechten Rehwildbewirtschaftung*. Dissertation, Freiburg i. Brsg.
- KERR, G. und C. CAHALAN (2004): A review of site factors affecting the early growth of ash (*Fraxinus excelsior* L.). *For. Ecol. Manage.* **188**, 225–234.
- KNOKE, T., B. STIMM, C. AMMER und M. MOOG (2005): Mixed forests reconsidered: a forest economics contribution on an ecological concept. *For. Ecol. Manage.* **213**, 102–116.
- KÖLLING, C., L. ZIMMERMANN und H. WALENTOWSKI (2007): Klimawandel: Was geschieht mit Buche und Fichte? Entscheidungshilfen für den klimagerechten Waldumbau in Bayern. *AFZ/Wald* **62**, 584–588.
- KOMPA, T. (2004): *Die Initialphase der Vegetationsentwicklung nach Windwurf in Buchen-Wäldern auf Zechstein- und Buntsandstein-Standorten des südwestlichen Harzvorlandes*. Dissertation, Göttingen.
- KOMPA, T. und W. SCHMIDT (2006): Zur Verjüngungssituation in südnieder-sächsischen Buchen-Windwurfgebieten nach einem lokalen Orkan von 1997. *Forstarchiv* **77**, 3–19.
- KRÄMER, I. und D. HÖLSCHER (2007): The effects of tree species diversity on rainfall partitioning and soil water dynamics (Hainich National Park/Germany). *Verh. Ges. Ökol.* **37**, 72.
- KRÄMER, I. und D. HÖLSCHER (2009): Rainfall partitioning along a tree diversity gradient in a deciduous old-growth forest in Central Germany. *Ecology* **2**: 102–114.
- KRAUSS, G. A. (1926): Über die Schwankungen des Kalkgehaltes im Rotbuchenlaub auf verschiedenem Standort. *Forstwiss. Cent.bl.* **48**, 401–429, 452–473.
- LAMBERTZ, B. und W. SCHMIDT (1999): Auflichtungen in Buchen- und Buchenmischbeständen auf Muschelkalk und Buntsandstein – Untersuchungen zur Verjüngungs- und Vegetationsstruktur. *Verh. Ges. Ökol.* **29**, 81–88.
- LÉGARÉ, S., Y. BERGERON und D. PARÉ (2002): Influence of forest composition on understory cover in boreal mixedwood forests of western Quebec. *Silva Fenn.* **36**, 353–366.
- LEUSCHNER, C. (1999): Zur Abhängigkeit der Baum- und Krautschicht mitteleuropäischer Waldgesellschaften von der Nährstoffversorgung des Bodens. *Ber. Reinh.-Tüxen-Ges.* **11**, 109–131.
- LEUSCHNER, C., D. HERTEL, I. SCHMID, O. KOCH, A. MUHS und D. HÖLSCHER (2004): Stand fine root biomass and fine root morphology in old-growth beech forests as a function of precipitation and soil fertility. *Plant Soil* **258**, 43–56.
- LÜPKE, B. VON (1998): Silvicultural methods of oak regeneration with special respect to shade tolerant mixed species. *For. Ecol. Manage.* **106**: 19–26.
- MAGURRAN, A. E. (2004): *Measuring Biological Diversity*. Blackwell Science, Oxford.
- MEYER, P., W. UNKRIG und F. GRIESE (2000): *Dynamik der Buche (Fagus sylvatica L.) in nordwestdeutschen Naturwäldern*. *Forst Holz* **55**, 470–477.
- MICHEL, S. und E.-G. MAHN (1998): *Untersuchungen zur Entwicklung der Waldvegetation des Hakels (nordöstliches Harzvorland)*. *Hercynica N. F.* **31**, 65–102.
- MÖLDER, A., M. BERNHARDT-RÖMERMANN und W. SCHMIDT (2006): Forest ecosystem research in Hainich National Park (Thuringia): First results on flora and vegetation in stands with contrasting tree species diversity. *Wald-ökologie-Online* **3**, 83–99.
- MÖLDER, A., M. BERNHARDT-RÖMERMANN und W. SCHMIDT (2008a): Herb-layer diversity in deciduous forests: Raised by tree richness or beaten by beech? *For. Ecol. Manage.* **256**: 272–286.
- MÖLDER, A., M. BERNHARDT-RÖMERMANN und W. SCHMIDT (2008b): Zur Beziehung zwischen Baumschichtvielfalt und Produktivität der Krautschicht in Laubwäldern. *Nat.schutz Biol. Vielf.* **60**, 139–144.
- MÖLDER, A., M. BERNHARDT-RÖMERMANN, C. LEUSCHNER und W. SCHMIDT (im Druck): Zur Bedeutung der Winterlinde (*Tilia cordata* Mill.) in mittel- und nordwestdeutschen Eichen-Hainbuchen-Wäldern. *Tuexenia* **29**.
- MORRIS, L. A., S. A. MOSS und W. S. GARBETT (1993): Competitive interference between selected herbaceous and woody plants and *Pinus taeda* L. during two growing seasons following planting. *For. Sci.* **39**, 166–187.
- MOSER, B., M. SCHÜTZ und K. E. HINDENLANG (2006): Importance of alternative food resources for browsing by roe deer on deciduous trees: the role of food availability and species quality. *For. Ecol. Manage.* **226**, 248–255.
- OKALI, D. U. U. (1966): A comparative study of the ecologically related tree species *Acer pseudoplatanus* and *Fraxinus excelsior*: I. The analysis of seedling distribution. *J. Ecol.* **54**, 129–141.
- OVERGAARD, R., P. GEMMEL und M. KARLSSON (2007): Effects of weather conditions on mast year frequency in beech (*Fagus sylvatica* L.) in Sweden. *Forestry* **80**, 555–565.
- PARTL, E., V. SZINOVATZ, F. REIMOSER und J. SCHWEIGER-ADLER (2002): Forest restoration and browsing impact by roe deer. *For. Ecol. Manage.* **159**, 87–100.
- PELTIER, A., M.-C. TOUZAND, C. ARMENGAUD und J.-F. PONGE (1997): Establishment of *Fagus sylvatica* and *Fraxinus excelsior* in an old-growth beech forest. *J. Veg. Sci.* **8**, 13–20.
- PETRITAN, A. M., B. VON LÜPKE und I. C. PETRITAN (2007): Effects of shade on growth and mortality of maple (*Acer pseudoplatanus*), ash (*Fraxinus excelsior*) and beech (*Fagus sylvatica*) saplings. *Forestry* **80**, 397–412.
- PIGOTT, C. D. (1991): *Tilia cordata* Miller. *J. Ecol.* **79**, 1147–1207.
- PIGOTT, C. D. und S. J. WARR (1989): Pollination, fertilization and fruit development in sycamore (*Acer pseudoplatanus* L.). *New Phytol.* **111**, 99–103.
- PRETZSCH, H. (1996): *Strukturvielfalt als Ergebnis waldbaulichen Handelns*. *Allg. Forst- Jagdztg.* **167**, 213–221.
- PRETZSCH, H. (2002): *Grundlagen der Waldwachstumsforschung*. Ulmer, Stuttgart.
- RAESFELD, F. VON, A. H. NEUHAUS und K. SCHAICH (1985): *Das Rehwild – Naturgeschichte, Hege und Jagd*. Parey, Berlin.
- REIMOSER, F. und H. GOSSOW (1996): Impact of ungulates on forest vegetation and its dependence on the silvicultural system. *For. Ecol. Manage.* **88**, 107–119.

- RÖHLE, H. und A. FUCHS (1999): Plenterwaldbewirtschaftung und Forsteinrichtung im Hainich. Betriebsinventur auf der bundeseigenen Liegenschaft Weberstedt. *AFZ/Wald* **54**, 584–586.
- RÖHRIG, E., N. BARTSCH und B. VON LÜPKE (2006): Waldbau auf ökologischer Grundlage. Ulmer, Stuttgart.
- ROTH, R. (1996): Der Einfluss des Rehwildes auf die Naturverjüngung von Mischwäldern. *Z. Jagdwiss.* **42**, 143–156.
- SCHLÜTER, H. (1968): Zur systematischen und räumlichen Gliederung des Carpinion in Mittelthüringen. *Feddes Repert.* **77**, 117–141.
- SCHMIDT, I., C. LEUSCHNER, A. MÖLDER und W. SCHMIDT (2009): Structure and species composition of the seed bank in monospecific and tree species-rich temperate broad-leaved forests. *For. Ecol. Manage.* **257**: 695–702.
- SCHMIDT, W. (1996): Zur Entwicklung der Verjüngung in zwei Femellücken eines Kalkbuchenwaldes. *Forst Holz* **51**, 201–205.
- SCHMIDT, W. (1997): Zur Vegetationsdynamik von Lochhieben in einem Kalkbuchenwald. *Forstwiss. Centralbl.* **116**, 207–217.
- SCHMIDT, W. (1998): Dynamik mitteleuropäischer Buchenwälder – Kritische Anmerkungen zum Mosaik-Zyklus-Konzept. *Nat.schutz Landsch.plan.* **30**: 242–249.
- SCHMIDT, W. (2000): Eiche, Hainbuche oder Rotbuche? – Zur Vegetation und Baumartenzusammensetzung von stau- und grundwasserbeeinflussten Wäldern des nordwestdeutschen Tieflandes. Ergebnisse aus den Naturwäldern Hasbruch und Pretzter Landwehr. *Tuexenia* **20**, 21–43.
- SCHMIDT, W. (2004): Äsungskapazität des Waldes in Abhängigkeit von Standort und Überschirmung im Vergleich zu Grünlandflächen. In: BAL Gumpenstein (Hrsg.): Tagung für die Jägerschaft 2004, 47–56.
- SCHMIDT, W. (2006): Zeitliche Veränderung der Fruktifikation bei der Rotbuche (*Fagus sylvatica* L.) in einem Kalkbuchenwald (1981–2004). *Allg. Forst- Jagdztg.* **177**, 9–19.
- SCHMIDT, W. (2007): Ökologische Folgen des Waldumbaus von Fichtenreinbeständen: Die Buche als „Ökosystemingenieur“? In: Nationalparkverwaltung Harz (Hrsg.): Walddynamik und Waldumbau in den Entwicklungszonen des Nationalparks, 41–54.
- SPIECKER, H. (2006): Broadleaves for the future – a view from Central Europe. *Kungl. Skogs- och Lantbruksakademiens Tidskrift* **145**, 43–50.
- SILVERTOWN, J. W. (1995): Introduction to plant population ecology. Longman, London.
- STATSOFT INC. (2004): STATISTICA for Windows, Version 6. StatSoft, Tulsa, Oklahoma, USA.
- STUBBE, C. (1997): Rehwild. Biologie, Ökologie, Bewirtschaftung. Parey, Berlin.
- TABAKU, V. (1999): Struktur von Buchen-Urwäldern in Albanien im Vergleich mit deutschen Buchen-Naturwaldreservaten und -Wirtschaftswäldern. Cuvillier, Göttingen.
- TALKNER, U., M. JANSEN und F. O. BEESE (2009): Soil phosphorus status and turnover in central-European beech forest ecosystems with differing tree species diversity. *Eur. J. Soil Sci.*, doi: 10.1111/j.1365-2389.2008.01117.x.
- TAPPER, P. G. (1996): Long-term patterns of mast fruiting in *Fraxinus excelsior*. *Ecology* **77**, 2567–2572.
- TOPOLIANTZ, S. und J.-F. PONGE (2000): Influence of site conditions on the survival of *Fagus sylvatica* seedlings in an old-growth beech forest. *J. Veg. Sci.* **11**, 369–374.
- UECKERMANN, E. (1951): Die Einwirkung des Standortes auf Körpergewicht und Gehörbildung des Waldrehes. Dissertation, Göttingen (Hann. Münden).
- VAN OIJEN, D., M. FEIJEN, P. W. F. M. HOMMEL, J. DEN OUDEN und B. H. C. VAN DER WAAL (2005): Effects of tree species composition on within-forest distribution of understorey species. *Appl. Veg. Sci.* **8**, 155–166.
- WAGNER, S. (1997): Ein Modell zur Fruchtausbreitung der Esche (*Fraxinus excelsior* L.) unter Berücksichtigung von Richtungseffekten. *Allg. Forst- Jagdztg.* **168**, 149–155.
- WAGNER, S. (2004): Klimawandel – einige Überlegungen zu waldbaulichen Strategien. *Forst Holz* **59**, 394–398.

# Nachruf

## **Prof. Dr. Dr. h.c. HELMUT SCHMIDT-VOGT gestorben**

Die Fakultät für Forst- und Umweltwissenschaften hat am 05.12.2008 Prof. Dr. HELMUT SCHMIDT-VOGT, eine ihrer herausragenden Persönlichkeiten, verloren. 22 Jahre, von 1964–1986, war er Leiter des Waldbau-Instituts der Universität Freiburg i.Br..

Sein Lebensweg war zunächst geprägt von der Zeit zwischen dem Ende des 1. Weltkriegs, sowie dem Ende des Kaiserreichs, 1918, seinem Geburtsjahr, und dem Beginn der Bundesrepublik 1949.

Gleich nach dem Abitur zum Wehr- und sofort anschließend zum Kriegsdienst eingezogen, hat er in München unter abenteuerlichen Bedingungen – schwer verwundet – sein Studium in den letzten Kriegsjahren absolviert. Danach folgten für ihn Jahre in der sich langsam wieder etablierenden Bayerischen Staatsforstverwaltung als Revierförster, Amtsverweser, Mitarbeiter an einer Oberforstdirektion sowie im Ministerium. Schließlich konnte er für 8 Jahre die Leitung eines der vielseitigsten Forstämter Bayerns, Teisendorf, übernehmen. Diesem angegliedert war die Staatliche Saatgut- und Pflanzenanzuchtstelle des Landes. Sie wurde von entscheidender Bedeutung für seinen weiteren Lebensweg, weil er sich in Forstgenetik und Pflanzenanzucht spezialisieren konnte.

Bereits während seiner Zeit am Bayerischen Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten war er an der Münchner Staatswirtschaftlichen Fakultät, der die forstwissenschaftliche Abteilung damals angehörte, promoviert worden. Die Teisendorfer Tätigkeit bot ihm anschließend die Chance, eine Habilitationsarbeit anzufertigen und sich damit für weitere wissenschaftliche Aufgaben zu qualifizieren. Bereits in dieser Zeit begann er, mit vielen Fachleuten aus anderen Ländern zusammenzuarbeiten. So hatte er einen ungewöhnlich breiten Hintergrund an Erfahrungen und Kenntnissen erworben. Er war gleichermaßen mit der forstlichen Praxis wie der Verwaltung vertraut und hatte sich zunehmend in wissenschaftliche Methoden, vor allem auch in experimentelle eingearbeitet. Zudem verfügte er über vielfältige Kontakte ins Ausland.

Deshalb war es nur folgerichtig, dass ihn die Freiburger Universität 1964 auf den Lehrstuhl für Waldbau berief.

Diese Auslandskontakte hat er in Freiburg noch wesentlich vertieft. Er bereiste fast die ganze Welt und knüpfte überall hin Kontakte. Eine größere Schar von Doktoranden aus China, Taiwan, Spanien, Argentinien bezeugt dies gleichfalls.

Diese Auslandsbeziehungen haben mitgeholfen, der forstwissenschaftlichen Fakultät frühzeitig eine internationale Ausrichtung zu geben.

Prof. SCHMIDT-VOGT startete in Freiburg mit einem weit gesteckten Forschungsprogramm: So begann er sich mit einem ambitionierten Projekt „Wald und Wasser“ zu beschäftigen. Er ließ Wuchskammern anschaffen, in denen pflanzenphysiologischen Gesetzmäßigkeiten nachgegangen wurde. Es schien ihm weiterhin dringend, sich tieferschürfend und umfassender mit der für Mitteleuropa wichtigsten Baumart, der Fichte, zu befassen. Dieses Unternehmen wuchs sich dann zu einem respektablen Projekt aus, das ihn und viele Mitarbeiter am Ende vollständig in Atem hielt. Aus dem zunächst geplanten Buch wurden vier umfangreiche Bände mit 2.500 Seiten und 12.000 Literaturverweisen.

Viele Kollegen haben Beiträge geliefert. Prof. SCHMIDT-VOGT hat da etwas vorweggenommen, was heute Standard der EU-geförderten Forschung ist: Länderübergreifende, inter-, bzw. transdisziplinäre, integrierte Zusammenarbeit zu weitgreifenden Themen. Mit dieser Monographie hat er ein Standardwerk geschaffen, in dem sich am Beispiel einer Baumart die ganze Forstwissenschaft wiederfindet. Außerdem sind weit darüber hinaus auch die Nachbardisziplinen einbezogen.

Es konnte fast nicht ausbleiben, dass diese internationale Kooperation mit Ehrungen bedacht wurde: einem Ehrendoktor aus Helsinki, Ehrenmitgliedschaften in wissenschaftlichen Akademien Italiens und Finnlands. Sein Einsatz für die Entwicklung der Forstwissenschaftlichen Fakultät an der argentinischen Universität Santiago del Estero wurde mit einem Ehrenprofessor honoriert.

Nach der Emeritierung 1986 setzte Prof. SCHMIDT-VOGT sein Tun bruchlos fort. Das noch nicht ganz beendete Fichtenprojekt fand 1992 mit einem internationalen Fichten-Symposium seinen erfolgreichen Abschluss.

Danach griff er einen Jahrzehnte zuvor begonnenen Ansatz auf, nämlich den „Wald in der Musik“ mit einem Buch zu beleuchten.

Schließlich fertigte er einen umfassenden Lebensbericht, der auch für Außenstehende spannend zu lesen ist. Hierin hat er anschaulich, reflektiert und distanziert die Zeit des Nationalsozialismus, des Krieges und der danach mühsamen Wiederherstellung des öffentlichen Lebens aus seiner Perspektive beschrieben. Solche Auseinandersetzungen von Zeitzeugen mit der Fähigkeit zur kritischen Reflektion haben lange gefehlt.

Prof. SCHMIDT-VOGT hat bis zuletzt mit dem Waldbau-Institut Kontakt gehalten und die Entwicklung in Forstpraxis und -wissenschaft mit Interesse und warmer Anteilnahme verfolgt.

JÜRGEN HUSS

# Bewertungskonzept für forstliche Nutzungsbeschränkungen

Schriften zur Forstökonomie, Band 32

Von BERNHARD MÖHRING und URSULA RÜPING

ISBN 3-7939-7032-9. Kartoniert € 9,80  
48 Seiten mit 19 Abbildungen und 8 Tabellen

In der Bundesrepublik Deutschland nehmen die Anforderungen an die Waldbewirtschaftung unter dem Blickwinkel von Naturschutz, Wasserschutz, Biodiversität, Erholung, Landschaftsbild, etc. laufend zu. Sie haben mittlerweile vielfach die Schwelle dessen überschritten, was im Rahmen der normalen Forstwirtschaft „mit erledigt“ werden kann. Es werden zunehmend spezielle Bewirtschaftungsmaßnahmen gefordert, die die konventionelle forstliche Nutzung einschränken oder verdrängen. Hier stellt sich regelmäßig die Frage nach der betriebswirtschaftlichen Betroffenheit der Waldbesitzer. Das hier vorgestellte Bewertungskonzept für forstliche Nutzungsbeschränkungen will einen Weg aufzeigen, wie die betriebswirtschaftlichen Verluste als Folge von Abweichungen von der betriebswirtschaftlich optimalen Waldbewirtschaftung vereinfachend ermittelt werden können.

Das Konzept zur Bewertung forstlicher Nutzungsbeschränkungen baut auf dem in der betriebswirtschaftlichen Bewertungslehre dominierenden Ertragswertkonzept auf. Es werden auf der Basis aktualisierter Wachstumsmodelle und Erlös- und Kostendaten jährliche

Erfolgsziffern der Holzproduktion für verschiedene Baumarten, Altersphasen, Bonitäten, Qualitätsstufen, etc. ermittelt, die im Sinne von Annuitäten berechnet und als „jährliche Holzproduktionswerte“ in umfangreichen Tabellen dokumentiert werden. Anhand von Beispielen wird das rechnerische Vorgehen erläutert und die Ergebnisse werden auf typische Fälle im Zusammenhang mit Änderungen der forstlichen Bewirtschaftung (wie beispielsweise Änderung der Baumartenwahl, vorzeitige Auflichtung und Ernte von Nadelholzbestockungen, um sie durch andere Baumarten zu ersetzen und langfristiger Erhalt von Laubholzbeständen über die eigentliche Hiebsreife hinaus) angewandt.

Es besteht die Erwartung, dass sich das hier vorgestellte Bewertungskonzept für die Praxis bei der Bestimmung von Ausgleichbeträgen für den Vertragsnaturschutz als nützlich erweisen wird. Insgesamt soll das vorgestellte Bewertungskonzept auch zu einem besseren Verständnis der betriebswirtschaftlichen Zusammenhänge im Wald beitragen und dadurch den Ausgleich zwischen den wirtschaftlichen und gesellschaftlichen Interessen am Wald fördern.

# **Assessment of the impact of different forest management measures on the water yield in the Kassilian Catchment, Iran**

Von HOSSEIN SERAJZADEH

84 Seiten mit 66 Abbildungen und 22 Tabellen

Kartoniert 29,00 €

ISBN 3-7939-0895-1

Wälder haben eine große Wirkung auf den regionalen Wasserhaushalt. Forstwirtschaftliche Entscheidungen wie Waldumbau oder Holzeinschlag können ebenfalls erhebliche hydrologische Konsequenzen haben, denen immer noch zu wenig Aufmerksamkeit geschenkt wird. Forstliche Maßnahmen, die – auf Kosten der Holzernte – aus wasserwirtschaftlicher Sicht positiv zu bewerten sind, werden auch deshalb nicht genügend honoriert, weil das Wissen um diese günstigen Effekte fehlt.

Dieses Buch befasst sich mit der mittleren Wasserbilanz der großen Buchenwälder am Nordabhang des Elbrus-Gebirges. Mit Hilfe des Modells „SIMWASER\_WALD“ werden die Auswirkungen von Bestandszusammensetzungen und von Waldweide auf den Abfluss in Szenarien simuliert.

Die Ergebnisse der Felduntersuchungen zeigen, dass eine totale Umwandlung des

bodenständigen Buchenwaldes in Fichten- oder Kiefernbestände den Abfluss um etwa 70% verringern würde. Die Simulationsstudie zeigt also die Bedeutung der zum Grossteil noch intakten Buchenbestände für die nachhaltige Wasserversorgung der intensiv bewirtschafteten Küstenebene am Kaspischen Meer auf und liefert so eine Bestätigung der von der Regierung der Iranischen Forst Organisation beschlossenen Bewirtschaftungspläne.

Das für seine Ausstattung erstaunlich preiswerte Buch vermittelt Einblicke in die Waldhydrologie, die dem Forstwirt – unabhängig von seinem Arbeitsstandort – bei der Findung des richtigen Weges zwischen profitabler Waldwirtschaft und ökologischer Forstwirtschaft helfen können. Nebenher findet man Informationen über Forststandorte im Iran, die eine absolute forstgeographische Kostbarkeit darstellen.