

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

ISSN 0002-5852

## INHALTSVERZEICHNIS

### AUFSATZE

Chr. Kleinn and M. Albert	Einleitung ..... 137 (Introduction)
R. Seppälä	Global trends and issues in the forest sector and challenges to forest research ..... 138 (Globale Trends und Probleme des Forstsektors und Herausforderungen für die Forstwissenschaft)
T. Pukkala	Optimising the semi-continuous cover forestry of Finland .. 141 (Optimierung der semi-dauerwaldartigen Bewirtschaftung finnischer Wälder)
M. Schmidt und A. Weller	Ein statistisches Modell zur Auswertung ordinaler Merkmale dargestellt am Beispiel der Ausprägung von Ästigkeit in Douglasien-Provenienzversuchen ( <i>Pseudotsuga menziesii</i> [MIRB.] FRANCO) ..... 149 (A statistical model to investigate ordinal attributes demonstrated on the branchiness in Douglas fir provenance trials)
K. Staupendahl and W. Zucchini	Estimating the spatial distribution in forest stands by counting small angles between nearest neighbours ..... 160 (Beurteilung des räumlichen Verteilungsmusters in Waldbeständen anhand der Anzahl kleiner Winkel zwischen benachbarten Bäumen)
H. Sterba und A. Zingg	Abstandsabhängige und abstandsunabhängige Bestandesstrukturbeschreibung ..... 169 (Distance dependent and distance independent description of stand structure)
NOTIZEN	..... 176

**177. JAHRGANG 2006 HEFT 8/9 AUG./SEPT.**

**J. D. SAUERLANDER'S VERLAG • FRANKFURT AM MAIN**

# ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

Unter Mitwirkung der  
Mitglieder der Lehrkörper der Forstlichen Fakultäten  
von Freiburg i. Br. und Göttingen

herausgegeben von

**Dr. K.-R. Volz**  
o. Professor  
der Forstwissenschaft an der  
Universität Freiburg i. Br.

**Dr. Dr. h.c. K. von Gadow**  
o. Professor  
der Forstwissenschaft an der  
Universität Göttingen

ISSN 0002-5852

**Erscheinungsweise:** Jährlich 12 Hefte, bei Bedarf Doppelhefte (zweimonatlich).

**Bezugspreis:** Jährlich € 148,- zuzüglich Zustellgebühr; Studenten und in Ausbildung befindliche Forstreferendare € 118,40 (empf. Richtpreis). 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 die Herausgeber 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 zweispaltigen 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 Fernseh-sendung 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; Frankfurter Sparkasse (Girokonto 96 958); 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 Anschriften der Herausgeber:

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

Prof. Dr. Dr. h. c. KLAUS VON GADOW, Institut für Waldinventur und Waldwachstum der Universität Göttingen, Büsingenweg 5, D-37077 Göttingen

## Die Anschriften der Mitarbeiter von Heft 8/9 des 177. Jahrgangs:

Dr. MATTHIAS ALBERT, Universität Göttingen, Institut für Waldinventur und Waldwachstum, Büsingenweg 5, D-37077 Göttingen. E-Mail: M.Albert@forst.uni-goettingen.de

Prof. Dr. DIETER ECKSTEIN, Universität Hamburg, Abteilung Holzbio-logie des Zentrums Holzwirtschaft, Leuschnerstraße 91, D-21031 Hamburg

Prof. Dr. CHRISTOPH KLEINN, Universität Göttingen, Institut für Waldinventur und Waldwachstum, Büsingenweg 5, D-37077 Göttingen. E-Mail: ckleinn@gwdg.de

TIMO PUKKALA, University of Joensuu, P. O. Box 111, FIN-80101 Joensuu, Finland. E-Mail: timo.pukkala@joensuu.fi

Dr. MATTHIAS SCHMIDT, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Waldwachstum, Wonnhaldestraße 4, D-79100 Freiburg. E-Mail: Matthias.Schmidt@forst.bwl.de

Dr. UWE SCHMITT, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Institut für Holzbio-logie und Holzschutz, Leuschnerstraße 91, D-21031 Hamburg

Dr. THOMAS SCHNEIDER, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Postfach 80 02 09, D-21002 Hamburg

RISTO SEPPÄLÄ, Finnish Forest Research Institute, Unioninkatu 40 A, FIN-00170 Helsinki, Finland. E-Mail: risto.seppala@metla.fi

Dipl.-Forstw. KAI STAUPENDAHL, ARGUS Forstplanung – Waldinventuren und Forstliche Informationssysteme, Büsingenweg 5, D-37077 Göttingen. E-Mail: staupendahl@argus-forstplanung.de

HUBERT STERBA, Department für Wald- und Bodenwissenschaften der Universität für Bodenkultur Wien. Peter Jordanstraße 82, A-1190 Wien. E-Mail: hubert.sterba@boku.ac.at

Dipl.-Forstw. ANDREAS WELLER, Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abt. Waldwachstum, Grätzelstraße 2, D-37079 Göttingen

ANDREAS ZINGG, Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL, Zürcherstrasse 111, CH-8903 Birmensdorf, Schweiz

Prof. Dr. WALTER ZUCCHINI, University Göttingen, Institute of Statistics and Econometrics, Faculty of Economic Sciences, Platz der Göttinger Sieben 5, D-37073 Göttingen. E-Mail: walter.zucchini@wi-wiss.uni-goettingen.de

## Übersetzung der Résumés,

soweit sie nicht von den Autoren zur Verfügung gestellt werden:

J. MAHEUT, 25 Av. du Gal Leclerc, F-54600 Villers-les-Nancy



**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,- aid, Konstantinstraße 124, Stichwort 'ÖKOWALD', D-53179 Bonn  
<http://www.fh-rottenburg.de/greenlink/oekowald/index.html>

## Erstes Sonderheft zum 65. Geburtstag von Prof. Dr. Dr. h.c. KLAUS VON GADOW

### EINLEITENDE WORTE

Am 19. Mai 2006 hat Prof. Dr. KLAUS VON GADOW, Direktor des Institutes für Waldinventur und Waldwachstum und Professor für Waldwachstum und Forsteinrichtung, sein 65. Lebensjahr vollendet. Am 13. Juli 2006 hielt er seine Abschlussvorlesung, und nach dem Sommersemester 2006 trat er in den so genannten Ruhestand.

KLAUS VON GADOW wurde in Rostock geboren und verbrachte Kindheit und Jugend in Ostholstein. Sein Vater war dort Forstamtsleiter und trug dazu bei, dass er schon früh einen Einblick in forstliche Fragestellungen erhielt. Er absolvierte dann sein Forststudium in den Jahren 1964 bis 1968 an der Universität Göttingen in Hannoversch Münden und an der Universität Freiburg. Im Jahre 1969 entschloss er sich, nach Südafrika auszuwandern, wo er zunächst eine Anstellung in der Forstverwaltung fand, dann aber von 1976–1977 ein Aufbaustudium mit Schwerpunkt in Waldbau und Biometrie an der Universität Stellenbosch absolvierte, das er mit dem M.Sc. abschloss. Unmittelbar danach wurde er an derselben Universität als Lecturer angestellt und promovierte sich Ende 1979 mit einem Thema über die Optimierung der forstlichen Jahresplanung. 1982 war KLAUS VON GADOW als Humboldt-Stipendiat für ein halbes Jahr an der Universität München; an der Ludwig-Maximilian-Universität zu München war es auch, wo er sich im Jahre 1986 im Bereich Waldwachstum habilitierte. Unmittelbar danach übernahm er die Professur für Forest Management in Stellenbosch und 1991 die Leitung des Institutes für Forsteinrichtung und Ertragskunde in Göttingen, welches mittlerweile umbenannt wurde in Institut für Waldinventur und Waldwachstum.

KLAUS VON GADOW ist ein vielseitiger, weltoffener und international sehr angesehener Wissenschaftler, der es in hervorragender Weise vermag, die Begeisterung für die forstlichen Wissenschaften auch den Studierenden zu vermitteln. Ein Beweis hierfür sind die 21 Promovierten aus 10 Ländern, die er in den 15 Jahren seiner Professur in Göttingen bislang betreut hat. Ein besonderer Erfolg in der Lehre ist auch das von ihm initiierte Lehr-Projekt „Analyse eines forstlichen Eingriffs“, das er mit großem Engagement betreut und das die Forst-Studierenden in praxisnaher und gleichzeitig wissenschaftlich systematischer Weise an die vielen Facetten forstlichen Handelns heranführt. Es ist genau dieses Engagement, das den Funken der Begeisterung vom Lehrenden auf den Studierenden überspringen lässt.

In zahlreichen Publikationen, darunter mehrere Bücher, die auch in verschiedene Sprachen übersetzt wurden, setzt sich KLAUS VON GADOW insbesondere mit Waldstrukturen, Waldwachstum und der Erneuerung der theoretischen und praktischen Grundlagen der Forsteinrichtung auseinander.

Es war ihm immer ein Anliegen, auch auf internationaler Ebene zu arbeiten. Seine langjährige Funktion als Koordinator der IUFRO Division IV zeigt dies eindrucklich, ebenso wie zahlreiche Gastprofessuren, die Ehrendoktorwürde der Agrar-Universität in Tartu, Estland, im Jahre 2000 und die Ernennung zum Honorarprofessor

durch die Chinese Academy of Forestry in Beijing im Jahre 1998. Von seinen anderen Funktionen seien noch die als Hauptgutachter der DFG genannt und die als Mitglied des Redaktionskomitees mehrerer forstlicher Zeitschriften. Er ist Herausgeber der Buchserie „Managing Forest Ecosystems“ im Kluwer Verlag und Mitherausgeber dieser Zeitschrift, einer der traditionsreichsten forstlichen Fachzeitschriften weltweit. Für das von ihm Erreichte zollen wir ihm unsere uneingeschränkte Anerkennung und unseren Dank.

Dieser kurze Abriss seines beruflichen Werdeganges zeigt eindrucklich, dass KLAUS VON GADOW in seiner wissenschaftlichen Laufbahn seinen Fachdisziplinen Waldwachstum und Forsteinrichtung viele Impulse gegeben hat. Es lag also nahe, dem Jubilar ein Sonderheft der Allgemeinen Forst- und Jagdzeitung zu widmen, in welchem die Bandbreite der Fragestellungen sichtbar wird, mit denen sich diese Fachgebiete derzeit auseinandersetzen.

Es war erfreulich zu sehen, wie bereitwillig die Kollegen sofort zusagten, einen Fachbeitrag zu Ehren von KLAUS VON GADOW zu schreiben. Die Bereitschaft war schließlich so groß, dass die Beiträge nun zwei Sonderhefte füllen! Dieser Umfang würdigt das Ansehen von KLAUS VON GADOW und ist auch durch die zentrale Stellung der Disziplinen Waldwachstum und Forsteinrichtung im Rahmen der Forstwissenschaften gerechtfertigt. Zu Wort kommen in den beiden Heften Kollegen und ehemalige Schüler von KLAUS VON GADOW, mit denen er eine zum Teil sehr lange Zusammenarbeit pflegt.

Die Beiträge umfassen in diesem Heft allgemeine Themenbereiche wie die Einordnung der Waldwachstums- und Forsteinrichtungsforschung in den Kontext aktueller waldbezogener Forschungsprioritäten (SEPPÄLÄ) und Erfahrungen zur Anwendung des Continuous Cover Forestry Konzeptes in Finnland (PUKKALA) bis hin zu sehr speziellen Fragestellungen, zum Beispiel einem Aspekt der Qualitätsmodellierung (SCHMIDT und WELLER) und der Ermittlung der räumlichen Baumverteilung (STAUPENDAHL und ZUCCHINI). Weiteres Indizes zur Bestandesstrukturbeschreibung untersuchen STERBA und ZINGG.

Im zweiten Sonderheft werden wichtige Forschungslinien im Bereich der Biomasseforschung (RÖHLE et al.) und im Zusammenhang zwischen Bestandesdichte und Zuwachs sowohl auf der Bestandes- als auch auf der Einzelbaumebene (PRETZSCH) aufgezeigt. Ein weiterer Beitrag zur Beschreibung der Bestandesstruktur (HUI et al.) und zur Durchforstungsmodellierung (ALBERT) greifen Forschungsgebiete auf, die KLAUS VON GADOW u.a. besonders am Herzen liegen.

Wir gratulieren dem Jubilar sehr herzlich! Seine Mitarbeiter, Kollegen und zahlreichen Schüler wünschen Professor KLAUS VON GADOW alles Gute für den neuen Lebensabschnitt, vor allem Gesundheit und auch die Energie, seine wissenschaftlichen und nicht-wissenschaftlichen Ziele noch viele Jahre intensiv weiter verfolgen zu können. Wir bauen weiterhin auf seinen geschätzten Rat.

Göttingen, im August 2006

CHRISTOPH KLEINN und MATTHIAS ALBERT

# Global trends and issues in the forest sector and challenges to forest research

By R. SEPPÄLÄ<sup>\*)</sup>

(Received May 2006)

## KEY WORDS – SCHLAGWORTER

*Forest research; forest sector; global trends.*

*Forstliche Forschung; Forstsektor; globale Trends.*

## 1. INTRODUCTION

Dr. KLAUS VON GADOW is one of the most international scientists in the field of forest research. His career is marked not only by scientific accomplishments but he has also assumed many important organizational responsibilities. One of them is his membership in the Board of IUFRO, the International Union of Forest Research Organizations. He served the Board in his capacity as a Coordinator of IUFRO's Division 4 in 1996–2005. During this period Dr. VON GADOW made a substantial contribution to the global forest research community by showing exemplary leadership in his Division and by bringing his international experience to the use of the whole IUFRO Board.

Dr. VON GADOW's attitude both in research and other professional activities as well in private life has been truly global. To recognize this, the content of this article is connected with global trends and issues and the challenges they bring to the forest sector and forest research. The goal of the article is to briefly synthesize existing information and research results in order to encourage discourse on the future of the forest sector and forest-related research.

## 2. GLOBAL TRENDS OF THE FOREST SECTOR

According to FAO's Global Forest Resources Assessment 2005 (FAO, 2005), forests cover 30% of the planet's total land area. Half of the forests are located in tropics, half in temperate and boreal regions. Half of the forests are in developing countries, half in developed countries. Half of the wood harvested goes to industrial use, half goes to firewood.

There are several major trends that affect the future of the forest sector. The most visible and alarming one is deforestation although the rate of forest degradation appears to be decreasing. Africa and South America suffer the largest net loss of forests. The forest area in Europe is expanding. Asia had net losses in the 1990s but experienced a net gain in its forests in the period 2000–2005, primarily due to large-scale afforestation in China. Also in many other countries of deforestation forest planting and natural expansion of forests have improved the situation by reducing the net loss of forest area (FAO, 2005).

The global forest sector is also experiencing notable internal structural changes. A shift of the production of industrial timber from North to the tropical and subtropical regions of South has commenced. This means a shift of timber production from developed countries to developing countries and a shift from natural and semi-natural forests to planted forests. E.g. SEDJO (2001) has estimated that half of the industrial roundwood will come from intensively managed plantations by 2050.

There is also a shift in the ownership of forests. More than 80% of the world's forests are publicly owned but private ownership is increasing in many countries, and timberland is moving from the

hands of the industry to institutional investors. As for the private non-industrial forest ownership, a shift of forests from rural people to urbanites will continue.

Recent outlooks (e.g. SUHONEN, 2006) show that the demand for current forest industry products will grow less than before in the OECD countries while at the same time, the demand will continue to increase considerably in many developing and transition countries. This means a shift in consumption of forest products from Western Europe and North America to Asia, Eastern Europe and Russia. In North America and in many Western European countries some products, such as newsprint, are already experiencing a decline in consumption (HETEMÄKI, 2005). The global demand for industrial wood will rise also in the future but less than industrial production as the efficiency of wood use will improve and the use of other raw materials will increase in paper products. Globally there will be no shortage of wood for industrial purposes if investments in industrial plantations will continue.

Real prices of wood-based products will continue to decline because of competition and improving productivity. The increasing competition between producers in different regions is gradually leading to a shift of not only timber production but also industrial production from North to South. Consequently, employment in forestry and the traditional forest industry will decline in the OECD countries of the North. At the same time, pulp and paper companies will continue to merge and become increasingly global.

Because the demand trend for industrial wood is levelling off in industrialized countries, the gap between the actual harvest and the harvest potential is likely to widen in these countries. It will mean an increase in growing stock in developed countries in contrast with many developing countries where forests will continue to disappear. This vision may not materialize if demand for wood for energy production will rise considerably in the decades to come. However, at least in the beginning the additional wood energy will be derived mainly from harvesting residues.

The decreasing growth or possibly even decline in the demand for industrial wood in developed countries gives room for other products and services of forests. This means that a shift from timber production to non-wood production as well as to recreation and conservation in the use of forests is likely to continue in industrialized countries.

Forces external to the forest sector, both international and national, will increasingly drive the sector. Especially in developed countries, environmental and social sustainability seem to be replacing the economic sustainability as a major driving force. This will support the march of non-wood and intangible products.

The global forest sector enjoyed a political renaissance in the 1990s, mainly as a consequence of the Rio Earth Summit where the world leaders paid considerable attention to forests and international forest policy. Unlike the Rio UNCED, the focus of the recent deliberations is much broader than just the environmental aspects of sustainable development. Consequently, the high-level political attention has now shifted away from forests to address other concerns, such as poverty alleviation and food security. Although references are made to the management, conservation and sustainable development of forests, they per se no longer appear to be a major priority on the current global agenda (MAINI, 2004). The dimin-

<sup>\*)</sup> RISTO SEPPÄLÄ, Finnish Forest Research Institute, Unioninkatu 40 A, FIN-000170 Helsinki, Finland. E-mail: [risto.seppala@metla.fi](mailto:risto.seppala@metla.fi)



ished political status of the forest sector and reduced allocation of public funds to its activities are visible also in many individual countries.

### 3. ISSUES AND CHALLENGES OF THE FOREST SECTOR

Despite notable progress towards international forest policy development and policy coordination, deforestation, forest degradation and loss of biodiversity continue at an alarming rate. There is no single cause for deforestation. In fact, far more important than merely identifying these single causes, such as population growth, logging, permanent cropping or cattle ranching, is understanding the relationship between local causes and underlying macroeconomic forces, such as the exchange rate policy, that create incentives to which individuals respond (GEIST and LAMBIN, 2002).

Illegal logging and associated trade in forest products are among the main problems of forestry in developing countries and economies in transition. Almost one quarter of hardwood lumber and 30% of hardwood plywood traded globally are of suspicious origin (SENECA CREEK ASSOCIATES et al., 2004). Corruption is often closely linked with illegal logging.

Forest fires are a major issue in many countries. Approximately 95% of them are caused by human activities (JURVELIUS, 2006). Fires are very often connected with illegal logging and other unlawful acts.

Forest-related challenges are not found only in developing countries and tropics but also in the North. In order to survive and prosper, the forest sectors of the industrialized countries need new products and new business opportunities. The industry has to convert pulp mills to biorefineries whose outputs are not only traditional forest industry products, but also bioenergy products, wood chemistry products, as well as ingredients for medicines and functional food products. In addition, forests must be managed also for environmental and social services. An important task is to learn how to quantify the economic value of these services to obtain recompense.

#### 3.1 Forest certification

One of the new phenomena in forestry is forest certification. The first certification systems appeared in the early 1990s. Certification provides an independent third-party assurance that forestry operations meet standards for environmentally, socially and economically responsible management set by a certification program. The issue is that there are many competing programmes: four forest certification systems operate in North America alone. Another issue is that only 5% of the global forest area has been certified, and out of this merely 10% is in developing countries (MERY et al., 2005) where need for certification is greater than in developed countries. In some industrialized countries, such as Finland, practically all forests are certified. In these situations one can ask whether the certification has produced anything but income to those involved in the process.

#### 3.2 Forest biotechnology

Compared with agriculture, forestry is very much behind in applications of biotechnology. So far, genetically modified trees have not been commercially released except in China, where planting poplars is part of the programme to prevent flooding, droughts and the spread of deserts. After witnessing resistance to agricultural biotechnology, the forest industry especially in Europe is very concerned about how the public will react to GM trees. Consequently, some companies have announced that they will not use GM trees in their mills. In Europe even research on GM trees is facing difficulties because of public resistance.

#### 3.3 Forest sector and ICT

It has been a general belief in the forest sector that electronic solutions will not replace paper. This is based on a long-term trend in which the per-capita consumption of paper products is directly and positively related to the per-capita income and negatively related to the price of paper products. Recent studies have started to question this assumption. It seems apparent that information and communication technology (ICT) has begun to influence paper consumption but the impacts differ between various paper grades and across countries. For example, newsprint consumption in the USA has declined since 1987. The real price of newsprint has decreased during the same period (HETEMÄKI, 2005). This structural break in the US newsprint market is of a historical significance. In recent years, some other high-income countries have followed the US trend, although in countries like China consumption is growing rapidly. In any case, the changing pattern of the newsprint consumption indicates that the similar structural break will happen also to many other communication paper grades.

### 4. CHALLENGES TO THE FOREST RESEARCH

The shifts in the forest sector create challenges to forest research. During the past few decades the traditional forest research has not succeeded very well in responding to the emerging changes. A clear symptom is that despite the general global increase in research funding, traditional forest research has experienced budget cuts in many countries and has partly lost ground to other disciplines.

The weakened position of forest research and education is partly the fault of the science community itself, at least in industrialized countries. Forest researchers continued to be a closed society for too long. Instead of seeking collaboration with scientists representing other disciplines, they often considered the others – if not enemies – at least competitors. Forest researchers did not see early enough that an alternative for co-existence could be non-existence.

The decreasing public funding has been partly compensated by an increasing private funding. The growing share of private funding is reinforcing a business-like environment in academic and other non-profit research organizations. Such words as commercialization and privatization are increasingly used in many government research organizations, even in government-funded universities. In many cases, this has already led to a very result-oriented, short-term way of thinking. Therefore, long-term basic research, and also the quality of the research, is in danger (SEPPÄLÄ, 2004).

Globalization has not yet influenced forest research in the same way as it has affected the forest industry. The globalization of research has, however, commenced, and national research institutions will no longer have protected home markets; they will also have to be prepared for international competition.

The competition will be visible not only between national institutions. More and more forest research, especially in new priority areas, takes place outside conventional forest research centres. One can even say that these conventional institutions have lost their monopoly on forest-related research (SEPPÄLÄ, 2004).

### 5. HOW TO RESPOND TO CHALLENGES?

Many problems of the forest sector are a direct consequence of conflicts with other sectors. For example, tree plantations are often established on land formerly used by farmers and simultaneously, forest areas are converted to agricultural land. Waterside vegetation is sometimes destroyed by logging causing problems to fish populations. Especially in tropics and boreal old-growth forests timber harvesting decreases biodiversity. Forestry activities change the landscape and thus cause harm to tourism. In many countries there

are problems between forestry and local indigenous communities on the control of the forest land these communities use.

These conflicts could often be avoided by ensuring better integration between all parties concerned (MERY et al., 2005). Forests are not just a resource to be exploited but they should also be seen as part of human and natural landscape. This should lead to an integrated and more holistic management and use of forests and land which means that policies for agriculture, forestry and other land uses should be consistent and mutually supportive. Such coordination is needed at the international level as well as between national agencies.

With regard to the challenges of research, forest researchers should create more collaboration with scientists and institutions who are interested in forest-related problems but who do not belong to the old forestry family. Outsiders often possess skills and knowledge that are essential for solving novel problems, ones that might be overlooked by insiders.

More collaboration and networking is also needed inside the conventional forest research community. When resources available for research are becoming scarcer, it is important to increase efficiency by avoiding overlapping and duplicated work. There are good examples that joint research and division of labour, e.g. between neighboring countries, is very cost-efficient if climatic, economic, and other conditions are similar enough (SEPPÄLÄ, 2004).

## 6. SUMMARY

Several major trends affect the future of the global forest sector. Deforestation, forest degradation and loss of biodiversity continue at an alarming rate. A shift of timber production from North to South is going on, and it also means a shift from natural and semi-natural forests to intensively managed plantations for growing industrial wood.

A shift in consumption of forest products from Western Europe and North America to Asia, Eastern Europe and Russia will lead to a shift of the forest industry production to new regions. At the same time, information and communication technology has begun to influence paper demand toward reducing the use of some major paper grades.

Although the high-level political attention has moved from forests to address other concerns, both international and national policies external to the forest sector will increasingly drive the development of the sector. Environmental and gradually also social sustainability are replacing the economic sustainability as a major driving force. This will support the march of non-wood and intangible products, such as environmental benefits and recreation.

These global trends mean that the leading forest sector countries have to find new products and new business opportunities in order to survive. The industry has to convert pulp mills to biorefineries whose outputs are not only traditional forest industry products but also bioenergy and wood chemistry products, as well as ingredients for medicines and functional food products.

The changes in the forest sector create challenges to forest research. During the past few decades the traditional forest research has not succeeded very well in responding to the emerging changes. A clear symptom is that despite the general global increase in research funding, traditional forest research has experienced budget cuts in many countries and has partly lost ground to other disciplines. Therefore, forest researchers should create more collaboration with scientists and institutions who are interested in forest-related problems but who do not belong to the old forestry family. More collaboration and networking is also needed inside the conventional forest research community. When resources avail-

able for research are decreasing, it is important to increase efficiency by avoiding overlapping and duplicated work.

## 7. Zusammenfassung

Titel des Beitrages: *Globale Trends und Probleme des Forstsektors und Herausforderungen für die Forstwissenschaft.*

Mehrere grundsätzliche Trends beeinflussen die Zukunft des Forstsektors. Abholzung, Degradation und Verlust von Biodiversität schreiten mit alarmierender Schnelligkeit fort. Eine räumliche Verschiebung von Nord nach Süd ist bei der Holzerzeugung feststellbar. Dies ist gleichbedeutend mit einem Wechsel von natürlichen oder naturgemäßen Wäldern hin zu intensiv bewirtschafteten Plantagen zur industriellen Holzerzeugung.

Eine Verschiebung des Konsums von Holzprodukten von Westeuropa und Nordamerika nach Asien, Osteuropa und Russland wird auch zu einem örtlichen Wechsel der Holzverarbeitungsindustrie in neue Regionen nach sich ziehen. Gleichzeitig beeinflusst die neue Informations- und Kommunikationstechnologie die Nachfrage nach Papier negativ.

Obwohl die Politik auf oberster Ebene andere Schwerpunkte setzt, werden internationale und nationale Bestimmungen, die den Forstsektor nur am Rande betreffen, zunehmend die Entwicklungen im Forstbereich beeinflussen. Nachhaltigkeit im Umwelt- und Sozialbereich löst die ökonomische Nachhaltigkeit als treibende Kraft allmählich ab. Dies wird den Erfolg von Nichtholzprodukten und immaterieller Produkte wie ökologischer Nutzen und Erholungswert stärken.

Diese globalen Trends fordern Länder mit bedeutenden Forstsektoren heraus, neue Produkte und Geschäftsfelder zu entwickeln, wenn sie im globalen Wettbewerb bestehen wollen. Die Industrie muss Zellstoffwerke zu Bioraffinerien umrüsten, deren Erzeugnisse nicht nur traditionelle Holzindustrieprodukte sind, sondern ebenso Bioenergie und Holzchemieprodukte wie auch medizinische Bestandteile und Ernährungsergänzungsprodukte umfassen.

Die Veränderungen auf dem Forstsektor bedingen auch Herausforderungen für die Forstwissenschaft. Während der vergangenen Jahrzehnte hat es die traditionelle Forstwissenschaft nicht verstanden auf die Bedürfnisse der neuen Verhältnisse einzugehen. Ein besonders deutliches Anzeichen dafür ist der Rückgang im Forschungsetat der Forstwissenschaften in vielen Ländern, während die allgemeinen Ausgaben für Forschung gesteigert wurden. Dies führt dazu, dass die forstliche Forschung in Konkurrenz mit anderen Wissenschaftsgebieten immer mehr ins Hintertreffen gerät. Daher sollten Forstwissenschaftler die Kooperation mit Kollegen und Institutionen suchen, die an forstlichen Fragestellungen interessiert sind. Wenn die Ressourcen für Forschung knapper werden, ist eine effizientere Ausnutzung der Mittel durch Vermeidung von Dublizität und Überschneidung wichtig.

## 8. Résumé

Titre de l'article: *Tendances générales et problèmes dans le secteur forestier; les challenges de la recherche forestière.*

De nombreuses tendances fondamentales ont une influence sur l'avenir du secteur forestier. Déboisement, dégradation, perte de biodiversité progressent avec une rapidité alarmante. Pour la production de bois un déplacement du nord vers le sud est patent. Cela a la même signification que le passage des forêts naturelles ou proches de la nature à des plantations intensivement gérées en vue d'une obtention industrielle de bois.

Un glissement de la consommation de produits ligneux depuis l'Europe de l'ouest et l'Amérique du nord vers l'Asie, l'Europe de l'est et la Russie entraînera avec lui un changement de la localisation des industries de transformation du bois qui s'installeront dans

de nouvelles régions. Simultanément la technologie nouvelle de l'information et de la communication a une influence négative sur la demande de papier.

Bien que la politique soit confrontée à d'autres points importants dans les domaines les plus essentiels, des décisions au niveau national et international qui ne concerne que marginalement le secteur forestier auront cependant une influence de plus en plus importante pour les évolutions des questions forestières. Les durabilités dans le domaine social et dans le domaine environnemental remplacent petit à petit la durabilité économique en tant qu'élément moteur. Une telle évolution contribue à renforcer le succès des produits non-ligneux et celui des productions immatérielles, tels l'intérêt écologique ou la valeur de délassement.

Ces tendances générales obligent les états à rechercher, dans des secteurs importants de la foresterie, des produits nouveaux et d'autres champs d'activité s'ils veulent rester globalement concurrentiels. L'industrie doit transformer des usines de cellulose en «bio-raffineries» qui ne fabriqueront pas uniquement les produits traditionnels de l'industrie du bois, mais également de la bio-énergie et des produits de la chimie du bois, soit encore des composants pour les médicaments et des produits alimentaires.

Les changements dans le secteur forestier ont aussi des répercussions sur la science forestière. Au cours des décennies passées la sciences traditionnelle forestière n'a pas compris la nécessité d'intégrer les nouvelles conditions. Qu'il en soit bien ainsi est clairement montré par le recul des recherches forestières dans de nombreux états alors que les questions à étudier étaient en nombre croissant. Cela a conduit à ce que la recherche forestière, qui entre en concurrence avec d'autres domaines scientifiques, est de plus en plus éclipsée. En conséquence les scientifiques forestiers doivent

rechercher la coopération de collègues et d'institutions également intéressés par les problèmes forestiers. Lorsque les ressources dont dispose la recherche deviennent plus étroites, il est important d'utiliser ces moyens avec efficacité, donc en évitant les études doublonnantes ou se recouvrant en partie. J. M.

## 9. Literature

- FAO (2005): Global Forest Resources Assessment 2005. FAO Forestry Paper 147. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Rome.
- GEIST, H. J. and E. F. LAMBIN (2002): "Proximate causes and underlying driving forces of tropical deforestation", *BioScience* **52** (2): 143–149.
- HETEMÄKI, L. (2005): "ICT and Communication Paper Markets". In: L. HETEMÄKI and S. NILSSON (eds.), *Information Technology and the Forest Sector*, IUFRO World Series, Volume 18, Vienna.
- JURVELIUS, M. (2006): "Maastopalot 2006. Maailmanlaajuiset palot sekä riskien kasvujen syyt" (in Finnish). Firmit Consulting. PowerPoint presentation. Helsinki.
- MAINI, J. S. (2004): "Future International Arrangement on Forests", Background Discussion Paper Prepared for the Country-led Initiative in Support of the United Nations Forum on Forests on the Future of the International Arrangement on Forests, Ottawa, Ontario.
- MERY, G., et al. (2005): "Forests for the New Millennium, Making Forests Work for People and Nature", Ministry of Foreign Affairs of Finland and International Union of Forest Research Organizations, Helsinki.
- SEDJO, R. (2001): "From foraging to cropping: the transition to plantation forestry, and implications for wood supply and demand". *Unasylva* **204**: 24–32.
- SENECA CREEK ASSOCIATES, LLC and WOOD RESOURCES INTERNATIONAL (2004): "'Illegal' Logging and Global Wood Markets: The Competitive Impacts on the U.S. Wood Products Industry." Seneca Creek Associates, Poolesville, Maryland.
- SEPPÄLÄ, R. (2004): "The future of forest research in a changing world". *J For Res* (2004) **9**: 313–316. The Japanese Forestry Society and Springer-Verlag, Tokyo.
- SUHONEN, T. (2006): "World Paper Markets 2020". Know-how wire. *Jaakko Pöyry Magazine*. January 2006: 4–8.

# Optimising the semi-continuous cover forestry of Finland

(With 7 Figures and 1 Table)

By T. PUKKALA<sup>1)</sup>

(Received May 2006)

## KEY WORDS – SCHLAGWORTER

*Green tree retention; Hartman model; biodiversity benefit.*

*Überhälter; Hartman-Modell; Biodiversitätsnutzen.*

## 1. INTRODUCTION

Application of continuous cover forestry (CCF) that favors mixed uneven-aged stands and selective harvesting has become a political reality in many parts of the world (GADOW et al., 2002). Old examples of CCF are the Plenter forests of several Central European countries. However, CCF management may gradually partly replace the "rotation forest management" (RFM) also in the boreal zone, with a consequence that the current "discontinuous forests" (GADOW and PUUMALAINEN, 2000) are partly transformed into continuous cover forest. The RFM system, which has been the only accepted system in Finland for 60 years, takes away the whole

of the old tree generation and creates a new even-aged stand. Thinning treatments are employed to increase the growth rate of valuable trees and to remove those trees that would otherwise die due to self-thinning. As a result of RFM the structural diversity of forest stands is low, and there is a lack of dead and decaying wood. This threatens the viability of many species that depend directly or indirectly on dead wood (SIITONEN, 2001).

The importance of biodiversity maintenance in commercial forests has led to questioning the prevailing management practice. To improve biodiversity, forest management should put more emphasis on maintaining and increasing the number of critical structural elements, such as dead and decaying wood, economically unimportant but ecologically valuable tree species, and large trees. Selective harvesting and CCF management is one way to increase structural diversity. However, experience on its use is very scanty in Finland, due to the fact that CCF was practically forbidden for several decades. In addition, preliminary calculations with regeneration and growth models, suitable for uneven-aged stands (MIINA

<sup>1)</sup> University of Joensuu, Faculty of Forestry, P.O.Box 111, 80101 Joensuu, Finland. E-mail: [timo.pukkala@joensuu.fi](mailto:timo.pukkala@joensuu.fi)



and PUKKALA, 2000; EERIKÄINEN et al., 2006) suggest that it may be difficult to maintain both high timber production and uneven-aged stand structure in Finnish conditions. Regeneration models that are based on recent experiments of uneven-aged forestry (EERIKÄINEN et al., 2006) suggest that there is enough regeneration, but it is very difficult for the regeneration to penetrate into higher canopy layers unless the stand is very sparse. The reasons for this situation may be the lack of really shade-tolerant species in Finland and the fact that dominated canopy layers get very little light at northern latitudes due to low sun angles.

For this reasons, other strategies are required to increase the area of forest with a high structural diversity. One possibility is to design very small clearing areas instead of removing individual large trees to create a spatially heterogeneous forest resembling uneven-aged structures. This design is known as “Femel Gaps” in Central Europe. There are at least four specific types of Femel Gap cuttings: the Bavarian, Swiss, Brandenburg and Baden type (BURSCHEL and HUSS, 1977).

The other alternative is to leave retention trees in final felling. Retention trees are permanently left in regeneration areas to eventually die and decay so as to provide habitats for many kinds of species. Retention tree forestry has been practiced since the 16<sup>th</sup> century in Central Europe, especially in pine forests, and is known as “Überhaltbetrieb” (BURSCHEL and HUSS, 1977). This kind of silviculture is still practiced in certain districts so that the best 50 trees per hectare are retained for producing large-sized good quality timber. However, a systematic analysis of this management system is lacking.

Leaving retention trees has been recently adopted in Finland and Sweden as a means of promoting biodiversity. Both the current management instructions and the forest certification systems (Forest Stewardship Council, FSC and the Finnish Forest Certification System, FFCS) require that at least 5 to 10 large trees per hectare should be left unharvested. Together with decreased size and more irregular shape of clearings, and increased use of natural regeneration, the forest cover of Finland is gradually becoming more continuous both spatially and temporally. Accordingly, the current forest management practice in Finland may be termed as semi-continuous cover forestry, or retention tree forestry. It is an intermediate system between CCF and RFM.

CANCINO and GADOW (2002) emphasize that old rules developed for CCF may not be the best possible management aids. Balanced forest structure and ideal diameter distribution with a constant ratio between tree frequencies in subsequent diameter classes has no biological foundation, and its economic justification is doubtful. CANCINO and GADOW (2002) stress the importance of using analytical tools to systematically evaluate alternative management options. Most important among such tools are growth models and optimization methods. Growth models allow the manager to predict the consequences of management options while optimization methods can be used to automate the search for good management options.

The current retention tree forestry of Finland is not based on systematic analyses of what would be the optimal volume of retention trees, and how to use retention trees in combination with other means to increase structural diversity. Examples of the other means are increased rotation length, increased species mixture, increased size variation among trees, and delayed thinnings to increase the amount of deadwood. The only analytical studies conducted so far in Finland are those by KOSKELA et al. (2006a, 2006b). These studies are based on an analysis of a theoretical model in which the decision variables are rotation length and the amount of green tree retention. As the model ignores thinnings, it is too simple for deriving exact recommendations for forestry practice.

This article describes a method that can be used to optimise retention tree forest management. The economic evaluation of management alternatives follows the same idea that is commonly used in CCF. A selective cutting is conducted in the beginning of a cutting cycle, which in retention tree forestry is equal to rotation. The trees that are left to continue growing are the retention trees. A similar cycle is repeated infinitely, i.e. a partial cutting is conducted after every rotation. The only difference to the CCF system is that there are intermediate cuttings, i.e. thinnings, during a “complete cutting cycle” (rotation). If the percentage of retention trees is the same in every felling the stand will eventually reach a steady state. For example, if 10% of trees are left as retention trees and 20% of those survive to the end of the rotation, and 20% of the survivors to the end of the next rotation (and so on), a reasonably steady state is reached after three rotations (Fig. 1). The steady state forest structure may be thought of as consisting of sub-stands of the first, second, and third rotation trees, and so on.

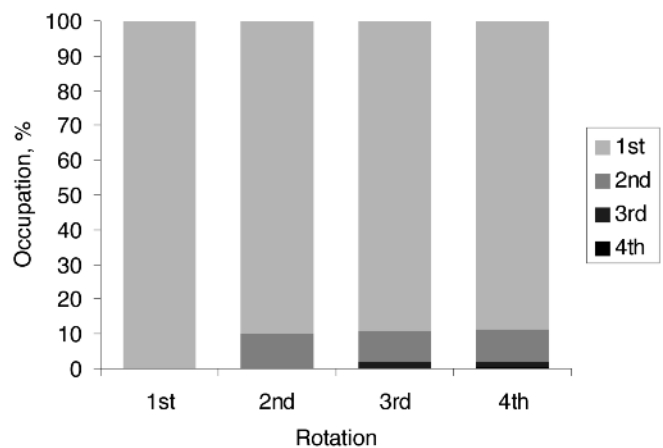


Figure 1

The occupation of trees representing the 1<sup>st</sup>, 2<sup>nd</sup>, 3<sup>rd</sup> and 4<sup>th</sup> generation (rotation) during the 1<sup>st</sup>, 2<sup>nd</sup>, 3<sup>rd</sup> and 4<sup>th</sup> rotation if 10% of trees are left as retention trees in the final felling and 20% of new retention trees survive to the end of the rotation.

Anteil der Bäume erster, zweiter, dritter und vierter Generation (Umtrieb) während der ersten, zweiten, dritten und vierten Umtriebszeit wenn 10% der Bäume als Überhälter bei der Endnutzung belassen werden und 20% der neuen Überhälter bis zum Ende der Umtriebszeit überleben.

## 2. OBJECTIVE FUNCTION

In this study, the economics of retention tree forestry is analysed in the same way as in continuous cover forestry. It is assumed that a rotation of retention tree forestry corresponds to a cutting cycle of CCF. The management problem is to find such a percentage of new retention trees, left in the beginning of each rotation, that the biodiversity benefit obtained through tree retention is equal to the sum of the marginal loss of harvest revenues and decreased future growth (KOSKELA et al., 2006a).

Soil expectation value (SEV) has been the most common objective variable in the optimisation studies of CCF management (e.g. CHANG, 1981; BARE and OPALACH, 1987; GOVE and FAIRWEATHER, 1992; TRASOBARES and PUKKALA, 2004). In steady-state uneven-aged forestry the SEV is calculated as follows (HALL, 1983):

$$SEV = \frac{N_T}{((1+i)^T - 1)} - V_T \quad (1)$$

where  $SEV$  is the soil expectation value,  $N_T$  is the net income of the harvest obtained every  $T$  years,  $V_T$  is the value of the residual growing stock left to continue growing in the beginning of the  $T$ -year



cutting cycle,  $i$  is the rate of interest (percentage divided by 100), and  $T$  is the length of the cutting cycle. The formula may be rewritten as:

$$SEV = \frac{N_T}{(1+i)^T} \left[ 1 - \frac{1}{(1+i)^T} \right]^{-1} - V_T \quad (2)$$

Taking into account that  $N_T/(1+i)^T$  is the net present value (NPV) of one cutting cycle and multiplier  $[1-1/(1+i)^T]^{-1}$  is a factor that converts the NPV of the first cutting cycle into the NPV of an infinite series of cutting cycles, we see that the SEV of an uneven-aged stand is equal to the SEV of bare land (i.e. the familiar Faustmann formula), minus the value of trees that are left standing ( $V_T$ ).

The same formula also applies to retention tree forestry. To calculate the SEV of a steady-state retention tree system we need to calculate the NPV of one rotation and the stumpage value of the retention trees that are left unharvested in the final felling. Because there can now be thinnings and tending operations, the NPV is calculated from

$$NPV = \sum_{t=0}^T \frac{R_t - C_t}{(1+i)^t} \quad (3)$$

where  $T$  is rotation length,  $R_t$  and  $C_t$  are, respectively, the revenues and costs in year  $t$ , and  $i$  is discounting rate. This formula applies to situations in which timber production is the only benefit. In situations where non-timber benefits are also counted it is possible to use the Hartman model (HARTMAN, 1876). The Hartman model includes an additional component for measuring the valuation of benefits other than timber production:

$$NPV = \sum_{t=0}^T \frac{R_t - C_t}{(1+i)^t} + \sum_{t=0}^T \frac{B_t}{(1+i)^t} \quad (4)$$

where  $B_t$  is the value of non-timber benefits obtained in year  $t$ . The non-timber benefits may be related to amenity values, biodiversity, or environmental features.

This study used the Hartman formula (Equation 4) to calculate the NPV of one rotation. The only non-timber benefit included in the analysis was biodiversity benefit, the value of which was assumed to depend on the number of different structural elements present in the stand. If the only reason to leave retention trees is to improve biodiversity, this formula can be used to optimise the amount of tree retention. The objective function for retention tree forestry is therefore

$$SEV = NPV \left[ 1 - \frac{1}{(1+i)^T} \right]^{-1} - V_T \quad (5)$$

where  $SEV$  is soil expectation value,  $NPV$  is the net present value of one rotation in a steady state situation, calculated from the Hartman's formula (Equation 4),  $T$  is rotation length,  $i$  is discounting rate, and  $V_T$  is the stumpage value of retention trees.

### 3. GROWTH AND YIELD MODEL

#### 3.1 Simulation of stand dynamics and treatments

A growth simulator was developed for the simultaneous optimization of thinning treatments, rotation length and amount of retention trees. The simulation system calculates the value of the objective function (Equation 5) for a certain combination of decision variables, i.e. time points and intensities of cuttings. Simulation of stand development was based on individual trees. The simulation begins with bare land with no retention trees and no deadwood. The stand establishment is predicted with the models of MIINA and SAKSA (2006). The models predict the number of surviving planted trees per hectare, as well as the amounts of naturally

regenerated pine, spruce, birch, and hardwood coppice. Stand development is simulated in 5-year time steps. The models of HYNYNEN et al. (2002) are used to simulate tree growth and survival. The way in which the models are used to simulate stand development has been explained in detail in HYNYNEN et al. (2002).

A tending treatment is simulated at stand age of 5 to 15 years (depending on site and planted tree species). It removes all coppices and regulates the frequencies of other trees. The stand establishment and tending costs, used in the simulator, are based on cost statistics (FINNISH STATISTICAL YEARBOOK OF FORESTRY, 2002). The tending cost depends on tree size and number of removed trees. Increasing number and size of removed trees increases the labour costs and thereby the tending cost.

One to several commercial thinnings may be simulated before the final felling. The roadside value of trees removed in cuttings (gross income) is calculated using the unit prices of different timber assortments. This study used the mean roadside prices on 31.1.2006 ([www2.mhy.fi/mhy/puumarkkinat](http://www2.mhy.fi/mhy/puumarkkinat); 31.1.2006), which were as follows (saw log/pulpwood): pine 46.26/23.97 €/m<sup>3</sup>, spruce 47.91/30.36 €/m<sup>3</sup>, and birch 43.67/23.88 €/m<sup>3</sup>. The assortment volumes are calculated using the taper functions of LAASASENAHO (1982) and the harvesting cost is calculated with the models of VALSTA (1992).

#### 3.2 Deadwood dynamics

The self-thinning and mortality models of HYNYNEN et al. (2002) are used to simulate mortality. Mortality creates one or several cohorts of standing deadwood (snags). During a time step, a part of a snag cohort forms a down-wood cohort, its relative frequency being equal to the probability of falling down. The probability that a snag falls down during a time step was assumed to depend on its state of decomposition so that the probability to stand for 50 years decreases linearly from one to zero when the proportion of decomposed wood increases from zero to one (Fig. 2). The 50-year probability is converted into 5-year probability in simulations.

Decomposition of down wood is simulated using the following formula (YATSKOV et al., 2003):

$$Y_t = Y_0 \exp^{-kt} \quad (6)$$

where  $Y_t$  is the dry mass remaining at time  $t$  (years),  $Y_0$  is the initial dry mass and  $k$  is a decomposition rate constant (year<sup>-1</sup>). The decomposition rate ( $k$ ) depends on tree species and tree size in the

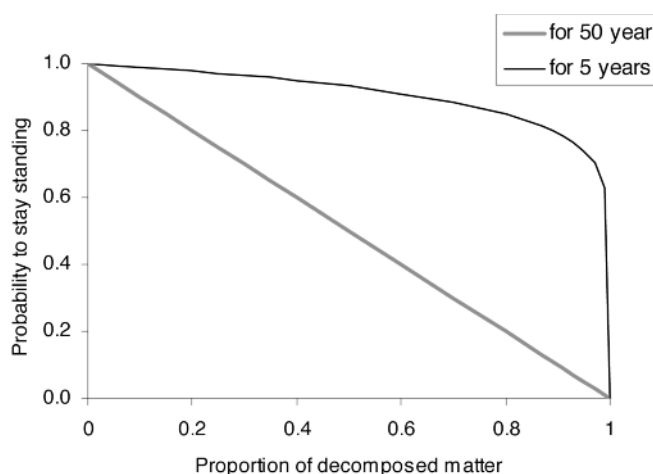


Figure 2

The assumed probability of a snag (standing dead tree) to remain standing for 50 or 5 years as a function of decomposition.

Angenommene Wahrscheinlichkeit als Funktion der Zersetzungsrate, dass stehendes Totholz nach 50 oder 5 Jahren noch immer steht.

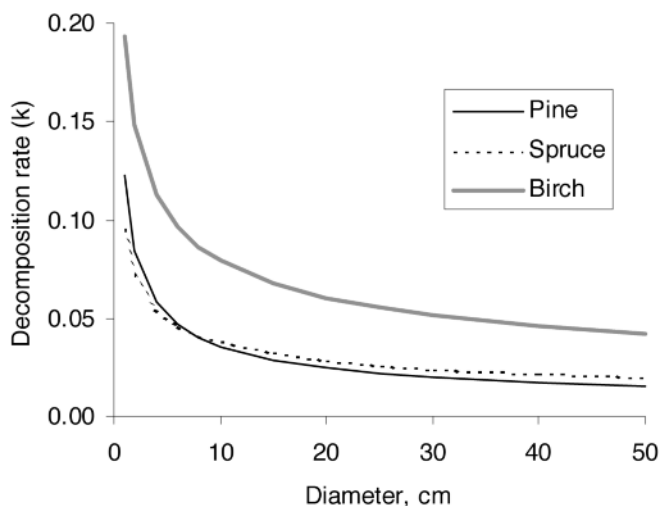


Figure 3

The decomposition rate (proportion of annual decomposition) of a down wood stem as a function of tree species and stem diameter (dbh).

Zersetzungsrate (Anteil an jährlicher Zersetzung) von liegendem Totholz als Funktion der Baumart und des BHD.

same way as in the Monsu planning software (PUKKALA, 2004): birch decomposes faster than conifers, and small stems decompose faster than large ones (Fig. 3). Snags decompose similarly as down wood, except that the decomposition rate ( $k$ ) is assumed to be 30% smaller for a snag than for a down wood stem of the same species and dbh.

### 3.3 Retention tree dynamics

Stand development is simulated until the rotation age is reached, after which a final cut is simulated. Retention trees may be left to continue growing, depending on the value of the retention tree decision variables. Simulation is continued for four additional rotations, keeping the deadwood cohorts and retention trees of the previous rotation(s). The simulation is otherwise similar as during the first rotation except that there are now initial retention tree cohorts and initial deadwood.

The growth of retention trees is simulated using the same growth and survival models as for the other trees (HYNINEN et al., 2002). However, retention trees have an additional probability of being wind-thrown during a time step. The probability that a retention tree stands for the coming 5-year time step depends on tree species, slenderness of the tree and the time that the tree has been standing since it became a retention tree. Tall and slender (large height/dbh ratio) conifers are most easily wind-thrown. It is assumed that the longer the tree has managed to stand, the higher is its probability to continue standing (Fig. 4). Dead retention tree cohorts decompose with the same rate as the other deadwood cohorts. A standing deadwood cohort originating from a retention tree falls down with the same probability as other snags.

Retention trees are assumed to reduce the growing space that is available to the other trees: their effect to the other growing stock is simulated through an area multiplier. This is the only way in which the effect of retention trees on the development of the other growing stock is simulated. The way of simulating the stand development corresponds to splitting the stand into two parts, retention tree stand and "timber production stand", and the growth of either part is unaffected by the other part. The share of growing space taken by retention trees is equal to the ratio of the basal area of retention trees to the maximum stand basal area that the site can sustain. The ratio is calculated in the beginning of every rotation. Therefore, the growth and mortality of retention trees do not affect the growth



Figure 4

The assumed probability of a living retention tree with a height/dbh ratio equal to one to stand for 5 years.

Angenommene Wahrscheinlichkeit, dass ein Überhälter mit h/d-Verhältnis von eins nach fünf Jahren noch steht.

area they take from the other trees. This assumption is rather justified as retention trees usually grow slowly, and if a group of retention trees dies, an empty gap remains that does not contribute to the production unless the surrounding stand is still young and the gap regenerates quickly. The way of simulating the dynamics of retention tree stand is reasonable if retention trees occur in few dense groups, which is the current practice.

Retention trees do not affect stand establishment and tending costs. They may cause physical obstacles but, on the other hand, they reduce the treated area, which means that a nil net effect is a justified assumption. Retention trees increase harvesting cost per cubic meter, because harvesting cost per cubic meter increases with decreasing harvested volume per hectare (VALSTA, 1992).

### 3.4 Biodiversity

In addition to costs and incomes, the simulator calculates a biodiversity index for the stand at every time point. The biodiversity index is as a sum of scaled values of various structural elements present in the stand. The structural elements are: volumes of down wood and snag components of different tree species, stem sizes (dbh) and stages of decomposition, and volumes of living trees of different tree species and tree sizes. The species classes are pine, spruce and hardwood; the stem size (dbh) classes are < 10 cm, 10–30 cm, and > 30 cm; and the decomposition classes are 0–30%, 31–60%, and 61–90% of dry matter decomposed (more than 90% decomposed is no longer dead wood). The combinations of these classes give 27 structural elements of both snags and down wood (3 species x 3 sizes x 3 stages of decomposition) and 9 structural elements of living trees (3 species x 3 size classes). Each element increases the diversity index fast up to a certain level ("satisfactory amount") after which its additional contribution becomes very small. The satisfactory amount was taken as 1 m<sup>3</sup>ha<sup>-1</sup> for a deadwood component and 10 m<sup>3</sup>ha<sup>-1</sup> for living trees. One cubic meter of deadwood corresponds to a few stems per hectare. Taking into account that most species depending on deadwood are insects and fungi, it is justified to assume that a few stems per hectare are sufficient for the species to survive.

The monetary value (€ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup>) of a high biodiversity index is a user-supplied parameter. The value ( $VAL$ ) of a certain biodiversity index ( $BD$ ) is calculated from (KOSKELA et al., 2006a):

$$VAL = WTP(BD/BD_{max}) \quad (7)$$

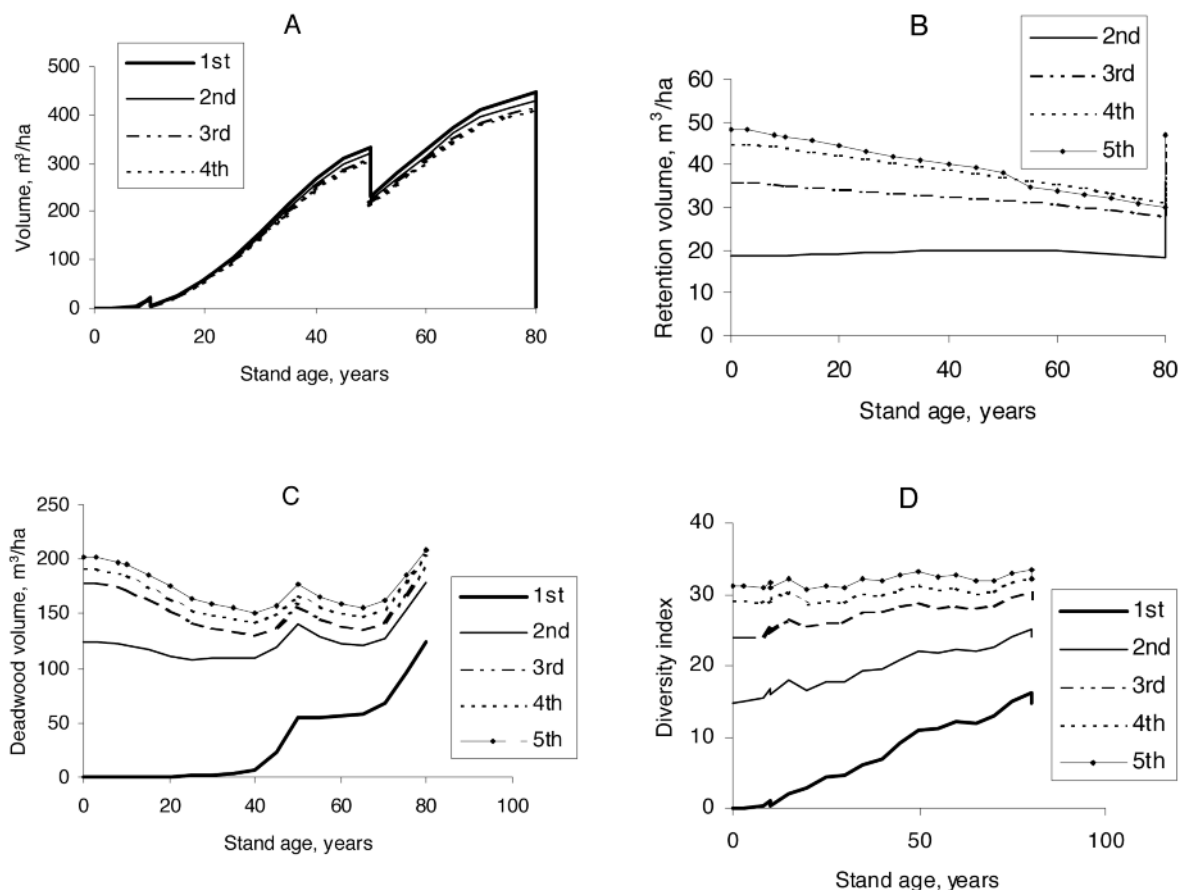


Figure 5

The volume of the production stand (A), volume of retention trees (B), volume of deadwood (C) and the diversity index (D) of a Norway spruce stand with pine and birch mixture on medium site during the 1<sup>st</sup>, 2<sup>nd</sup>, etc. rotation if 4% of the volume of the production stand is left as retention trees at the end of every rotation.

Volumen des Hauptbestandes (A), der Überhälter (B), des Totholzes (C) und der Biodiversitätsindex (D) eines Fichtenbestandes mit Kiefer- und Birkenanteil auf mittlerem Standort während der ersten, zweiten usw. Umtriebszeit, wenn 4% des Volumens des Hauptbestandes jeweils am Ende der Umtriebszeit als Überhälter belassen wird.

where  $WTP$  is the value (willingness to pay) of a “high” biodiversity index ( $BD_{max}$ ). In this study, a diversity index of 40 was considered high, indicating a presence of 40 different structural elements. A diversity index of 40 is approximately the maximum possible index value for the stand that was analysed in this study (planted Norway spruce).

#### 4. SIMULATION EXAMPLE

Figure 5 shows results from a simulation in which 4% of the standing volume was left as retention trees in the beginning of every rotation except the first, which started from bare land. The area was planted with spruce, but there was also natural regeneration of pine, spruce and broadleaf species. The tending operation 10 years after planting removed most of the broadleaf coppice but maintained some natural birch and pine in addition to planted spruce. The stand was thinned at 50 years, which removed uniformly 30% of all trees in each species and size class. The final felling was 30 years later. The retention trees left in the final felling included spruces, birches and pines.

The simulation indicates that retention trees reduce the yield of subsequent rotations but the reduction becomes practically constant after 3 or 4 rotations (Fig. 5A). Figure 5B shows that the retention volume reaches a steady state after 4 rotations; the mortality of retention trees during a rotation equals the volume of new retention trees that are left at the end of the rotation. Also the volume of dead

wood has reached an almost steady state after 4 rotations (Fig. 5C). Most of the new deadwood appears just before the cutting treatments at 50 and 80 years, suggesting that the stand reaches the self-thinning limit both before the thinning treatment and the final felling. Mortality of retention trees is the other source of deadwood.

The diversity index, which is a function of the presence of different structural elements, reaches a level of 30–35 after 4 rotations (Fig. 4D). After 2 to 3 rotations the relative effect of final felling on the diversity index is already rather small because most of the structural elements affecting the diversity index are deadwood cohorts of different species and stages of decomposition, which are unaffected by final felling. Retention trees, which also directly contribute to the diversity index, further reduce the effect of final felling on biodiversity.

#### 5. OPTIMAL MANAGEMENT

The simulation model described above was combined with the HOOKE and JEEVES (1961) optimisation algorithm to optimise the management of retention tree forestry on a medium site when the planted tree species is Norway spruce. The tending operation of a young sapling stand (pre-commercial thinning) was not optimised but it was simulated in such a way that also some naturally regenerated pine and birch were retained so that the later cutting operations (which were optimised) had the possibility to regulate the

Table 1

**Optimal rotation length and retention volume in a planted Norway spruce stand with different valuations of biodiversity. The annual biodiversity benefit is directly proportional to the diversity index. The biodiversity benefit corresponding to diversity index 40 is assumed to be 0, 40 or 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup> (i.e., WTP in Equation 7 is 0, 40 or 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup>).**

**Optimale Umtriebszeit und Volumen der Überhälter in einem gepflanzten Fichtenbestand mit unterschiedlicher Bewertung der Biodiversität. Der jährliche Biodiversitätsnutzen ist direkt proportional zum Diversitätsindex. Der Biodiversitätsnutzen bei einem Index von 40**

Optimised Variable	Value of good biodiversity (diversity index = 40)		
	0 €ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	40 €ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>	80 €ha <sup>-1</sup> a <sup>-1</sup>
Optimum 1 (retention trees are of average price)			
Rotation, years	66	80	80
Retention, m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup>	0.0	0.5	4.9
Optimum 2 (retention trees are of low price)			
Rotation, years	66	80	85
Retention, m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup>	0.0	3.9	12.8

species composition. The variables that were optimised were the time points of a commercial thinning and final felling, and the removal percentages of pine, spruce and birch in the commercial thinning and final felling. The objective variable that was maximised was soil expectation value (Equation 5), calculated with 2% discounting rate. The type of thinning (low, uniform, high) was also optimised but results related to thinning type are not shown or discussed in this article.

A steady state optimization was conducted; the objective function value was calculated from the fifth simulated rotation, which was assumed to be repeated to infinity. The other rotations were used to initialise the steady-state amounts of deadwood and retention tree cohorts, present in the beginning of the fifth rotation.

Two situations concerning the economic value of retention trees were assumed. In the first situation the unit price of retention trees was the same as of harvested trees. In the second situation it was assumed that low quality trees are left as retention trees, which reduces the opportunity cost of tree retention ( $V_T$  in Equation 5). It was assumed that a maximum of 20% of volume has a lower timber value than the mean timber price. The unit value of an additional retention cubic meter gradually increased from zero to the mean timber price when the volume of retention trees increased from zero to 20% of growing stock volume. This way of calculation mimics the practice of leaving economically worthless retention trees to reduce the investment on biodiversity. This practice is logical since low-quality trees are equally valuable as good-quality trees for biodiversity, but their opportunity cost is much smaller.

The optimisations with different valuations of biodiversity show that several strategies are used simultaneously when biodiversity gets more importance in management (Table 1, Figs. 6 and 7). The optimal rotation length increases from 66 to 80 years and the volume of tree retention from 0 to 0.5 m<sup>3</sup>ha<sup>-1</sup> when the valuation of good biodiversity (WTP in Equation 7) increases from 0 to 40 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup>. If biodiversity valuation increases to 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup> rotation length is no longer continued but the volume of tree retention is increased from 0.5 to 4.9 m<sup>3</sup>ha<sup>-1</sup> (Table 1). If the timber value of retention trees is low (Optimum 2 in Table 1), the optimal retention volumes are much higher than in the case where low-price retention trees are not available.

Figure 6, corresponding to the situation in which low-price retention trees are available (Optimum 2 in Table 1) indicates that

increasing valuation of biodiversity also affects the thinning treatment. Thinning is postponed by 15 years if biodiversity is valued, leading to significant self-thinning before the first commercial thinning. In addition, pines and birches are left to continue growing, in addition to the more productive spruces. Also in the final felling, trees of all species are left as retention trees when biodiversity is valued. Logically, the volumes of retention trees and deadwood present in the stand increase with increasing valuation of biodiversity (Fig. 7). Figure 7B also reveals that self-thinning has been used as a significant instrument to increase deadwood volume.

## 6. DISCUSSION

The study discussed and demonstrated a method to optimise retention tree forestry. This study may be the first attempt to optimise the volume and composition of retention trees simultaneously with thinning treatments and rotation length. The recent studies by KOSKELA et al. (2006a, 2006b) do not consider thinnings, which decreases the applicability of their results in forestry practice. Taking into account that retention trees are nowadays routinely used, the lack of analytical calculations is surprising. This study suggested that different means should be used simultaneously if improved biodiversity is an important management objective. These means include postponing thinnings to create deadwood through self-thinning, using species mixtures, increasing rotation lengths, and leaving retention trees in final felling. However, the valuation of biodiversity needs to be quite high to make a substantial amount of retention trees an optimal management option. If low-quality trees with stumpage prices close to zero are available for retention trees, optimal retention volumes are substantially higher.

This study assumed that the only benefit from retention trees is increased biodiversity. The value of high biodiversity index (40) was assumed to be 0, 40 or 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup>. There are no empirical studies on the value of biodiversity to the society. However, the value of retention trees has been studied. POUTA (2005) examined peoples' willingness to pay for retention trees under a cutting program that left 15 to 35 retention trees per hectare in the cutting area. Pouta found that the median willingness to pay for this management program was 40 € ha<sup>-1</sup>.

Increased biodiversity is not the only benefit of retention trees. Large trees also improve the scenic beauty and recreational value of the forest (PUKKALA et al., 1988), especially in young stands.



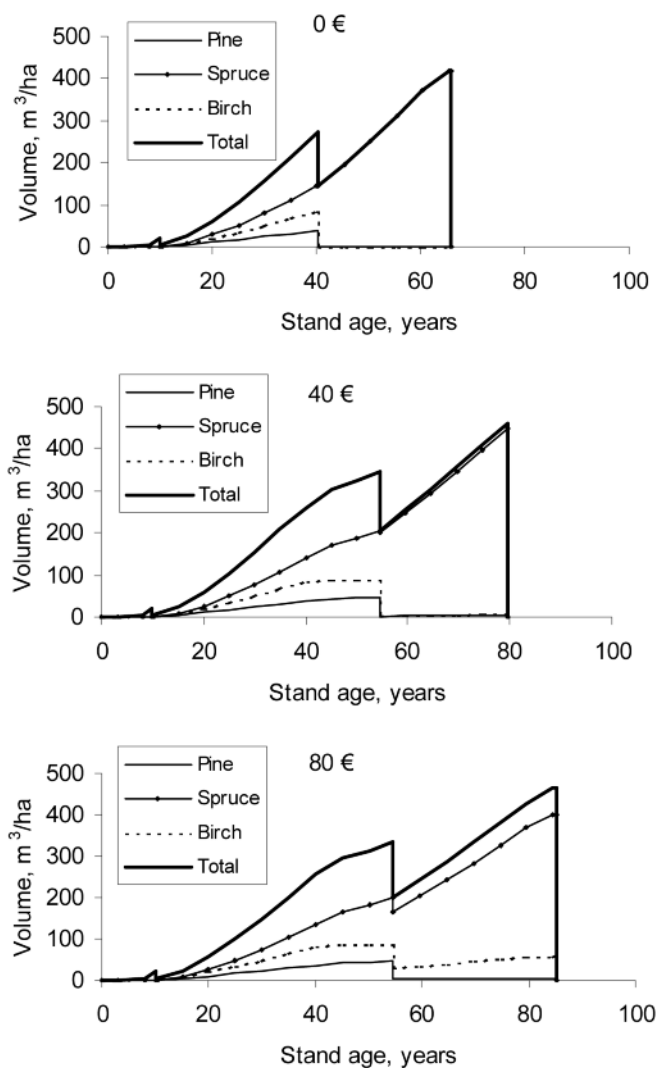


Figure 6

Development of stand volume (non-retention trees) in the optimal steady-state management schedule of a mixed Norway spruce stand when soil expectation value with 2% discounting rate is maximised and the value of high biodiversity (diversity index = 40) is 0, 40 or 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup>. It is assumed that low-price trees are available for retention trees.

Entwicklung des Hauptbestandvolumens bei optimaler Bewirtschaftung eines Fichtenmischbestandes, wenn der Bodenerwartungswert bei 2% Diskontierungsrate maximiert wird und der Wert der Biodiversität (Index = 40) 0,40 bzw. 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup> beträgt. Es wird unterstellt, dass Bäume geringer Qualität als Überhälter verwendet werden können.

This means that the optimal amount of retention trees with a certain biodiversity valuation may be higher than the present study suggests. It is also clear that amenity and biodiversity benefits are valued differently in different forests. Private landowners rarely value biodiversity but they may value the scenic beauty and recreational amenity of their forests. In the public forests owned by the state, socially optimal forestry should be pursued, reflecting society's preferences. If socially optimal forestry is wanted in the private forests as well, subsidies and taxation may be used to make the private optimum equal with the social optimum (KOSKELA et al., 2006b).

In this study, stand dynamics was simulated with non-spatial individual tree models developed for even-aged stands. The stand

was divided into a timber production stand and retention tree stand and both were simulated independently of each other. The effect of retention trees was taken into account by calculating the growth area used by retention trees. The other meaningful way to simulate retention tree forestry would be the use of spatial growth models, in which the effect of retention trees is taken into account through spatial competition indices (BIGING and DOPPERTIN; 1995, GADOW and HUL, 1999; PRETZSCH, 2001). However, spatial growth models have been developed only for restricted geographical areas and tree species combinations (e.g. MIINA and PUKKALA, 2000) and their use would make the optimisation very slow. On the other hand, some studies (KUULUVAINEN and PUKKALA, 1989; VALKONEN et al., 2002) suggest that the strongest influence of retention trees on the surrounding tree stock is rather local, implying that the simulation method used in this study is an acceptable simplification.

The weakest parts in the simulation of retention tree dynamics may be their survival. Retention trees grow within a fully stocked stand until they are instantly released and exposed to wind, snow and sunshine. There are no empirical studies in Finland on the additional mortality of retention trees due to an abrupt change in growing conditions. The study assumed an increased probability of wind-throw, which gradually decreased when the trees had adapted to the changed conditions.

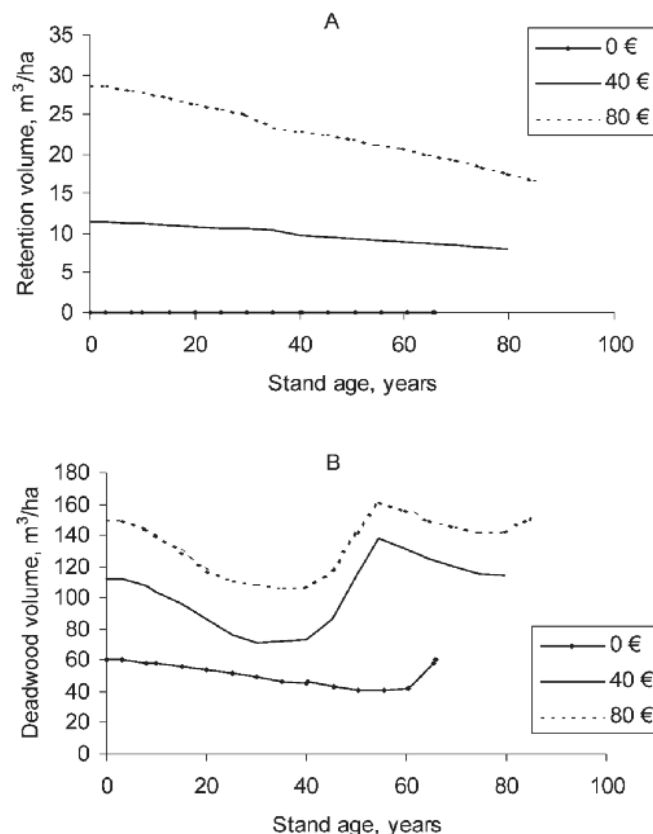


Figure 7

Volume of retention trees (A) and deadwood (B) in the optimal steady-state management schedule of a mixed Norway spruce stand when soil expectation value with 2% discounting rate is maximised and the value of high biodiversity (diversity index = 40) is 0, 40 or 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup>. It is assumed that low-price trees are available for retention trees.

Überhältervolumen (A) und Totholzvolumen (B) bei optimaler Bewirtschaftung eines Fichtenmischbestandes, wenn der Bodenerwartungswert bei 2% Diskontierungsrate maximiert wird und der Wert der Biodiversität (Index = 40) 0,40 bzw. 80 € ha<sup>-1</sup>a<sup>-1</sup> beträgt. Es wird unterstellt, dass Bäume geringer Qualität als Überhälter verwendet werden können.

The decomposition of dead retention trees and other deadwood is another process, which is poorly investigated. However, there are some empirical studies on the decomposition of deadwood in boreal forests (e.g. YATSKOV et al., 2003), and these studies were indirectly used in this study in the form of a decomposition rate model that gives values similar to observed decomposition rates.

Despite several weaknesses, the study serves as a starting point for systematic analyses on retention tree forestry of Finland. The model behaves logically and refinements rather than major changes are required to improve it. Amenity benefits provided by the retention trees could be easily added to the analysis without any problems arising (see PUKKALA and MIINA, 1997; KOSKELA et al., 2006b). Therefore, the model and the analytical optimisation method described in this article provide a sufficient means to optimise multi-functional retention tree management at the forest stand level.

## 7. ABSTRACT

Leaving retention trees in regeneration areas has become a common practice in Finland during the past decade. The purpose of retention trees is to increase biodiversity by providing habitats for species that depend on large living trees or large stems of deadwood. Retention trees reduce the income from final felling and the growth of future tree generations. The optimal amount of tree retention is such that the biodiversity benefits obtained through them are equal to the economic losses. This study describes a method that can be used to optimise the amount of retention trees simultaneously with the timing and intensity of cuttings. A simulation model was developed, which simulates, besides the dynamics of living trees, also the decomposition process of deadwood. A diversity index was calculated for the stand as a function of the presence of various structural elements such as different tree species and tree sizes, and deadwood components representing different species, stem sizes and stages of decomposition. The annual biodiversity benefit was assumed to be linearly proportional to the diversity index. The analyses conducted with the model indicated that increased importance of biodiversity lengthens optimal rotations and increases green tree retention. Increased valuation of biodiversity postponed commercial thinning – to get dead wood through self-thinning – and led to the maintenance of species mixture for the whole rotation.

## 8. Zusammenfassung

Titel des Beitrages: *Optimierung der semi-dauerwaldartigen Bewirtschaftung finnischer Wälder.*

Das Belassen von Überhältern auf Verjüngungsflächen hat sich in Finnland in den letzten Jahren etabliert. Der Zweck dieser Überhälter ist eine erhöhte Biodiversität durch zusätzliche Habitate für Arten, die auf lebendes Starkholz oder starkes Totholz angewiesen sind. Das Belassen von Überhältern reduziert den Erlös bei der Endbestandsernte und wirkt sich außerdem reduzierend auf das Wachstum der neuen Baumgeneration aus. Die optimale Anzahl an Überhältern ergibt sich, wenn der zusätzliche Nutzen durch erhöhte Biodiversität genau den ökonomischen Nachteil aufwiegt. Diese Studie beschreibt eine Methode wie die Anzahl von Überhältern simultan mit dem Zeitpunkt und der Intensität der Durchforstungen optimiert werden kann. Ein Simulationsmodell wurde entwickelt, das neben der Wachstumsdynamik der Bäume auch die Totholzbildungsrate und den Zersetzungsprozess des Totholzes beinhaltet. Ein Diversitätsindex wurde als Funktion verschiedener Strukturelemente, z.B. Baumarten, Baumdimensionen und Totholz getrennt nach Arten, Stärkeklassen und Zersetzungsrate, definiert. Der jährliche Biodiversitätsnutzen wird als linear proportional zu diesem Index angenommen. Die mit diesem Simulationsmodell durch-

geführte Analyse zeigt auf, dass eine Höherbewertung des Biodiversitätsnutzens die optimale Umtriebszeit verlängert und mehr Überhälter belassen werden. Eine gesteigerte Wertschätzung der Biodiversität schiebt Vornutzungen hinaus, da dadurch Totholz aufgrund der Selbstdifferenzierung entsteht, und führt zu einer ausgewogenen Baumartenmischung während der gesamten Umtriebszeit.

## 9. Résumé

Titre de l'article: *Optimisation du couvert forestier semi-continu en Finlande.*

Les conséquences de la présence de surréserves au dessus des parcelles en régénération ont été établies en Finlande au cours de ces dernières années. Le but de ces surréserves est d'augmenter la biodiversité grâce à des habitats supplémentaires pour les espèces qui ont besoin de gros bois vivants ou de bois morts de fortes dimensions. Ce maintien de surréserves réduit la recette lors de la récolte finale du peuplement et se traduit également par une moindre croissance de la nouvelle génération d'arbres. Le nombre optimal des surréserves est atteint lorsque les avantages dus à l'augmentation de la biodiversité compensent exactement les inconvénients économiques. La présente étude décrit une méthode qui permet d'optimiser le nombre optimal de surréserves en jouant simultanément sur l'époque et l'intensité des éclaircies. On a développé un modèle de simulation qui, à côté de la dynamique de croissance des arbres, tient également compte du degré d'apparition de bois mort et du processus de décomposition de ce bois mort. On a défini aussi un indice de diversité en tant que fonction de divers éléments structurels, tels par exemple, les essences, les dimensions des arbres, les quantités de bois mort ventilées selon les espèces, les classes de grosseur et le degré de décomposition. On a admis que la production annuelle de biodiversité était linéairement proportionnelle à cet indice. L'analyse menée avec ce modèle de simulation montre que la revalorisation de la production de biodiversité conduit à un allongement de la révolution optimale et au maintien de surréserves en plus grand nombre. Une estimation en valeur encore plus élevée de la biodiversité entraîne la suppression des récoltes intermédiaires car on obtient ainsi du bois mort grâce à l'autodifférenciation du peuplement qui est alors constitué tout au long de la révolution d'un mélange d'essences très prononcé.

J. M.

## 10. References

- BARE, B. and D. OPALACH (1988): Determining investment-efficient diameter distributions for uneven-aged northern hardwoods. *Forest Science* **34**: 243–249.
- BIGING, G. S. and M. DOPPERTIN (1995): Evaluation of competition indices in individual growth models. *Forest Science* **41**(2): 360–377.
- BURSCHER, P. and J. HUSS (1977): Grundriss des Waldbaus. Ein Leitfaden für Studium und Praxis. Verlag Paur Parey. Hamburg and Berlin.
- CANCINO, J. and K. V. GADOW (2002): Stem number guide curves for uneven-aged forests development and limitations. In: GADOW, K. VON, NAGEL, J. and SABOROWSKI, J. (eds.). *Continuous Cover Forestry*. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht. Pp. 163–174.
- CHANG, S. J. (1981): Determination of the optimal growing stock and cutting cycle for an uneven-aged stand. *Forest Science* **27**: 739–744.
- EERIKÄINEN, K., J. MIINA and S. VALKONEN (2006): Predicting the regeneration establishment and the development of established seedlings in uneven-aged, Norway spruce dominated forest stands of southern Finland. Manuscript.
- FINNISH STATISTICAL YEARBOOK OF FORESTRY (2002): Finnish Forest Research Institute. Gummerus, Jyväskylä. 352 pp.
- GADOW, K. V. and G. HUI (1999): Modelling forest development. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht. 213 pp.
- GADOW, K. V., J. NAGEL and J. SABOROWSKI (eds.) (2002): *Continuous Cover Forestry*. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht. 348 pp.
- GADOW, K. V. and J. PUUMALAINEN (2000): Scenario planning for sustainable forest management. In: GADOW, K. V., T. PUKKALA and M. TOMÉ (eds.). *Sustainable Forest Management*. Kluwer Academic Publishers. Dordrecht. Pp. 319–359.
- GOVE, J. H. and S. E. FAIRWEATHER (1992): Optimising the management of uneven-aged forest stands: a stochastic approach. *Forest Science* **38**: 623–640.

- HALL, D. O. (1983): Financial maturity for even-aged and all-aged stands. *Forest Science* **29**: 833–836.
- HARTMAN, R. (1876): The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry* **14**: 52–58.
- HOOKE, R. and T. JEEVENS (1961): "Direct search" solution of numerical and statistical problems. *Journal of Association of Computational Machinery* **8**: 212–229.
- HYNNEN, J., R. OJANSUU, H. HÖKKÄ, J. SIIPILEHTO, H. SALMINEN and P. HAAPALA (2002): Models for predicting stand development in MELA system. Finnish Forest Research Institute, Research Papers 835. 116 pp.
- KOSKELA, E., M. OLLIKAINEN and T. PUKKALA (2006a): Biodiversity conservation in commercial boreal forestry. Optimal rotation age and retention tree volume. Manuscript.
- KOSKELA, E., M. OLLIKAINEN and T. PUKKALA (2006b): Biodiversity policies in commercial boreal forests. Optimal design of subsidy and tax combinations. Manuscript.
- KUULUVAINEN, T. and T. PUKKALA (1989): Effect of Scots pine seed trees on the density of ground vegetation and tree seedlings. *Silva Fennica* **23**(2): 159–167.
- LAASASNAHO, J. (1982): Taper curve and volume functions for pine, spruce and birch. *Communications Instituti Forestalis Fenniae* 108. 74 pp.
- MIINA, J. and T. PUKKALA (2000): Using numerical optimization for specifying individual-tree competition models. *Forest Science* **46**(2): 277–283.
- MIINA, J. and T. SAKSA (2006): Predicting regeneration establishment in Norway spruce plantations using a multivariate multilevel model. *New Forests*. (in press)
- PRETZSCH, H. (2001): Modellierung des Waldwachstums. Parey, Berlin. 341 p.
- PUKKALA, T. (2004): Dealing with ecological objectives in the MonSU planning system. *Silva Lusitana*, Special issue (2004): 1–15.
- PUKKALA, T., S. KELLOMÄKI and E. MUSTONEN (1988): Prediction of the amenity of a tree stand. *Scandinavian Journal of Forest Research* **3**: 533–544.
- PUKKALA, T. and J. MIINA (1997): A method for stochastic multi-objective optimization of stand management. *Forest Ecology and Management* **98**: 189–203.
- POUTA, E. (2005): Sensitivity to scope of environmental regulation in contingent valuation of forest cutting in Finland. *Forest Policy and Economics* **7**: 539–550.
- SIITONEN, J. (2001): Forest Management, coarse woody debris and saproxylic organisms: Fennoscandian boreal forests as an example. *Ecological Bulletin* **49**: 11–41.
- TRASOBARES, A. and T. PUKKALA (2004): Optimising the management of uneven-aged *Pinus sylvestris* L. and *Pinus nigra* Arn. mixed stands in Catalonia, north-east Spain. *Annals of Forest Science* **61**(8): 747–758.
- VALKONEN, S., J. RUUSKA and J. SIIPILEHTO (2002): Effect of retained trees on the development of young Scots pine stands in Southern Finland. *Forest Ecology and Management* **166**: 227–243.
- VALSTA, L. (1992): An optimization model for Norway spruce management based on individual-tree growth models. *Acta Forestalia Fennica* 232. 20 pp.
- YATSKOV, M., M. E. HARMON and O. N. KRANKINA (2003): A chronosequence of wood decomposition in the boreal forests of Russia. *Canadian Journal of Forest Research* **33**: 1211–1266.

## Ein statistisches Modell zur Auswertung ordinaler Merkmale dargestellt am Beispiel der Ausprägung von Ästigkeit in Douglasien-Provenienzversuchen (*Pseudotsuga menziesii* [MIRB.] FRANCO)

(Mit 5 Abbildungen und 3 Tabellen)

Von M. SCHMIDT<sup>1),\*</sup> und A. WELLER<sup>2)</sup>

(Angenommen Mai 2006)

### SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Douglasien-Provenienzversuch; Kategorische Regression; Proportionales Odds Modell; Ästigkeitsklassen.*

*Douglas fir provenance trial; categorical regression; proportional odds model; branchiness classes.*

### 1. EINLEITUNG

Seit mehr als 100 Jahren wird die im pazifischen Raum Nordamerikas beheimatete Baumart Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* (MIRB.) FRANCO) in Deutschland angebaut. Die positiven ertragskundlichen Erfahrungen der Vergangenheit mit standortangepassten Herkünften haben dabei zu einer stetigen Zunahme der Douglasien-Anbauten geführt. Der derzeitige Waldflächenanteil der Douglasie in der Bundesrepublik Deutschland beträgt über alle Besitzarten 1,7% (BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT, 2004). Ähnlich anderer Landesforstverwaltung werden der Douglasie auch in Niedersachsen in

den langfristigen waldbaulichen Planungen künftig nennenswerte Flächenanteile vor allem bei der Begründung von Mischbeständen zugewiesen (NIEDERSÄCHSISCHES MINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1992). Ihr Anbauschwerpunkt liegt in Niedersachsen im pleistozänen Bereich (PRETZSCH und SPELLMANN, 1994), und aktuell weist die Baumart im Landeswald einen Flächenanteil von etwa 4% (rd. 11.900 ha) auf (PUSCH, 2002).

Die Verwendung geeigneter Herkünfte spielt für einen erfolgreichen Douglasienanbau eine entscheidende Rolle. So hat die herkunftsspezifische genetische Konstitution einen wesentlichen Einfluss auf das Wachstumspotential und die Risikodisposition der Bestände (KENK und THREN, 1984a; KENK und THREN, 1984b). Differenzierte Herkunftsempfehlungen für die Baumart Douglasie sind somit eine wichtige Voraussetzung für ihren wertleistungsoptimalen und risikoarmen Anbau.

Anfängliche Vorbehalte holzverarbeitender Betriebe in Deutschland gegenüber der Douglasie sind im Zusammenhang mit den steigenden Anteilen am Einschlag, der veränderten Sortenstruktur und der zunehmenden Wertschätzung der holztechnologischen Eigenschaften einer gesteigerten Nachfrage gewichen. Dabei wird jedoch die Holzqualität bedingt durch die größere artspezifische Aufgliederung zukünftig eine wichtigere Rolle als bei der Fichte spielen. Als Folge der artspezifischen starken Eigendifferenzierung (SPELLMANN, 1995) weisen Douglasien bei gleichen Einzelbaumdimensionen stärkere Astdurchmesser als z.B. vergleichbare Fichten auf

<sup>1)</sup> Dr. MATTHIAS SCHMIDT, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abteilung Waldwachstum, Wonnhaldestr. 4, D-79100 Freiburg.

<sup>2)</sup> Diplom-Forstwirt ANDREAS WELLER, Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abteilung Waldwachstum, Grätzelstrasse 2, D-37079 Göttingen.

<sup>\*</sup>) Korrespondenzadresse: Dr. MATTHIAS SCHMIDT. E-mail: [Matthias.Schmidt@forst.bwl.de](mailto:Matthias.Schmidt@forst.bwl.de)



(SCHMIDT, 2001). Auch werden Z-Baum-bezogene Hochdurchforstungen mit vergleichsweise großen Standraumhaltungen zwar der Wuchsdynamik der Douglasie am ehesten gerecht, sie fördern jedoch das Aststärkenwachstum der Hauptzuwachsträger (KENK und UNFRIED, 1980). Somit erscheint es für die Prüfung der Anbaueignung von Douglasien-Provenienzen unerlässlich, neben quantitativen ertragskundlichen Merkmalsgrößen zusätzlich Qualitätsmerkmale zu bewerten. Insbesondere dem Merkmal Astigkeit kommt für die Qualitätssortierung von Douglasien-Rund- und -Schnittholz eine herausragende Bedeutung zu. HAPLA (1986) sieht in der Astigkeit sogar das alleinige Kriterium für die Sortierung und Verwendung von Douglasien-Schnittholz. Die Bedeutung der Rundholzeigenschaften bzw. ihrer differenzierten Klassifikation scheint gegenüber den Kennwerten der reinen Volumenleistung und des quantitativen Sortenertrags aktuell noch zuzunehmen. Beispielsweise wurden in der europäischen Vornorm zur Qualitätssortierung von Nadelrundholz erstmals artspezifische metrische Grenzwerte für die Douglasie definiert (ENV 1927-3, DEUTSCHES INSTITUT für NORMUNG, 1998).

## 2. ZIELSETZUNG

Problematisch für die Auswertung vieler Herkunftsversuche bezüglich qualitätsrelevanter Merkmale war bisher, dass an stehenden Bäumen ansprechbare Qualitätseigenschaften aus Kostengründen nicht metrisch sondern lediglich in (ordinal) klassifizierter Form gutachtlich beurteilt und erfasst wurden. An diesem Problem scheiterte auch die statistische Trennung des Einflusses von Einzelbaumdimension (BHD) und Provenienz auf die Rundholzeigenschaften. So überwiegen in ertragskundlichen Arbeiten zur Herkunftsforschung bisher Untersuchungen, die sich zwar mit dem Zusammenhang zwischen Herkunft und Rundholzqualität befassen, ohne jedoch den differenzierenden Effekt der Einzelbaumdimension/-situation oder weiterer Einflussfaktoren zu berücksichtigen.

Ziel dieses Beitrags ist es am Beispiel der Ästigkeitsausprägung bei herkunftsgesicherten Douglasienprovenienzen darzustellen, wie sich solche Fragestellungen zur Identifizierung des Einflusses verschiedener Faktoren auf ordinale Zielgrößen methodisch mithilfe eines verallgemeinerten linearen Regressionsmodells bearbeiten lassen. Es muss an dieser Stelle jedoch betont werden, dass es sich

bei etwaigen Zusammenhängen zwischen Herkunft und Astigkeit selbst bei Berücksichtigung weiterer potentieller Einflussgrößen wie der Einzelbaumdimension und dem Versuchsort lediglich um Korrelationsmuster handelt und damit Aussagen zur genetischen Fixierung der Astigkeit problematisch sind.

Zwei zentrale Fragestellungen werden im Rahmen des Parametrisierungsprozesses bearbeitet. Zum einen wird überprüft, ob die Variable Herkunft zusätzlich zum BHD einen Einfluss auf die Auftretenswahrscheinlichkeit der Astigkeitsklassen hat und ob ein Effekt des Versuchsortes festgestellt werden kann. Die Variable Versuchsort subsummiert letztlich alle potentiellen Einflussgrößen wie Standortvariablen oder (unbeabsichtigte) Behandlungsunterschiede zwischen Versuchsorten, die aufgrund mangelnder Informationen oder der geringen Anzahl Versuchsorte vorerst nicht direkt im Modell integriert wurden. Insgesamt erscheint diese Vorgehensweise unter Verwendung einer Dummy-Variablen für den Versuchsort angemessen, da das Ziel in erster Linie eine exakte Quantifizierung des herkunftsspezifischen Erklärungsanteils ist.

Die zweite Fragestellung betrifft die Modelltypen-Auswahl. Für die Beschreibung kommen grundsätzlich verschiedene Modelltypen in Frage, die sich bezüglich ihrer Komplexität und bestimmter Voraussetzungen der Datenstrukturen unterscheiden. Die zwei am häufigsten verwendeten Typen sind dabei das multinomiale logistische Regressionsmodell (z.B. McCULLAGH und NELDER, 1983; FAHRMEIR und HAMERLE, 1984: S. 223) und das deutlich parameterkargere Proportional-Odds-Modells (McCULLAGH, 1980; ANDERSON und PHILIPS, 1981), die auch hier miteinander verglichen werden.

## 3. DATENGRUNDLAGE

Der II. Internationale Douglasien-Provenienzversuch wurde 1954 durch die Sektion „Ertragskunde“ im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten (DVFFA) initiiert. Zielsetzung war es, Resistenzeigenschaften, qualitative Entwicklung und Wachstum verschiedener herkunftsgesicherter Douglasien-Provenienzen in Vergleichsanbauten zu prüfen. 1958 kam das kontrolliert beerntete Saatgut zur Aussaat; zusätzlich zu verschiedenen autochthonen Douglasienbeständen in Nordamerika wurden für die niedersächsischen Vergleichsanbauten auch zwei Bestände im deutschen

Tab. 1

**Standortsdaten der durch die Nordwestdeutsche Versuchsanstalt betreuten Teilversuche des II. Internationalen Douglasien-Provenienzversuches.**

**Site conditions of trial areas within the 2<sup>nd</sup> International Provenance Trial supervised by the Northwestern German Forest Research Institute.**

Vers. Nr.	Versuchsbezeichnung	Höhe ü. NN	Wuchsbezirk	Geologie	Tj °C	Tvz °C	mmv	mmvz	GW-Stufe	Trophie
873	Rantzau 783	20m	Holsteinische Vorgeest	Diluvium	8,0	14,4	800	379	mäßig frisch	oligotroph
874	Ankum 1093	45m	Ems-Hase-Hunte-Geest	Diluvium	8,0	14,1	767	361	frisch	mesotroph (-)
875	Riefensbeek 1235	320m	Nörtl. u. Westl. Oberharz	Karbon	7,6	12,2	1.000	465	frisch	mesotroph
876	Lauterberg 3265	570m	Hoher Mittel- u. Oberharz	Devon	5,8	12,2	1.340	522	frisch	mesotroph
877	Rantzau 225	32m	Holsteiner Geest	Diluvium	8,0	14,4	777	368	mäßig frisch	mesotroph (-)
878	Seesen 1037	580m	Hoher Mittel- u. Oberharz	Devon	6,3	12,8	1.300	530	frisch-feucht	mesotroph
879	Ankum 35	30m	Ems-Hase-Hunte-Geest	Diluvium	8,6	14,7	727	333	mäßig frisch	mesotroph (-)
880	Neuhaus 2157	500m	Hoher Solling	Trias	6,3	12,5	1.050	473	frisch	mesotroph
881	Oerrel 1320	70m	Hohe Heide	Diluvium	7,6	14,1	726	436	frisch	mesotroph
882	Harsefeld 1144	45m	Wesermünder Geest	Diluvium	8,5	14,6	644	323	frisch	mesotroph (-)
883	Trier 137	380m	Moselleifel	Trias	7,5	14,0	765	380	mäßig trocken	oligotroph
884	Soonwald 41	400m	Soonwaldvorstufe	Perm	7,6	13,8	630	300	trocken	mesotroph (+)
885	Ahlhorn 1374	33m	Geest-Mitte	Diluvium	8,9	15,3	708	330	wechselfeucht	mesotroph (-)
886	Westerhof 139	300m	Südwestl. Harzvorland	Trias	7,6	14,2	811	389	frisch	mesotroph



Anbaugelbiet beerntet. Im Frühjahr 1961 wurden die einjährig verschulten Douglasien im Verband 1,5 x 1,5 m (4.440 N/ha) an den Versuchsorten ausgebracht. Die „niedersächsische Serie“ umfasst 14 Anbauorte, deren standörtlich-klimatische Charakteristika *Tabelle 1* zu entnehmen sind.

An allen Versuchsorten erfolgte die Bestandesbehandlung nach gleicher waldbaulicher Vorgehensweise. 1975 setzte die Bestandespflege ein. Auf allen Flächen wurde eine mäßige Niederdurchforstung (B-Grad) vorgenommen. Schneebruch im Winter 1978/79 erforderte eine nochmalige Durchforstung. Ab 1981 bis zum Jahre 1987 erfolgten die Durchforstungen in 3-jährigem Turnus als starke Niederdurchforstungen (C-Grad). 1990 wurden einheitlich 200 Z-Bäume/ha ausgewählt und durch eine kombinierte Auslese-/Niederdurchforstung zur Förderung der Z-Bäume die Schaffung vergleichbarer Bestandesstrukturen angestrebt. Ab 1996 erfolgte die weitere Förderung der Z-Bäume i. S. einer Auslese-Durchforstung. Die Zeitreihe ertragskundlicher Aufnahmen reicht von 1978-2001. Der Annahme, dass die Z-Bäume über der Zeit vergleichbare Wachstumsbedingungen/Standräume aufweisen, kommt bei der Identifizierung von qualitätsbestimmenden Einflussfaktoren eine entscheidende Rolle zu, da Baumverteilungspläne nicht für alle Parzellen vorliegen und somit unterschiedliche Standräume nicht als eine mögliche Einflussgröße auf die Astigkeit berücksichtigt werden können.

Der Versuchsaufbau folgt dem Prinzip der unbalancierten Blöcke, d.h. innerhalb der 14 Teilversuche enthalten die Blöcke neben jeweils gleichen in Wiederholung vorhandenen Provenienzen auch nicht-wiederholte Herkünfte. In die vorliegende Untersu-

chung wurden aus statistischen Überlegungen nur die 26 Herkünfte einbezogen, welche im Gesamtversuch mindestens zweifach wiederholt sind; *Tabelle 2* enthält über alle Versuchsorte gemittelte waldwachstumskundliche Kenngrößen der 26 Herkünfte. Anhand der weitgehend behandlungsunempfindlichen aber standortsensitiven Oberhöhe (z.B. ECKMÜLLNER, 1999; NEUMANN, 1999) sind deutliche Unterschiede der Wuchsleistung erkennbar. Wie bereits erwähnt, muss angenommen werden, dass die herkunftsspezifischen unterschiedlichen Wachstumsgeschwindigkeiten nicht zu (unbeabsichtigten) Behandlungsunterschieden der Z-Bäume geführt haben. Anderenfalls wären Herkunftsunterschiede bezüglich der Astigkeit zumindest teilweise das Resultat unterschiedlicher Bestandesbehandlungen. Wenn man jedoch die Vorgabe des einheitlichen Behandlungsprogramms berücksichtigt, können die mit zwei Ausnahmen relativ ähnlichen mittleren herkunftsspezifischen Grundflächenhaltungen als ein (grobes) Indiz für ähnliche Standräume der Z-Bäume interpretiert werden.

Der Fragestellung, inwieweit sich die Herkunft auf die Ausprägung des Merkmals Astigkeit auswirkt, wird auf der Grundlage einer gutachtlichen Einschätzung an 6.423 Zukunfts-Bäumen nachgegangen, die im Rahmen der turnusmäßigen ertragskundlichen Aufnahme der 14 nordwestdeutschen Teilversuche des II. Internationalen Douglasien-Provenienzversuches in einem Alter von 32 Jahren erfolgte. Anhand der Schätzung des Durchmessers des stärksten Astes im näherungsweise in 5 m-Höhe gelegenen Quirl wurden die Z-Bäume drei verschiedenen Kategorien von Astigkeitsgüteklassen zugeordnet (feinastig, normalastig, grobastig). Aufgrund der unbalancierten Versuchsanordnung streuen die Datenumfänge der untersuchten Herkünfte stark (*Abbildung 1*).

Tab. 2

**Untersuchte Douglasien-Herkünfte, wobei ihre originären physiografischen Einheiten von Nord nach Süd und von West nach Ost geordnet sind.**

**Douglas fir provenances under investigation ordered by their original physiographic regions from north to south and from west to east.**

Physiografisches Gebiet	Prüf-Nr.	Herkunft, Staat, Land	Höhe ü. NN	Gesambestand n. Df.		
				d <sub>100</sub> [cm]	h <sub>100</sub> [m]	G/ha [m <sup>2</sup> ]
Vancouver-Insel	D 62	South Wellington, B.C., CDN	60 m	30.2	18.4	25.7
	D 45	Cameron Lake, B.C., CDN	210 m	27.8	18.1	23.2
	D 40/60	Duncan Paldi, B.C., CDN	260 m	29.4	18.7	23.6
Olympic-Gebirge	D 68	Humptulips, Wash., USA	55 m	32.4	23.6	24.7
	D 86	Louella, Wash., USA	85 m	28.5	19.9	25.5
Küstengebirge	D 78	Stella, Wash., USA	100 m	30.4	20.0	25.3
	D 41/59	Timber, Or., USA	270 m	29.8	19.8	26.5
Puget-Senke	D 72	Vader, Wash., USA	110 m	30.8	20.2	25.6
	D 69	Orting, Wash., USA	130 m	27.5	20.3	21.7
	D 71	Baker, Wash., USA	300 m	30.2	19.6	25.2
Willamette-Tal	D 74	Molalla, Or., USA	260 m	31.2	19.9	27.0
Nordkaskadengebirge	D 83	Gold Hill, Wash., USA	150 m	28.8	19.6	25.0
	D 43	Conrad Creek, Wash., USA	280 m	29.0	19.6	25.1
	D 47	Tenas Creek, Wash., USA	485 m	27.5	20.1	24.6
	D 85	Mt. Christo Lake, Wash., USA	610 m	28.7	19.9	24.9
Südskadengebirge	D 87	Carson, Wash., USA	280 m	29.6	18.7	25.1
	D 67	Ashford, Wash., USA	460 m	29.3	19.4	25.8
	D 82	Greenwater, Wash., USA	600 m	28.2	20.0	23.5
Westkaskadengebirge	D 79	Gates, Or., USA	500 m	32.7	21.2	27.5
	D 76	Detroit, Or., USA	530 m	30.9	18.8	27.3
	D 44	Pamelia Creek, Or., USA	750 m	29.9	18.9	26.2
	D 77	Marion Creek, Or., USA	870 m	26.3	18.3	24.6
	D 42/58	Santiam River, Or., USA	600-1.000 m	29.1	18.9	24.8
Mittleres Binnenland	D 88	Fraser River, B.C., CDN	750 m	23.5	15.5	18.3
Südliches Binnenland	D 63	Salmon Arm I, B.C., CDN	580 m	29.3	18.7	25.5
	D 46	Salmon Arm II, B.C., CDN	650 m	28.1	17.9	25.0

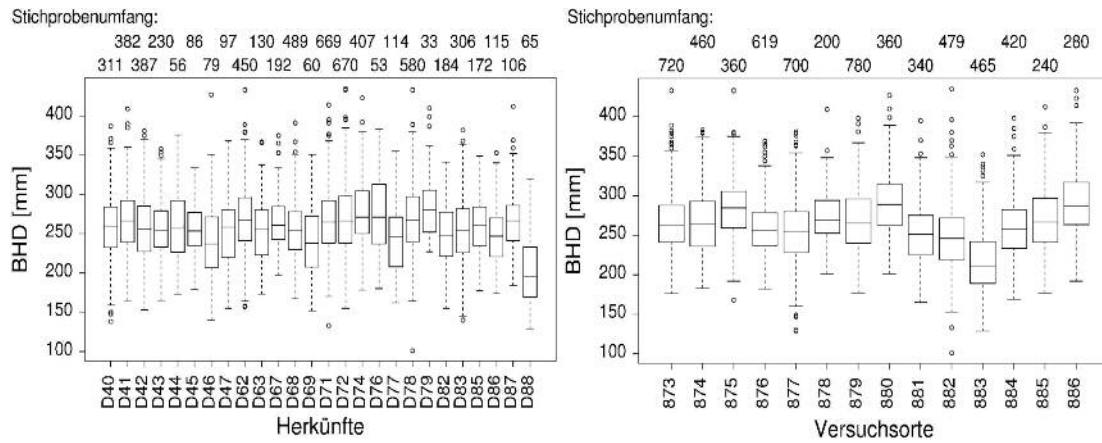


Abb. 1

Durchmesser-Verteilungen (Box-Plots) der zur Modellbildung verwendeten Z-Bäume zum Zeitpunkt der Aufnahme 1990 getrennt nach Herkunft (links) und Versuchsorten (rechts) im Baumalter von 32 Jahren (zur Kodierung vergleiche *Tabelle 1* und 2).

DBH distribution (box-plots) of crop trees at the inventory 1990 separated by provenances (graph on left) and trial areas (graph on right) at age 32 (for coding compare *table 1* and 2).

#### 4. METHODIK

In der vorliegenden Untersuchung wird ein verallgemeinertes lineares Regressionsmodell zur Beschreibung der Auftretenswahrscheinlichkeiten (Anteile) von 3 Güteklassen der Ästigkeit in Abhängigkeit von der Herkunft, des Versuchsortes und des Brusthöhendurchmessers (BHD) verwendet. Modelliert werden dabei die Stammzahl- und nicht etwa Volumenanteile. Die Kategorien der Zielvariable Ästigkeit weisen eine ordinale Struktur auf, so dass das sogenannte Proportional-Odds-Modell (McCULLAGH, 1980; ANDERSON und PHILIPS, 1981) anwendbar ist. Beim Proportional-Odds-Modell handelt es sich um einen Spezialfall des kumulativen logistischen Regressionsmodells, wobei lediglich das Interzept in Abhängigkeit von der Antwortkategorie variiert. Der Vorteil dieses Modells gegenüber dem multinomialen logistischen Regressionsmodell (z.B. McCULLAGH und NELDER, 1983; FAHRMEIR und HAMERLE, 1984: S. 223) besteht in einer deutlich geringeren Parameterzahl und einer leichteren Interpretierbarkeit des Einflusses der Kovariablen auf die Auftretenswahrscheinlichkeiten. Für kategoriale, d.h. nicht ordinal skalierte, Variablen müssen jedoch im allgemeinen der multinomiale Ansatz oder zumindest komplexere Varianten des kumulativen logistischen Ansatzes verwendet werden.

Wie bei logistischen Regressionsmodellen mit einer dichotomen Zielvariablen werden auch bei der Methode des kumulativen Logits anstelle der Wahrscheinlichkeiten transformierte Erwartungswerte geschätzt (*Formel 1*). Die Transformation erfolgt mit Hilfe der Logit-Funktion. Die zugehörigen (kumulativen) Wahrscheinlichkeiten lassen sich durch eine Rücktransformation mit Hilfe der inversen Logit-Funktion berechnen (*Formel 2*). Im Spezialfall des Proportional-Odds-Modell werden  $r$  gleich  $R-1$  Wahrscheinlichkeiten ( $R$  = Anzahl vorhandener Kategorien) in Abhängigkeit des Kovariablenvektors  $x'_i$  (Kombination unabhängiger Variablen) und eines Parametervektors  $\beta$  geschätzt, wobei lediglich das Interzept  $\beta_{0r}$  von der Zielvariablenkategorie abhängt. McCULLAGH (1980) sowie ANDERSON und PHILIPS (1981) geben allen Parametern mit Ausnahme des Interzepts ein negatives Vorzeichen, so dass *Formel 3* resultiert. Für die Berechnung der Klassen-Wahrscheinlichkeiten wird *Formel 4* verwendet. Die fehlende Wahrscheinlichkeit der letzten Kategorie resultiert aus der Differenz der übrigen Wahrscheinlichkeiten zu 1. Eine umfassende theoretische Beschreibung kategorialer Regressionsmodelle geben FAHRMEIR et al. (1996: S. 211 ff.).

$y_{ir} \sim \text{multinomial mit ordinaler Zielgröße } (1, \pi_{ir})$   
mit  $\pi_{ir} = E(y_{ir})$  und  $\text{cov}(y_{ir}, y_{is}) = y_{ir}(1 - y_{is})/n_i, r \leq s$

$$g(\gamma_r) = \ln \frac{\sum_{j=1}^R \pi_{ij}}{1 - \sum_{j=1}^R \pi_{ij}} = x'_i \beta_{(r)}, \text{ mit } \gamma_{ir} = \pi_{i1} + \dots + \pi_{ir} \text{ und } \pi_{iR} = 1, r = 1, \dots, R-1 \quad [1]$$

$$P(y \leq r | x_i) = \sum_{j=1}^r \pi_{ij} = \frac{\exp(x'_i \beta_{(r)})}{1 + \exp(x'_i \beta_{(r)})} \text{ (allgemeines kumulatives logistisches Regressionsmodell)} \quad [2]$$

$$P(y \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)}{1 + \exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)} \text{ (Proportional-Odds-Modell)} \quad [3]$$

$$P(y = r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)}{1 + \exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)} \cdot \frac{\exp(\beta_{0,r-1} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)}{1 + \exp(\beta_{0,r-1} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)} \quad [4]$$

mit:

- $g_r(y_i)$  = mittels der Logit-Funktion transformierter Erwartungswert der Auftretenswahrscheinlichkeit der Kategorien kleiner gleich  $r$  für die Merkmalsausprägung  $x'_i$ ;
- $y_{ir}$  = beobachteter Anteil der Kategorie  $r$  für die  $i$ -te Merkmalsausprägung, für die eine Multinomial-Verteilung für geordnete Zielgrößen mit  $\sim \text{multinomial mit ordinaler Zielgröße } (1, \pi_{ir})$  und  $y_{ir}$  geordnet unterstellt wird;
- $\pi_{ir} = E(y_{ir})$  = Erwartungswert der (bedingten) Auftretenswahrscheinlichkeit der Kategorie  $r$  der Zielvariablen für die Merkmalsausprägung  $x'_i$ ;
- $x'_i$  = Vektor der Merkmalsausprägungen der unabhängigen Variablen;
- $r$  =  $r$ -te Kategorie der 1 bis  $R-1$  Kategorien, wobei  $R$  gleich der Anzahl vorhandener Kategorien ist;
- $p$  = Anzahl unabhängiger Variablen.

Mit Hilfe des Proportional-Odds-Modell lässt sich zum einen der Vektor der Auftretenswahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Astigkeitsgüteklassen in Abhängigkeit von beliebigen Ausprägungen der unabhängigen Variablen schätzen. Insbesondere bei Integration von metrischen Kovariablen – in diesem Fall des BHD – ist das Modell einer Verwendung von klassenspezifischen empirischen Anteilen eindeutig vorzuziehen. Es vermeidet zum einen alle aus einer Klassifizierung resultierenden Nachteile, wie Klassensprünge etc. (Abbildung 2). Zum anderen bietet der gewählte Ansatz prinzipiell alle Möglichkeiten eines Regressionsmodells, wie beispielsweise die Überprüfung der Variablenauswahl und Modellform sowie eine Schätzung von Prognoseintervallen für Provenienz- und versuchsortspezifische Funktionsverläufe. Prognoseintervalle der Regressionsverläufe werden hier für eine Quantifizierung von Herkunftsunterschieden bezüglich der Astigkeit sowie für eine Einschätzung der Prognosegüte verwendet. Dabei werden Unterschiede durch den punkweisen Vergleich von (bedingten) Auftretenswahrscheinlichkeiten, d.h. durch den Vergleich der 95%-Vertrauensbereiche bei gegebenem BHD und für einen Versuchsort quantifiziert. Diese Vorgehensweise wird einer formalen statistischen Signifikanzprüfung vorgezogen, da nicht die Wahrscheinlichkeit der Abweichung von der Nullhypothese geprüft wird, sondern Aussagen zum Grad der Unterschiedlichkeit der Provenienzen gemacht werden können.

Eine simulative Bestimmung von Prognoseintervalle kann üblicherweise über Bootstrap- (EFRON und TIBSHIRANI, 1993) oder Monte-Carlo-Verfahren (z. B. SACHS, 1978: S. 190 ff.) erfolgen. Beim Bootstrap-Verfahren werden Ziehungen mit Zurücklegen aus

der Parametrisierungsgrundlage oder beim parametrischen Bootstrap aus den Modellresiduen wiederholt. Auf Basis dieser Zufallsziehungen werden die Prognoseintervalle bestimmt. Beim Monte-Carlo-Verfahren werden dagegen wiederholt zufällig Koeffizientensätze auf Basis des parametrisierten Modells (mit dem Vektor der Koeffizientenmittelwerte  $\hat{\theta}$  und der zugehörigen Varianz-Kovarianzmatrix  $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$ ) aus einer mehrdimensionalen Normalverteilung gezogen. Das Bootstrap-Verfahren wird von PRESS et al. (2002: S. 694 ff.) auch als 'Quick-and-Dirty-Monte-Carlo' bezeichnet, da es im Gegensatz zu Standard-Monte-Carlo-Verfahren auch dann verwendet werden kann, wenn keine ausreichenden Informationen über zugrundeliegende Verteilungen vorliegen.

In dieser Untersuchung wurde ein Monte-Carlo-Verfahren verwendet, wobei die zugehörige Normalverteilung aufgrund der 26 Provenienzen, der 14 Versuchsorte, der Kovariablen BHD und der 3 Astigkeitsgüteklassen 41-dimensional ist. Die Parametrisierung des Proportional-Odds-Modells sowie die Monte-Carlo-Simulationen wurden mit Hilfe des Statistikpakets R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2003) und der Programmbibliothek MASS (VENABLES und RIPLEY, 2002) durchgeführt. Die Parameterschätzung erfolgt mit dem Maximum-Likelihood-Verfahren. Die Modell- und Variablenauswahl wurde über die Beurteilung des AIC (Akaiikes Informationskriterium) vorgenommen (SAKAMOTO et al., 1986). Das AIC ermöglicht einen Vergleich von unterschiedlichen und ungeschachtelten Modellen (für den gleichen Datensatz) und berücksichtigt die 'Modell-Deviance' als Diskrepanzmaß sowie die Parameterzahl des Modells.

Tab. 3

**Koeffizienten und statistische Kennwerte des Proportional Odds Models zur Beschreibung der Astgüteklassenanteile als Funktion von Versuchsort, BHD und Herkunft (zur Kodierung vergleiche Tabelle 1 und 2).**

**Coefficients and statistical characteristics of the Proportional Odds model for predicting proportions of branchiness classes as a function of trial area, DBH and provenance (for coding compare table 1 and 2).**

	Koeffizient	Std. Error	t Wert		Koeffizient	Std. Error	t Wert
BHD	0.038	0.001	35.747	Versuchsort 874	0.316	0.307	1.031
Herkunft D41/59	-1.403	0.223	-6.301	Versuchsort 875	1.134	0.085	13.416
Herkunft D42/58	0.077	0.234	0.329	Versuchsort 876	1.458	0.035	41.929
Herkunft D43	-1.249	0.252	-4.951	Versuchsort 877	3.187	0.730	4.367
Herkunft D44	-1.635	0.423	-3.868	Versuchsort 878	-11.940	0.003	-4275.48
Herkunft D45	-0.887	0.330	-2.691	Versuchsort 879	0.622	0.814	0.764
Herkunft D46	-0.643	0.324	-1.987	Versuchsort 880	4.780	0.010	471.098
Herkunft D47	-0.860	0.313	-2.744	Versuchsort 881	4.567	0.569	8.028
Herkunft D62	-0.217	0.231	-0.937	Versuchsort 882	2.889	0.899	3.214
Herkunft D63	-0.752	0.288	-2.617	Versuchsort 883	7.005	0.660	10.617
Herkunft D67	-0.901	0.269	-3.344	Versuchsort 884	4.168	0.126	32.960
Herkunft D68	-1.724	0.213	-8.082	Versuchsort 885	2.424	0.282	8.605
Herkunft D69	-0.826	0.344	-2.403	Versuchsort 886	4.947	0.043	113.925
Herkunft D71	-1.032	0.210	-4.922	BHD in Versuchsort 874	0.016	0.002	10.756
Herkunft D72	-1.079	0.209	-5.164	BHD in Versuchsort 875	0.010	0.001	12.614
Herkunft D74	-1.153	0.231	-4.999	BHD in Versuchsort 876	0.022	0.001	20.550
Herkunft D76	-0.261	0.470	-0.556	BHD in Versuchsort 877	0.002	0.003	0.615
Herkunft D77	-0.595	0.321	-1.853	BHD in Versuchsort 878	0.081	0.002	39.758
Herkunft D78	-1.134	0.215	-5.268	BHD in Versuchsort 879	0.013	0.003	3.775
Herkunft D79	-0.612	0.560	-1.093	BHD in Versuchsort 880	0.006	0.002	3.883
Herkunft D82	-1.234	0.261	-4.731	BHD in Versuchsort 881	0.001	0.003	0.327
Herkunft D83	-1.203	0.235	-5.109	BHD in Versuchsort 882	0.009	0.004	2.323
Herkunft D85	-1.414	0.251	-5.628	BHD in Versuchsort 883	-0.011	0.003	-3.495
Herkunft D86	-0.237	0.320	-0.741	BHD in Versuchsort 884	0.004	0.001	4.115
Herkunft D87	-1.141	0.362	-3.156	BHD in Versuchsort 885	0.002	0.001	1.224
Herkunft D88	-1.105	0.351	-3.148	BHD in Versuchsort 886	0.000	0.001	-0.006
<b>Interzepte</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t Wert</b>				
1/2	9.3376	0.302	30.920				
2/3	11.738	0.315	37.315				
<b>Residual Deviance</b>	6307.153						
<b>AIC</b>	6415.153						

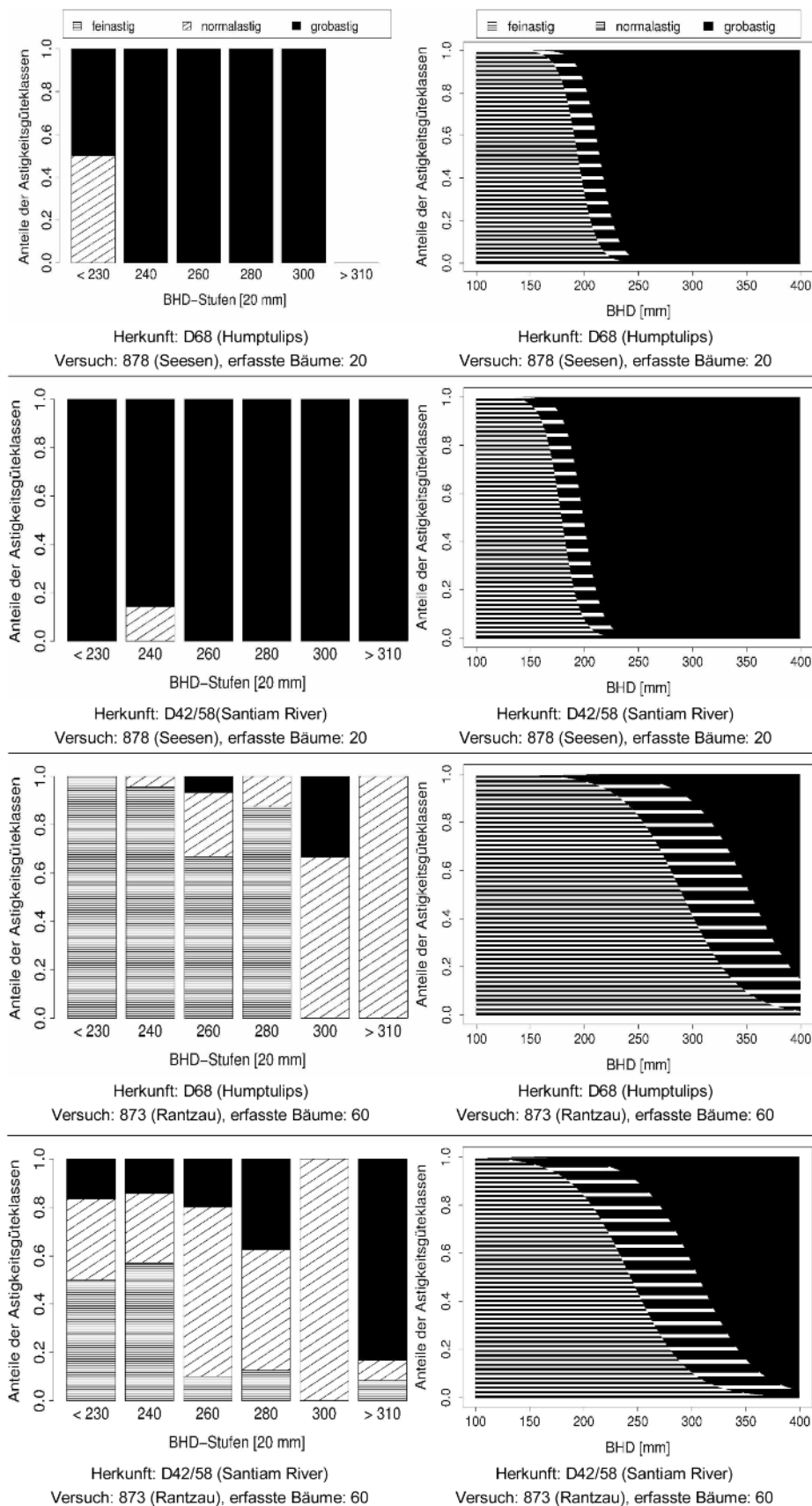


Abb. 2

Vergleich von empirischen Astigkeit Güteklassenanteilen (links) und modellierten Auftretenswahrscheinlichkeiten (rechts) getrennt für ausgewählte Herkünfte und Versuchsorte.

Comparison of empirical proportions of branchiness quality classes (graphs on left) and predicted probabilities (graphs on right) for selected provenances and trial areas.



## 5. ERGEBNISSE

Anhand des AIC kann festgestellt werden, dass alle untersuchten Variablen zur Verbesserung der Modellgüte beitragen, wobei die Auswahl in der Reihenfolge Versuchsort, BHD und Herkunft erfolgt. D.h., dass der Versuchsort einen größeren Einfluss auf die Auftretenswahrscheinlichkeiten der Astgüteklassen hat als der BHD und insbesondere die Herkunft. Eine weitere Verbesserung wurde durch die Integration der Wechselwirkung zwischen BHD und Versuchsort erreicht. Die Wechselwirkung zwischen dem BHD und der Herkunft führte nur noch zu einer minimalen Reduktion des AIC. Daher wurde aus Gründen einer leichteren Interpretierbarkeit des Herkunftseinflusses auf die Integration dieser Wechselwirkung verzichtet. D.h. die Prognosegenauigkeit bzw. Modellkomplexität wurde bewusst geringfügig reduziert, um eine generelle Aussage bezüglich des Provenienzeffektes ableiten zu können. Eine Überprüfung der Wechselwirkung zwischen Versuchsort und Provenienz konnte aufgrund des unbalancierten Versuchsdesign nicht durchgeführt werden.

Der Vergleich des AIC für das Proportional-Odds-Modells und das multinomiale logistische Regressionsmodell kennzeichnet das parameterkargere Proportional-Odds-Modells als vorteilhafter, was mit Hinblick auf den ordinalen Datentyp der Astigkeitsgüte zu erwarten gewesen ist. Die Koeffizientenschätzungen und statistischen Kenngrößen des parametrisierten Regressionsmodelle werden in *Tabelle 3* aufgeführt.

Das spezifizierte Modell lässt sich über seinen linearen Prediktor wie folgt beschreiben:

$$x'_i \beta_{(r)} = \beta_{0r} + \beta_1 \text{BHD} + \beta_2 \text{Herkunft} + \beta_3 \text{Versuchsort} + \beta_4 \text{BHD in Versuchsort}$$

wobei nur  $\beta_{0r}$  in Abhängigkeit von der Antwortkategorie der Astigkeit variiert.

Da die Modellstruktur keine Wechselwirkungen mit Beteiligung der Herkunft enthält, ist die resultierende Herkunftsrangfolge

bezüglich der Auftretenswahrscheinlichkeiten der Güteklassen 1 (feinastig) und 3 (grobastig) sowohl unabhängig von der Baumdimension (BHD) als auch vom Versuchsort. D.h. für die Anteile der Güteklassen 1 und 3 kann eine eindeutige allgemeine Herkunftsrangfolge abgeleitet werden. Der Anteil der mittleren Güteklasse hängt dagegen modellimmanent (bedingt durch den Modelltyp) von beiden geschätzten Werten des Parameters  $\beta_{0r}$  ab (vgl. *Formel 4*), so dass hier eine uneinheitliche Rangfolge der Herkünfte auftreten kann. Der Vorteil der eindeutigen Herkunftsrangfolge als Folge fehlender Wechselwirkungen mit Beteiligung der Herkunft tritt nur bei Verwendung des Proportional-Odds-Modells auf. Die Verwendung eines multinomialen logistischen Modells kann dagegen modellimmanent auch ohne die Spezifizierung von Wechselwirkungen zu uneinheitlichen Herkunftsrangfolgen führen, da die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Gütestufen voneinander abhängig sind (vgl. FAHRMEIR und HAMERLE, 1984: S. 223).

Anhand von zwei ausgewählten Herkünften und für drei Versuchsorte wird im folgenden ein exemplarischer Vergleich der Ergebnisse der Anpassung des Proportional-Odds-Modells mit den empirischen Anteilen der Astigkeitsausprägungen durchgeführt und das Modell erläutert. Anschließend erfolgt die Bewertung der Rundholzqualität der 26 untersuchten Herkünfte auf der Basis des Proportional-Odds-Modells bzw. der geschätzten Auftretenswahrscheinlichkeiten. Die Beurteilung der unterschiedlichen Erwartungswerte der Auftretenswahrscheinlichkeiten wird durch die Interpretation der Prognoseintervalle ergänzt, die über die Monte Carlo Simulation geschätzt werden.

### 5.1. Vergleich von empirischen Aststärkegüteklassen-Anteilen und Modellschätzungen

Einen Überblick über die (bedingten) empirischen Anteile, die auf die Aststärkegüteklassen in verschiedenen Bereichen der BHD-Verteilung entfallen, erhält man, indem die beurteilten Z-Bäume nach ihrem BHD in Gruppen unterteilt werden. In diesem Fall wurden 6 Durchmesserklassen mit einheitlich 2 cm Breite gewählt,

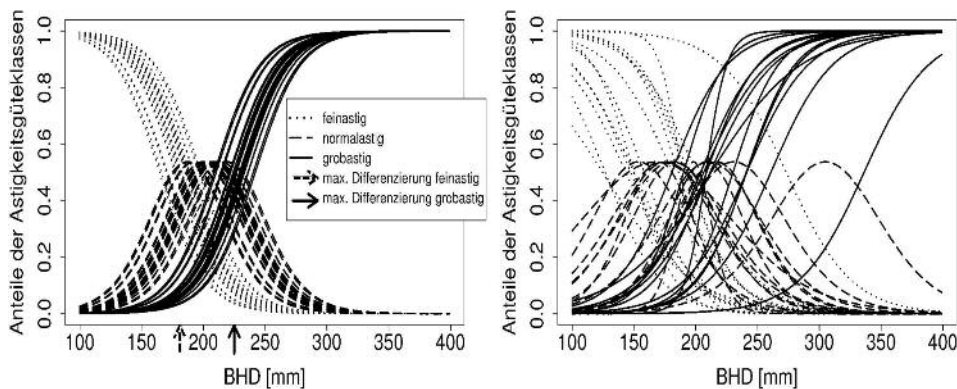


Abb. 3a

Geschätzte Auftretenswahrscheinlichkeiten der Astigkeitsgüteklassen 1–3 in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser [mm] und der Herkunft für Versuchsort 874 (Ankum) (links). Die Pfeile markieren die Durchmesser bei denen die maximale herkunftsbedingte Differenzierung der Anteile feinastiger bzw. grobastiger Bäume am Versuchsort 874 (Ankum) auftritt.

Predicted probabilities of branchiness quality classes 1–3 conditioned by DBH [mm], provenance and for trial area 874 (Ankum) (graph on left).

Arrows indicate DBH values showing provenance conditioned maximum variation of proportions of 'fine' and 'coarse branched' trees at trial area 874 (Ankum).

Abb. 3b

Geschätzte Auftretenswahrscheinlichkeiten der Astigkeitsgüteklassen 1–3 in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser [mm] und des Versuchsortes für die Herkunft D72 (Vader, Wash., USA) (rechts).

Predicted probabilities of branchiness quality classes 1–3 conditioned by DBH [mm], trial area and for provenance D72 (Vader, Wash., USA) (graph on right).

wobei die kleinste und größte Klasse nach unten bzw. oben jeweils offen ist. Diese Einteilung gewährleistet bei Betrachtung des Gesamtdatensatzes eine einigermaßen ausgeglichene Klassenbesetzung. Für einen Vergleich wurden anschließend die Anteile für die Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen getrennt ermittelt (*Abbildung 2 links*). Aus der großen Anzahl von Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen wurden exemplarisch die Herkunft D42/58 (Santiam River) und D68 (Humptulips) als die bezüglich der Modellprognose qualitativ schlechteste bzw. beste Herkunft ausgewählt. Als zugehörige Versuchsorte wurden 873 (Rantzau) und 878 (Seesen) als Versuchsorte mit einer (entsprechend der Modellprognose) guten bzw. schlechten Qualitätsstruktur betrachtet.

Diese Art der Datenaufbereitung eignet sich gut für einen Vergleich mit den Ergebnissen der Anpassung des Proportional-Odds-Modells (*Abbildung 2 rechts*). Die mit Hilfe des Modells für den gesamten Bereich der BHD-Verteilung geschätzten Wahrscheinlichkeitsvektoren zeigen den empirischen Verteilungen (*Abbildung 2 links*) ähnliche Muster. Allerdings ermöglicht das Modell die Berechnung des Wahrscheinlichkeitsvektors für beliebige Durchmesser, während die Wahrscheinlichkeitsvektoren der Durchmessergruppen lediglich Klassenmittelwerte darstellen. Auch hängt die Ausprägung in den Gruppen stark von der Klassifizierung ab und es treten zufällige Sprünge zwischen den Güteanteilen in benachbarten Gruppen auf, da die Berechnung unabhängig von einander erfolgt. Zusätzlich ermöglicht das Modell Schätzungen im Extrapolationsbereich, d.h. für Wertekombinationen, die nicht durch Daten abgedeckt sind. Ein Beispiel sind die Schätzungen in den Zeilen 1 und 2 von *Abbildung 2*. Obwohl kein Z-Baum dieser Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen in die Güteklasse 1 (feinastig) sortiert wurde, ermöglicht das Modell dennoch eine Schätzung dieses Güteklassenanteils. Ein weiteres Beispiel ist die Prognose für den Durchmesserbereich größer 310 mm für die Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen in Zeile 1, die nicht durch die Datengrundlage abgedeckt ist.

## 5.2. Modellerte Auftretenswahrscheinlichkeiten und punktweise Konfidenzintervalle

*Abbildung 3 (links)* stellt die mit Hilfe des Proportional-Odds-Modells geschätzten Erwartungswerte der Auftretenswahrscheinlichkeiten der drei Güteklassen für alle untersuchten Herkunft, den gesamten Bereich der Durchmesser-Verteilung und exemplarisch für den Versuchsort 874 (Ankum) dar. Die bedingten Erwartungswerte der drei Güteklassen für eine Herkunft-BHD-Kombination summieren sich jeweils zu 1 auf. Die Abhängigkeit der Auftretenswahrscheinlichkeit einer Merkmalsausprägung von der Herkunft ist deutlich an der Variation der Funktionswerte bei einem gegebenem BHD zu erkennen. Aufgrund des Modelltyps und fehlender Wechselwirkungen mit Beteiligung der Herkunft resultieren die herkunftsspezifischen Unterschiede an einem Versuchsort allerdings nur aus 'Parallelverschiebungen' eines ansonsten identischen Funktionsverlaufs. Diese Modelleigenschaften führen zur beschriebenen einheitlichen Rangfolge der Herkunft unabhängig vom BHD.

Allerdings ist die Variation in den unterschiedlichen Durchmesserbereichen und für die verschiedenen Güteklassen sehr unterschiedlich ausgeprägt. So tritt im Versuchsort 874 die höchste Spanne der provenienzspezifischen Anteilserwartungswerte der Güteklasse 1 bei einem BHD von 181 mm (42 Stammzahlprozente [N%] Differenz zwischen der besten und schlechtesten Herkunft), der Güteklasse 3 jedoch bei einem BHD von 225 mm (42 N% Differenz) auf. Für die Güteklasse 2 weisen aufgrund des unimodalen Funktionsverlaufs zwei Durchmesserbereiche bei 172 (30 N% Differenz) bzw. 230 mm (30 N% Differenz) die höchste Differenzierung der Anteilserwartungswerte auf.

Durch den starken Einfluss des Versuchsortes auf die Gütestruktur schwankt der Durchmesserbereich der maximalen herkunftsbedingten Differenzierung für die Gütestufe 'feinastig' zwischen 119 und 267 mm und für die Gütestufe 'grobastig' zwischen 175 und 330 mm. Die maximale Differenzierung selbst, ausgedrückt als Differenz der Stammzahlprozente, ist aufgrund fehlender Wechselwirkungen mit Beteiligungen der Herkunft an allen Versuchsorten konstant mit 42 N% (feinastig), 30 N% (normalastig) bzw. 42 N% (grobastig).

Zum Vergleich sind in *Abbildung 3 (rechts)* die auf der umfangreichsten Datenbasis basierenden Funktionsverläufe der Herkunft D72 für alle 14 Versuchsorte dargestellt. Die im Modell integrierte Wechselwirkung zwischen BHD und Versuchsort führt hier zu abweichenden Funktionsverlaufsmustern für die verschiedenen Versuchsorte und nicht nur zu Parallelverschiebungen. Gleichzeitig wird der gegenüber dem Herkunftseinfluss deutlich stärkere Einfluss der Variablen Versuchsort an der stärkeren Variation der Funktionsverläufe deutlich. Deutlich ist in beiden Graphiken der Einfluss des Brusthöhendurchmessers auf die Anteile der Astgüteklassen der Zukunftsstämme zu erkennen. Somit muss eine eindimensionale Betrachtungsweise ohne die Berücksichtigung des Einflusses des BHD zu Fehlschlüssen führen, da wuchskräftigere Herkunft tendenziell zu schlecht beurteilt würden.

Der starke Einfluss des BHD führt dazu, dass die herkunftsspezifische Aufgliederung der Güteklassenanteile bei niedrigen und hohen Durchmessern gering ist, wobei die bereits erläuterten Unterschiede zwischen den Güteklassen auftreten. Dieses Muster der Gütestruktur ist damit zu erklären, dass für die Einteilung in die Gütestufen gutachtlich ein Vergleich mit bestimmten Astdurchmessergrenzwerten durchgeführt wurde. Ab einem bestimmten Durchmesser (BHD) weist aber auch der Großteil von qualitativ guten Douglasienherkünften Astdurchmesser (in 5 m Höhe) auf, die zu einer Einstufung in die Klasse 'grobastig' führen. Qualitativ schlechte Herkunft weisen dagegen bereits bei geringeren Durchmessern höhere Anteile der Astgüteklasse 3 auf. Potentiell vorhandene qualitative Unterschiede von unterschiedlich dimensionierten Bäumen können innerhalb dieser schlechteren Herkunft aber weniger differenziert erfasst werden, da es für die Einstufung egal ist, um welchen Betrag der Grenzwert überschritten wird. Gleiches gilt für die nachlassende herkunftsspezifische Aufgliederung der Güteklassenanteile 'feinastig' mit sinkenden Durchmessern. Die Dominanz und geringe Variation der Güteklassen 'feinastig' und 'grobastig' im schwachen bzw. starken Durchmesserbereich führt dazu, dass auch die Anteile der jeweils anderen Güteklassen in diesen Bereichen nur schwach variieren.

Somit erscheint es sinnvoll, für den Vergleich der Herkunft die Gütestruktur in den Bereichen mit maximaler herkunftsbedingter Differenzierung zu betrachten. Bei der Wahl des optimalen Durchmessers tritt allerdings das Problem auf, dass der starke Einfluss des Versuchsortes zu einer deutlichen Differenzierung der Durchmesser mit maximaler herkunftsbedingter Aufgliederung der Güteanteile führt (s.o.). Es werden daher exemplarisch die bedingten Erwartungswerte sowie ihre Konfidenzintervalle für die bereits oben betrachteten Versuchsorte 873 (Rantzau) und 878 (Seesen) sowie für den Versuchsort 874 (Ankum) mit einer mittleren Gütestruktur bei den jeweils spezifischen optimalen Durchmessern graphisch dargestellt.

In *Abbildung 4* sind die punktweisen Konfidenzintervalle der Anteile feinastiger (links) und grobastiger (rechts) Bäume bei jeweils versuchsspezifischem 'optimalen' Durchmessern dargestellt. Die links dargestellte Rangfolge von der qualitativ schlechtesten zur besten Herkunft basiert auf den geschätzten und ansteigend sortierten Anteilen (Erwartungswerte) feinastiger Bäume, die umgekehrte Reihenfolge rechts auf den ansteigend sortierten

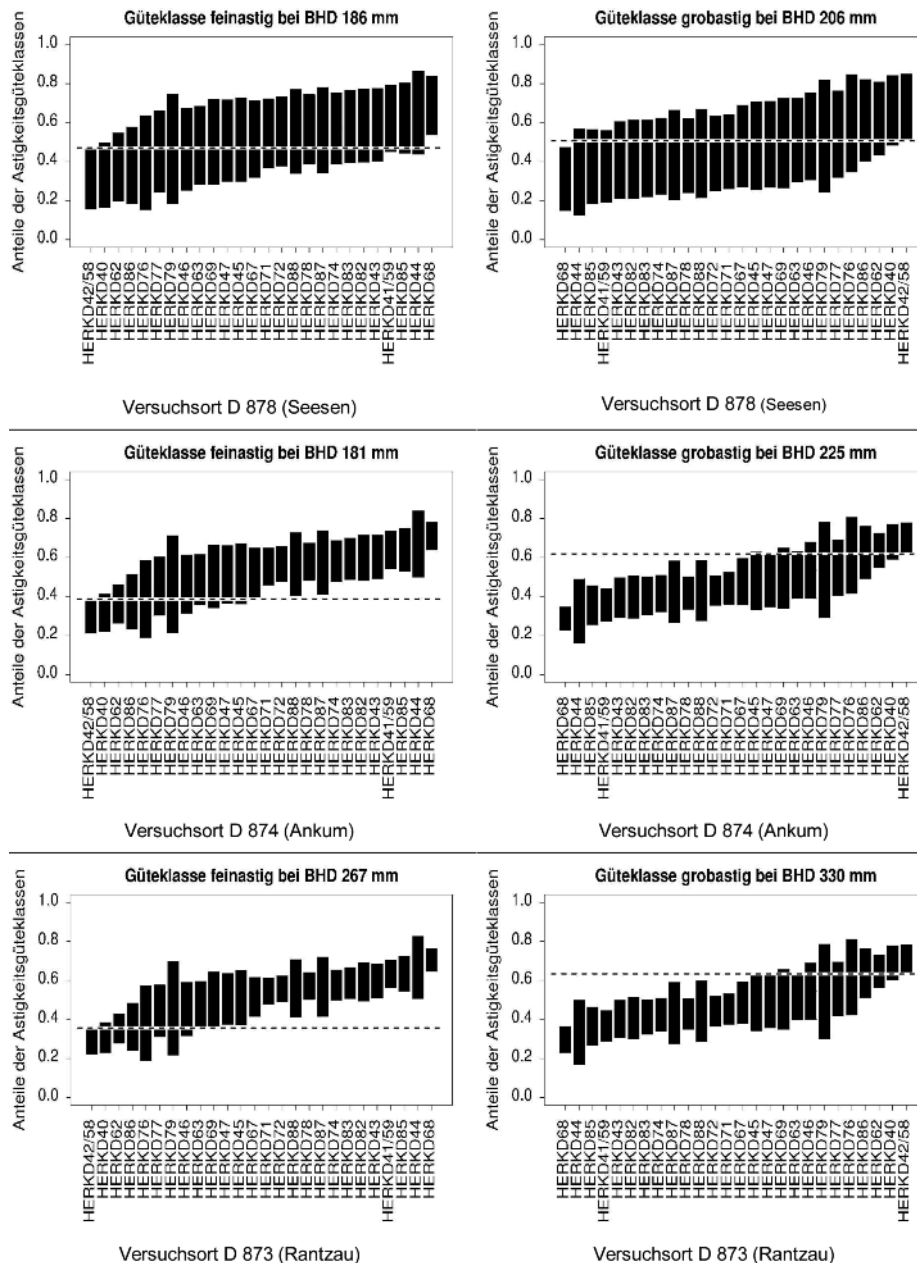


Abb. 4

Konfidenzintervalle der bedingten Wahrscheinlichkeits-Erwartungswerte der Güteklassen 'fein-' und 'grobastig' für die 26 untersuchten Herkünfte und die drei Versuchsorte 878 (Seesen), 874 (Ankum) und 873 (Rantau) bei jeweils versuchsspezifischen 'optimalen' Durchmesserwerten. Zusätzlich sind exemplarisch das 97,5% (feinastig) und 2,5%-Quantil (grobastig) des Prognoseintervalls für die schlechteste Herkunft (D42/58 Santiam River) dargestellt (gestrichelte Linien).

Confidence intervals of conditional expectation values given trial specific 'optimum' BHD values for probabilities of branchiness classes 'fine' and 'coarse branched' for 26 investigated provenances and three selected trial areas 878 (Seesen), 874 (Ankum) and 873 (Rantau). Exemplary 97.5% (fine branched) and 2.5%-quantiles (coarse branched) of the prognosis interval for the worst provenance (D42/58 Santiam River) are highlighted (dashed line).

Anteilen grobastiger Bäume. Die statistisch und inhaltlich begründete Modellstruktur führt dazu, dass die Rangfolge für die Güteklassen 'feinastig' und 'grobastig' exakt gegensätzlich ist. D.h. die Provenienz D42/58 mit den geringsten Anteilen feinastiger Bäume weist gleichzeitig die höchsten Anteile grobastiger Bäume auf. Auf die über verschiedene Versuchsorte hinweg einheitliche Rangfolge und ihre modellimmanenten Ursachen ist bereits hingewiesen worden. Da für die 3 Versuchsorte jeweils die BHD mit größter herkunftsspezifischer Differenzierung verwendet wurden, sind auch

die absoluten provenienzspezifischen Differenzen zwischen den Erwartungswerten identisch.

Aufgrund der unterschiedlichen Stichprobenumfänge in den verschiedenen Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen und damit der unterschiedlichen Koeffizientenvarianzen treten jedoch erhebliche Unterschiede der punktuellen Konfidenzintervalle auf. Für stammzahlreiche Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen lassen sich die Erwartungswerte mit höherer Sicherheit schätzen, was an engeren



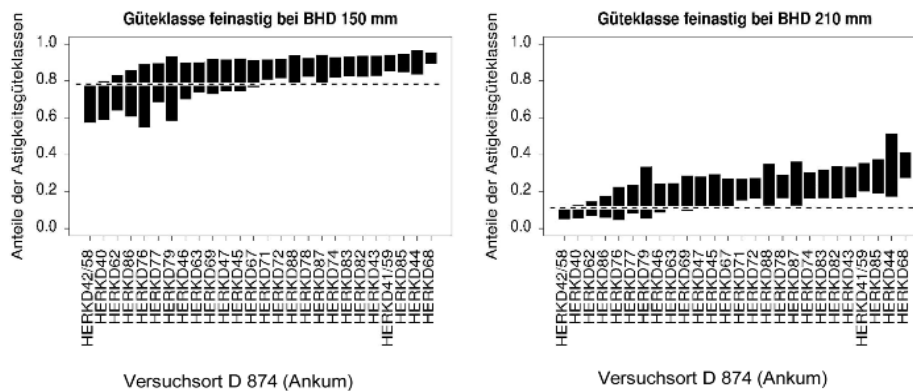


Abb. 5

Konfidenzintervalle der bedingten Wahrscheinlichkeits-Erwartungswerte der Güteklasse 'feinastig' für die 26 untersuchten Herkünfte und den Versuchsort 874 (Ankum) bei Durchmessern, die den versuchsspezifischen 'optimalen' Wert deutlich unter- und überschreiten. Zusätzlich sind exemplarisch die 97,5% Quantile des Prognoseintervalls für die schlechteste Herkunft (D42/58 Santiam River) dargestellt (gestrichelte Linien).

Confidence intervals of conditional expectation values given DBH values which deviate distinctly from trial specific 'optimum' BHD values for probabilities of branchiness class 'fine branched' for 26 investigated provenances and trial area 874 (Ankum). Exemplary 97.5%-quantiles of the prognosis interval for the worst provenance (D42/58 Santiam River) are highlighted (dashed line).

Konfidenzintervallen zu erkennen ist (Herkunft 873 und 874 gegenüber 878). Die Rangfolge der Herkünfte zeichnet sich somit in denjenigen Kombinationen viel deutlicher ab, die auf einer breiteren Datenbasis basieren. Beispielhaft lässt sich die schlechteste Herkunft D42/58 bezüglich des feinastigen Stammzahlanteils am Versuchsort 873 gegenüber 17, am Versuchsort 874 gegenüber 14 und am Versuchsort 878 nur gegenüber einer der untersuchten Herkünfte abgrenzen, wenn die Nicht-Überlappung der Konfidenzintervalle als Kriterium verwendet wird. Auf die Darstellung der Rangfolge, die auf der Gütestufe 'normalastig' basiert, wird hier verzichtet. Zum einen ist die herkunftsbedingte Differenzierung weniger stark ausgeprägt als für die Gütestufen 1 und 3. Zum anderen ist die Rangfolge auf Basis der Gütestufe 2 nicht über alle Versuchsorte hinweg identisch, was aus der Struktur des Proportional-Odds-Modells resultiert. Allerdings sind diese Abweichungen von einer einheitlichen Rangfolge nur schwach ausgeprägt.

Abschließend wird exemplarisch für den Versuchsort 874 dargestellt, wie sich die Stammzahlanteile (Erwartungswerte) und ihre Konfidenzintervalle ändern, wenn man den punktuellen Vergleich für BHD-Werte mit geringerer herkunftsbedingter Differenzierung durchführt. D.h. es wird überprüft, wie sich die Eindeutigkeit der festgestellten Güte-Rangfolge in Abhängigkeit vom betrachteten BHD ändert. Für die Rangfolge auf Basis der Güteklasse 'feinastig' werden anstelle des 'optimalen' BHD von 181 mm Werte von 150 mm und 210 mm verwendet (Abbildung 5).

Die veränderten Eingangsdurchmesser führen einerseits zu geringeren absoluten Unterschieden zwischen den Erwartungswerten der Herkünfte (vgl. auch Abbildung 4, Mitte links), andererseits werden auch die 95% Konfidenzintervalle enger (Abb. 5). Verwendet man zur Beurteilung der Rangfolge wieder die Überlappung der Konfidenzintervalle so lässt sich die qualitativ beste Herkunft sowohl bei 150 als auch 210 mm BHD nur noch gegenüber 11 anderen Herkünften abgrenzen. Bei einem Eingangswert von 181 mm war die Abgrenzung noch gegenüber 14 anderen Herkünften möglich gewesen.

## 6. ZUSAMMENFASSUNG

Der Beitrag erläutert eine Methode zur Quantifizierung des Herkunftseinflusses auf die Astigkeit am Beispiel herkunftsgesicherter

Douglasien-Provenienzen des II. Internationalen Douglasien-Provenienzversuches. Die Auswertung wird dabei mit Hilfe des sogenannten Proportional-Odds-Modells durchgeführt, da die Astigkeit lediglich in ordinal skaliert Form als drei unterschiedliche Astigkeitsklassen angesprochen wird. Der verwendete Ansatz erlaubt eine statistische Trennung des Herkunftseinflusses von den Effekten anderer Einflussgrößen wie der Einzelbaumdiameter (BHD) und des Versuchsortes. Es wird ausdrücklich darauf hingewiesen, dass dieser identifizierte (statistische) Herkunftseinfluss selbst bei gleichzeitiger Berücksichtigung weiterer Einflussfaktoren nicht automatisch mit einer 'genetischen Fixierung' der Astigkeit gleichgesetzt werden kann. Beim hier verwendeten Ansatz werden bedingte Erwartungswerte der Güteklassenanteile bei gegebenem BHD und Versuchsort für die verschiedenen Herkünfte mit einander verglichen. Für den Vergleich werden zusätzlich Prognoseintervalle der Erwartungswerte über ein Monte Carlo Verfahren geschätzt, so dass Aussagen zur statistischen Sicherheit der Unterschiede gemacht werden können. Ohne die Trennung der unterschiedlichen Effekte würden beispielweise wuchskräftigere Herkünfte tendenziell zu schlecht beurteilt, da stärkere Bäume im Mittel auch stärkere Äste aufweisen. Im Mittelpunkt der Untersuchung steht die Frage, ob die Ableitung einer einheitlichen Rangfolge der Herkünfte entsprechend ihrer Astigkeit möglich ist, so dass auf die Identifizierung von Einflussgrößen auf der Ebene des Versuchsortes wie z.B. der Seehöhe verzichtet wird. Alle potentiellen Einflussgrößen werden dagegen mit Hilfe einer Dummyvariablen zur Quantifizierung des Versuchsorteinflusses subsummiert. Die dargestellte Methodik kann grundsätzlich auf weitere ordinal skalierte Zielvariablen wie z.B. Schaftformklassen erweitert werden.

## 7. Abstract

Title of the paper: *A statistical model to investigate ordinal attributes demonstrated on the branchiness in Douglas fir provenance trials.*

The study presents a methodology to test and quantify the effect of the provenance on branchiness in Douglas fir statistically using provenances from the II. International Douglas fir provenance trial. The analysis is conducted using the so called 'proportional odds



model', since branchiness is only assessed in terms of three ordinal categories. The applied approach allows for the statistical distinction of a provenance effect from effects of additional factors such as single-tree dimension (DBH) and trial area. It is stressed that the identified (statistical) effect of provenance cannot be equated with a genetic fixation even if all other influence factors are considered in the model. The applied approach allows for a comparison of conditional expectation values for quality class proportions of the included provenances given a certain DBH and trial area. The comparison is done using pointwise prognosis intervals of the expectation values, which are estimated by a Monte Carlo approach so that the differences can be validated regarding their uncertainty. Without the distinction of the different effects, fast growing provenances would tend to be validated worse than appropriate, since in average larger trees show thicker branches. One main task of the model building process is to test if a unique ranking of the provenances regarding branchiness could be derived, hence the identification of influence factors on trial area level e.g. altitude is excluded. Instead all potential influence variables are subsumed using a dummy variable for the trial areas. On principle the illustrated methodology can be enhanced for other ordinal scaled response variables e.g. taper form classes.

## 8. Résumé

Titre de l'article: *Modèle statistique pour l'exploitation de caractéristiques ordinales, établi en prenant comme exemple la disposition des branches dans des expériences de provenances de Douglas (Pseudotsuga menziesii [MIRB.] FRANCO).*

Cette contribution explique une méthode pour quantifier l'influence de la provenance sur la disposition des branches, en prenant comme exemple les provenances testées dans le cadre de la deuxième recherche internationale sur le Douglas. L'exploitation a été menée à l'aide du modèle connu sous le nom de «Proportional-Odds» puisque les caractéristiques des branches étaient simplement exprimées sous une forme scalaire ordinale comprenant trois classes. Le procédé utilisé permet de distinguer statistiquement l'influence de la provenance des effets d'autres facteurs pouvant agir, tels les dimensions des sujets (diamètre à hauteur de poitrine) et la localisation de l'expérience. Il est expressément précisé que cette influence de la provenance ainsi identifiée (statistiquement) ne permet pas de conclure automatiquement à une «fixation génétique» de la disposition des branches, même lorsqu'on a tenu compte simultanément des autres facteurs agissants. Toujours avec le même procédé, on a comparé, pour des diamètres à hauteur de poitrine et des localisations des expériences données, les pourcentages dans les trois classes de qualité auxquels on pouvait s'attendre selon les diverses origines. Pour cette comparaison, on a de surcroît déterminé des intervalles de prévision concernant les valeurs attendues en ayant recours à la méthode de MONTE CARLO, ce qui a permis d'avoir des indications sur la certitude statistique des différences décelées. Sans faire la distinction entre les différents effets, on aurait eu tendance à mal estimer les provenances à forte croissance car en général les gros arbres ont aussi de grosses branches. Au centre de cette recherche demeure la question de savoir s'il est possible d'établir un lien entre le rang attribué à une provenance et la disposition – la grosseur – de ses branches, car en cas de réponse positive on pourrait se dispenser d'identifier les paramètres liés à la localisation, comme par exemple l'altitude.

En revanche toutes les grandeurs potentiellement agissantes ont été prises en compte à l'aide des «Dummyvariables» pour quantifier l'influence du lieu de l'expérience. La méthode exposée peut en principe s'appliquer à d'autres variables faisant l'objet d'un classement, par exemple des classes pour la forme des fûts. J. M.

## 9. Literatur

- ANDERSON, J. A. und P. R. PHILIPS (1981): Regression, discrimination and measurement models for ordered categorical variables, *Applied Statistics* **30**: 22–31.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (BMVEL), 2004: Die zweite Bundeswaldinventur – BWI<sup>2</sup>. Das Wichtigste in Kürze. Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft (BMVEL) – Referat Öffentlichkeitsarbeit (Berlin): 87 S.
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR NORMUNG (1998): Qualitäts-Sortierung von Nadel-Rundholz – Teil 1: Fichten und Tannen, DIN ENV (Vornorm) 1927-1; – Teil 2: Kiefern, DIN ENV (Vornorm) 1927-2; – Teil 3: Lärchen und Douglasien, DIN ENV (Vornorm) 1927-3; Beuth-Verlag (Berlin): 597 S.
- FAHRMEIR, L. und A. HAMERLE (1984): Multivariate statistische Verfahren. de Gruyter (Berlin; New York): 796 S.
- FAHRMEIR, L., A. HAMERLE und G. TUTZ, 1996: Multivariate statistische Verfahren. de Gruyter (Berlin; New York), 2. überarb. Aufl.: 902 S.
- ECKMÜLLNER, O. (1999): Unerwünschte Einflüsse auf Oberhöhen. *Centralblatt f. d. ges. Forstwesen* **116** (1/2): 17–24.
- EFRON, B. und R. J. TIBSHIRANI (1993): An Introduction to the Bootstrap. Monographs on Statistics and applied Probability 57. Chapman & Hall (New York; London).
- HAPLA, F. (1986): Beeinflussen unterschiedliche Durchforstungsmaßnahmen die Holzeigenschaften der Douglasie? *Forstarchiv* **57** (3): 99–104.
- KAHN, M. und K. v. GADOW (1995): Unschärfe Entscheidungshilfen für die Ästung von Waldbäumen. Springer Verlag, OR Spektrum **17**: 37–40.
- KENK, G. und M. THREN (1984a): Ergebnisse verschiedener Douglasienprovenienzversuche in Baden-Württemberg. Teil I: Der Internationale Douglasien-Provenienzversuch 1958. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **155**, 165–184.
- KENK, G. und M. THREN (1984b): Ergebnisse verschiedener Douglasienprovenienzversuche in Baden-Württemberg. Teil II: Die Versuche Kirchzarten, Aalen/Schwarzach, Steinheim und Heidelberg/Ettenheim/Kandern. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **155**, 221–240.
- KENK, G. und P. UNFRIED (1980): Aststärken in Douglasien-Beständen. *AFJZ* **151** (11): 201–210.
- McCULLAGH, P. (1980): Regression Models for ordinal data (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* **42**: 109–142.
- McCULLAGH, P. und J. A. NELDER (1989): Generalized Linear Models. Second Edition. Chapman & Hall (London): 240 S.
- NEUMANN, M. (1999): Die Bedeutung der Baumhöhe im Wandel der Waldwachstumsforschung. *Centralblatt f. d. ges. Forstwesen* **116** (1/2): 3–16.
- NIEDERSÄCHSISCHES MINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1992): Langfristige ökologische Waldentwicklung in den Landesforsten. 2. Auflage. Hrsgb. Niedersächsische Landesregierung, Hannover.
- PRESS, W. H., S. A. TEUKOLSKY, W. T. VETTERLING und B. P. FLANNERY (2002): Numerical Recipes in C++. The Art of Scientific Computing Second Edition. Cambridge University Press (Cambridge): 925 S.
- PRETZSCH, H. und H. SPELLMANN (1994): Leistung und Struktur des Douglasien-Durchforstungsversuches Lonau 135. *Forst und Holz* **49** (3): 64–69.
- PUSCH, A., (2002): Ästung der Douglasie in der Niedersächsischen Landesforstverwaltung. *Forst und Holz* **57** (6): 173–176.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R – a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-00-3, 2003. URL <http://www.R-project.org>.
- SACHS, L. (1978): Angewandte Statistik. 5. Aufl., Springer-Verlag (Berlin, Heidelberg, New York): 552 S.
- VENABLES, W. N. und B. D. RIPLEY (2002): Modern Applied Statistics with S. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0
- SAKAMOTO, Y., M. ISHIGURO und G. KITAGAWA (1986): Akaike Information Criterion Statistics. D. Reidel Publishing Company (Dordrecht/Tokyo).
- SCHMIDT, M. (2001): Simulative Astigkeits- und Qualitätsprognose für Douglasien-Rundholz. *AFJZ* **175** (3): 49–60.
- SPELLMANN, H., 1995: Holzqualität als Beurteilungskriterium im langfristigen Versuchswesen. *Forst und Holz* **50** (23): 743–747.

# Estimating the spatial distribution in forest stands by counting small angles between nearest neighbours

(With 9 Figures and 2 Tables)

Von K. STAUPENDAHL<sup>1)</sup> und W. ZUCCHINI<sup>2)</sup>

(Received March 2006)

This article is dedicated to Professor KLAUS VON GADOW on the occasion of his sixty-fifth birthday

## KEY WORDS – SCHLAGWORTER

*Distance methods; structure indices; spatial pattern; spatial randomness; test of randomness.*

*Abstandsverfahren; Strukturindizes; räumliche Verteilungsmuster; räumliche Zufälligkeit; Test auf Zufälligkeit.*

## 1. INTRODUCTION

### 1.1 The importance of forest structure

Much has been written about sustainable forest management during the past 200 years. The more recent discussions concentrate, among other things, on ecological, economic and social indicators describing the type of forest management and the condition of managed forests (e.g. MCPFE, 2003). In this context particular emphasis is placed on indicators for assessing and describing forest structures (KÖHL and ZINGG, 1995; SZARO and JOHNSTON, 1996; VANCLAY, 1998), since biological diversity in forests is mainly determined by the structural variety within and between different geographical units known as stands or compartments (OTTO, 1994, pp. 180; SPELLMANN, 1995; KIMMINS, 1997, pp. 352). Only by measuring relevant aspects of structure can one assess in how far a forest conforms to an “ideal” condition.

SCHREUDER et al. (1993, pp. 341) pointed out that knowledge of spatial distributions in forests is important both from an inventory and a management point of view. For inventory purposes, spatial distribution may explain the results or facilitate the comparison of inventory methods, in terms of the joint probabilities of selection of individual trees (see e.g. STAUPENDAHL, 2006). For regeneration purposes, stocking percentages and location of regeneration need to be known to ensure that stocking is adequate over the entire area, whereas in older stands, a good understanding of spatial distributions may be helpful in designing thinning schedules, optimal harvesting techniques and development of individual tree and growth models. PRETZSCH (1995), e.g., has shown that tree growth may be influenced by the spatial structure of a stand. Thus, the accuracy of distance-dependent growth models is greatly affected by the use of suitable parameters of forest spatial structure (e.g. PRETZSCH, 1997; POMMERENING, 1998). A practical requirement is that the assessment of such parameters be cost-effective and that they should result in a realistic reproduction of stand structures from a representative sample. In order to achieve this objective, all important aspects of structure have to be combined in a multi-dimensional approach (cf. LEWANDOWSKI and GADOW, 1997; PRETZSCH, 1997; POMMERENING, 2006).

A great variety of forest structure indices were developed or adopted for forestry use from other disciplines (cf. UPTON and FINGLETON, 1989, 1990; BIBER, 1997; GLEICHMAR and GEROLD, 1998; SMALTSCHINSKI, 1998; GADOW, 1999). For practical forestry purposes, where complete mappings of populations are normally not feasible, the so-called distance methods are of particular importance. These methods, which are also used for intensity estimation, are based on nearest-neighbour distances, whereas the measurements made are of two basic types: distances from a sample point to a tree (Fig. 1a) or from a tree to a tree (Fig. 1b-d)<sup>3</sup>. Again from these methods the *T*-square sampling (BESAG and GLAVES, 1973) and their modifications (HINES and HINES, 1979) have proven to be particularly useful (DIGGLE et al., 1976; BYTH and RIPLEY, 1980), with special respect to the test of complete spatial randomness.

However, in difficult terrain the distances required to evaluate the *T*-square statistics can be hard to obtain. For such situations ASSUNÇÃO (1994) proposed a method based on the angle between the vectors joining each sample point to its two nearest neighbours. With the same intention GADOW et al. (1998) presented the index *W* which uses the angle between neighboured trees as well, but with a tree as origin instead of a point, with more than two trees being taken into consideration. However, the decisive difference to ASSUNÇÃO's method is that the angles are not measured exactly; it is only necessary to determine whether an angle is bigger or smaller than some specified threshold, such as the angle associated with

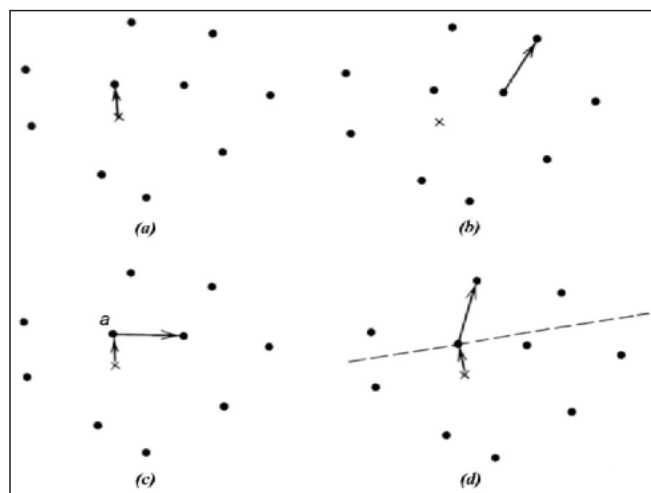


Fig. 1

Types of distance measurements (• denotes a tree, x a randomly chosen sample point): (a) Sample point to nearest tree; (b) randomly chosen sample tree to nearest tree; (c) sample tree *a* to nearest tree, where *a* is the nearest tree to the randomly chosen sample point; (d) *T*-square sampling (RIPLEY, 1981, p. 131).

Arten der Abstandsmessung (• markiert einen Baum, x einen zufällig ausgewählten Stichprobenpunkt): (a) Vom Stichprobenpunkt zum nächsten Baum; (b) vom zufällig gewählten Probebaum zum nächsten Nachbarn; (c) vom Probebaum *a* zum nächsten Nachbarn, wobei *a* der nächstgelegene Baum zum zufällig gewählten Stichprobenpunkt ist; (d) *T*-Quadrat-Stichprobe (RIPLEY, 1981, S. 131).

<sup>1)</sup> Dipl.-Forstw. KAI STAUPENDAHL, ARGUS Forstplanung – Waldinventuren und Forstliche Informationssysteme, Büsgenweg 5, D-37077 Göttingen. Telephone: +49-551-39 34 76; Fax: +49-551-39 57 67. eMail: [staupendahl@argus-forstplanung.de](mailto:staupendahl@argus-forstplanung.de)

<sup>2)</sup> Prof. Dr. WALTER ZUCCHINI, Institute of Statistics and Econometrics, Faculty of Economic Sciences, Georg-August-University Göttingen, Platz der Göttinger Sieben 5, D-37073 Göttingen. Telephone: +49-551-39 72 86. eMail: [walter.zucchini@wi-wiss.uni-goettingen.de](mailto:walter.zucchini@wi-wiss.uni-goettingen.de)

<sup>3)</sup> Sometimes the terms “distance methods” and “nearest neighbour methods” are used to distinguish the two types, but mostly they are regarded as synonymous.

strict regularity. In most cases this leads to a considerable reduction in the measuring effort in the field. The measure proposed in this paper tries to combine the advantage of these methods.

## 1.2 Point-based versus tree-based description of forest structure

In this paper a structure index is denoted as tree-based if it measures the structure locally around a **point**, i.e. can be regarded as an attribute of the tree. In terms of distance methods this measurement is based on tree-to-tree distances; the result of the assessment is a frequency distribution of the **number of stems**. Clearly this is different from the case in which the structure is measured locally around a **point**, which involves point-to-tree distances and which is therefore regarded as a point attribute. For the latter, the relative frequencies in the resulting distribution can be interpreted as **area proportions**, since the sum of all points within a forest stand makes up the stand area<sup>4</sup>. Such an index is denoted as point-based.

STAUPENDAHL (1997) pointed out that, for many structural attributes of a tree population, a point-based index is more meaningful than a tree-based one. Imagine, for example, a forest stand with two separate subpopulations with equal number of trees. The trees are distributed regularly in the one subpopulation, at random in the other. Clearly the spatial structure of the entire population will differ substantially depending on whether the ratio of the fractions of the areas occupied by the two subpopulations is 1:1 or 1:10. However, a tree-based description would give approximately the same structure in both cases<sup>5</sup>.

A second reason for switching to a point-based approach is that, in the tree-based approach, the sample trees have to be chosen at random (Fig. 1b). Since such a sampling design is often impractical, the nearest to the (systematically chosen) sample point is taken as the sample tree (Fig. 1c, d). The outcome of this is that the trees have different probabilities of being selected. For example the trees "near the centre" of a cluster are less likely to be chosen than those on the "outside of the cluster" (RIPLEY, 1981, pp. 131). The differences in the selection probabilities increase with increasing clumping.

The Voronoi polygon associated with a given tree is defined as the set of points in the stand that are nearer to the tree than to any other tree (RIPLEY, 1981, p. 38); the probability that the tree is selected is proportional to the size of its Voronoi polygon. Consequently, if the value of the tree-based structure index, or any other tree-based index, is correlated with the size of the Voronoi polygon, the resulting estimates of the index will be biased, and the bias will increase with increasing clumping<sup>6</sup>. This explains the bias in estimating the tree-based index  $W$  (GADOW et al., 1998) found by POMMERENING and GADOW (2000) and ALBRECHT (2001, p. 87). It is to avoid this problem that the approach proposed in this paper is point-based.

## 2. THE ANGLE-BASED APPROACH

To describe the assessment of spatial pattern by means of angles, let  $D$  be a certain forest stand in which the tree locations are represented by dots. We select  $n$  sample points from subregion  $D^*$  (in order to avoid edge effects, see Fig. 2) using a squared lattice with

random starting position and orientation. Consider point  $i$  as one of these sample points and let  $v_{ij}$  be the vectors joining point  $i$  to its  $k$  nearest trees, sorted by increasing distance, with  $j = 1, \dots, k$ . Let  $\alpha_{ij}$  denote the smaller of the two angles (clockwise and counter-clockwise) between the consecutive vectors  $v_{ij}$  and  $v_{i,j+1}$  (with  $v_{i,k+1} = v_{i1}$ ). Thus  $\alpha_{ij}$  is always between  $0^\circ$  and  $180^\circ$ .

The test for complete spatial randomness (CSR) proposed by ASSUNÇÃO (1994) considers the two nearest trees ( $k = 2$ ) and is based solely on the angle  $\alpha_{i1}$  (Fig. 2a)<sup>7</sup>. The idea is that clustered patterns will yield smaller angles than does CSR, on average. Roughly speaking, this is due to the fact that the probability that a sample point falls outside a cluster increases with increasing clustering. For sample points outside a cluster the angle will tend to be small since it is likely that the two nearest neighbours belong to the same cluster. The opposite is true for simple regular structures. Under CSR the  $\alpha_{ij}$  are uniformly distributed in  $[0^\circ, 180^\circ]$ . To test the null hypothesis that the structure is CSR the Kolmogorov-Smirnov test is applied.

In order to improve the power of test, ASSUNÇÃO and REIS (2000) proposed a modification of the angle test, where the angles between the first and the third, and the first and the fourth, nearest neighbours are also considered. Since all three angles are independently uniformly distributed on  $[0^\circ, 180^\circ]$  under CSR, this results in a situation equivalent to the original angle test, but the sample becomes three times larger, or two times if only three neighbours are considered. ASSUNÇÃO and REIS (2000) investigated alternative test statistics; the Neyman Smooth Test  $p_2^2$  turned out to be best.

The index  $W$  of GADOW et al. (1998) is also based on angles between trees but, instead of using the sampled point as origin (to identify the  $k$  nearest neighbours and to determine the angles) they shift the origin to the tree that is nearest to the sampling point (tree  $a$ ). In other words, for the sample point  $i$ , the  $v_{ij}$  are the vectors joining tree  $a$  to its  $k$  nearest trees, sorted by azimuth in ascending order (with  $k = 4$ , see Fig. 2b).  $W$  measures the proportion of angles  $\alpha_{ij}$  that are smaller than some specified threshold  $\alpha_0$ , namely the angle between the trees that are arranged in a lattice. Thus  $W = 1$  is associated with maximum clustering, and  $W = 0$  with complete regularity. GADOW et al. (1998) defined  $\alpha_0$  as  $90^\circ$ , but later (HUI and GADOW, 2002) changed this into  $72^\circ$ . A practical advantage of the method is that it is unnecessary to measure exact angles, it is only necessary to record whether these are bigger or smaller than  $\alpha_0$ . This can be achieved by using a simple sighting instrument, and even this instrument is only required, if it is doubtful whether an angle falls above or below the threshold. Consequently the measurement effort can be reduced substantially. However, as mentioned before, this way of sampling can lead to biased estimates of the  $W$ -value in clustered populations<sup>8</sup>.

The index presented here, denoted by  $W_p$ , is identical to the index  $W$ , except that it is based on point-to-tree distances, as proposed by ASSUNÇÃO (1994). It is based on only the three nearest neighbours to the sample point ( $k = 3$ , see Fig. 2c). This choice is mainly motivated by the fact that, as  $k$  is increased, it becomes increasingly difficult to confidently identify the  $k$ -th nearest tree "by eye"; in cases of doubt one has to measure distances, which is the field operation that one is seeking to avoid by using angle-based measures of spatial pattern. Practical tests have shown that the three nearest trees can be determined in most instances without distance measurements. Of course reducing  $k$  to 2 would reduce the number of distance measurements even further, but the third tree adds considerable information that compensate for the additional

<sup>4</sup>) The problem of this approach is the infinite number of points in a stand, in contrast to the finite number of stems. This will be discussed later.

<sup>5</sup>) This is, by the way, the reason why the index of CLARK and EVANS (1954) can give the same value for very different distribution patterns (cf. HOPKINS and SKELLAM, 1954, and COX, 1971).

<sup>6</sup>)  $T$ -square sampling (BESAG and GLAVES, 1973) tries to avoid the errors caused by those dependencies allowing a search only over a half-plane. This method ensures that the areas searched in the two measures ("nearest tree to sample point" and "nearest tree to tree  $a$ ") cannot overlap, however, it means additional measurements and is, therefore, more time consuming.

<sup>7</sup>) Since  $\alpha_{i2} = 360^\circ - \alpha_{i1}$ , it does not give additional information.

<sup>8</sup>) HUI and ALBERT (2004) proposed a modified sampling approach which reduces the systematic error significantly but can not eliminate it.



measurement costs, since two trees provide only one evaluable angle, whereas three trees provide three (cf. also ECKMÜLLNER, 1998). We define

$$W_{P,i} = \frac{1}{3} \cdot \sum_{j=1}^3 z_{ij}, \text{ with } z_{ij} = \begin{cases} 1, & \alpha_{ij} < \alpha_c \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, \alpha_c \leq 120^\circ \text{ and } 0 \leq W_{P,i} \leq 1. \quad (1)$$

It follows that  $W_{P,i}$  can take on only four different values, namely 0, 0.33, 0.67 and 1.  $W_{P,i} = 0$  indicates regularity, whereas extreme clumping leads to  $W_{P,i} = 1$  (s. Fig. 3).

With a systematic sample, as described above,

$$\hat{W}_P = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n W_{P,i} \quad (2)$$

is an unbiased estimator of the population value (see section 4), i.e. the mean  $W_P$ -value of all points within a forest stand which build a continuous surface (RIPLEY, 1981, p. 19). Since forest inventories are generally based on a systematic sample (e.g. AKÇA, 2001, pp. 41),  $\hat{W}_P$  can be determined with minimum additional effort in the course of such inventories.

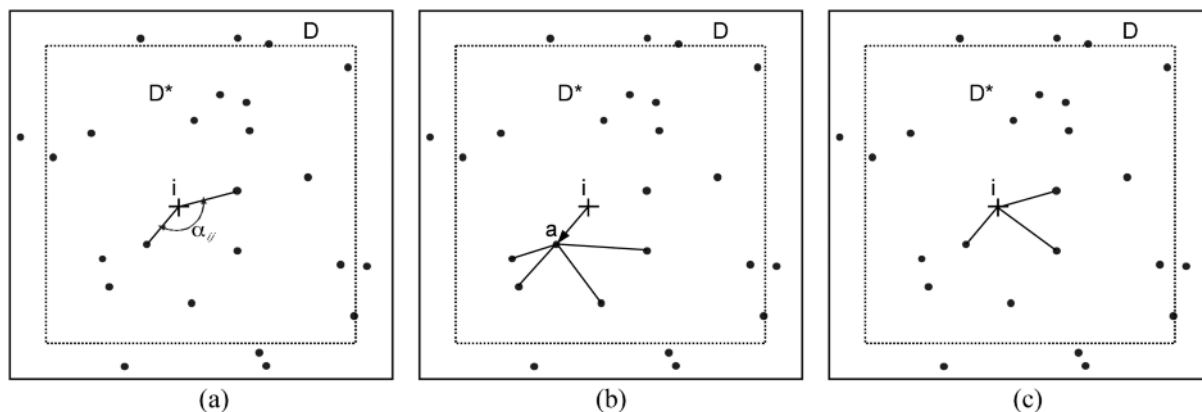


Fig. 2

The sample unit of 3 types of angle-based measures of spatial pattern at sample point  $i$  within a schematic forest stand  $D$ : (a) The two nearest trees to point  $i$  (angle test by ASSUNÇÃO (1994)), (b) the four nearest trees to tree  $a$ , where  $a$  is the nearest tree to point  $i$  (index  $W$  by GADOW et al. (1998)), and (c) the three nearest trees to point  $i$  (index  $W_P$ ). All of these indices measure the angle  $\alpha_{ij}$  which is the smaller one of the two possible angles formed by the vectors  $v_{ij}$  and  $v_{ij+1}$  joining point  $i$  (a, c) or tree  $a$  (b) to tree  $j$  and tree  $j+1$  respectively, with  $j = 1$  (a),  $j = 1..4$  (b) and  $j = 1..3$  (c), where in (b) and (c)  $v_{ij}$  is sorted by azimuth into ascending order.

In order to avoid edge effects sample points are chosen from subregion  $D^*$  with measurements allowed to trees in  $D$ .

Die Stichprobeneinheit bei 3 Typen von winkelbasierten Indizes für räumliche Verteilungsmuster am Stichprobenpunkt  $i$  innerhalb eines schematischen Bestandes  $D$ : (a) Die vom Punkt  $i$  aus gesehen zwei nächsten Bäume (Winkel-Test nach ASSUNÇÃO (1994)), (b) die vier nächsten Nachbarn zu Baum  $a$ , wobei  $a$  der nächstgelegene Baum zu Punkt  $i$  ist (Winkelmaß  $W$  nach GADOW et al. (1998)), und (c) die vom Punkt  $i$  aus gesehen drei nächsten Bäume (Punktbezogenes Winkelmaß  $W_P$ ). Jeder dieser drei Indizes mißt den Winkel  $\alpha_{ij}$ , d. h. den kleineren der beiden Winkel, die durch die Vektoren  $v_{ij}$  und  $v_{ij+1}$  gebildet werden, wobei diese den

Stichprobenpunkt  $i$  (a, c) oder den Baum  $a$  (b) mit Baum  $j$  bzw.  $j+1$  verbinden, mit  $j = 1$  (a),  $j = 1..4$  (b) und  $j = 1..3$  (c). Ferner ist  $v_{ij}$  in (b) und (c) nach dem Azimut aufsteigend sortiert. Um Randeffekte zu verhindern, werden Stichprobenpunkte nur in der Unterfläche  $D^*$  ausgewählt, wobei alle Bäume in  $D$  als Probebäume ausgewählt werden dürfen.

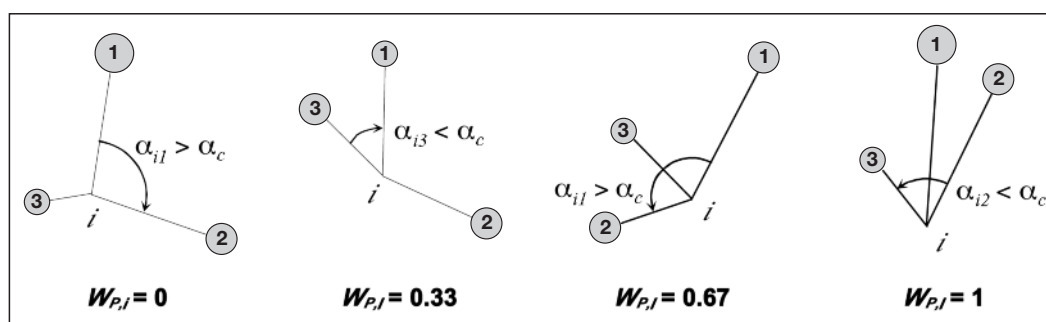


Fig. 3

Possible values of  $W_P$  at (sample) point  $i$ . The angles between the trees are denoted by  $\alpha_{ij}$ , the critical angle by  $\alpha_c$  which is  $90^\circ$  in this example. The numbers indicate the order in which the angles are measured. The two right graphs show that there are always two angles between two trees (clockwise and counter-clockwise; a smaller and a bigger one). When calculating  $W_{P,i}$  it is always the smaller of the two angles that is used.

Mögliche Werte von  $W_P$  am (Stichproben-)Punkt  $i$ . Die Winkel zwischen den Bäumen sind mit  $\alpha_{ij}$  bezeichnet, mit  $\alpha_c$  ist der kritische Winkel angegeben (in diesem Beispiel gleich  $90^\circ$ ). Die Nummern indizieren die Reihenfolge, in der die Winkel gemessen werden. Die beiden rechten Beispiele zeigen, daß es zwischen zwei Bäumen immer zwei Winkel gibt (im und gegen den Uhrzeigersinn; einen größeren und einen kleineren).

Bei der Berechnung von  $W_{P,i}$  wird immer der kleinere der beiden Winkel verwendet.



The frequency distribution of  $W_{pi}$  under CSR can be derived analytically. For convenience we define  $K = 3W_{pi}$ , so that the possible values of  $K$  are 0, 1, 2, 3. It can be shown that for  $0^\circ \leq \alpha_c \leq 90^\circ$ :

$$P(K=0) = (360^2 - 6 \cdot 360\alpha_c + 9\alpha_c^2)/360^2$$

$$P(K=1) = (6 \cdot 360\alpha_c + 5\alpha_c^2)/360^2$$

$$P(K=2) = P(K=3) = 3\alpha_c^2/360^2$$

One obtains a different set of formulae for the range  $\alpha_c \in (90^\circ, 120^\circ]$ , and for  $\alpha_c \in (120^\circ, 180^\circ]$ , but these ranges are of less interest than  $\alpha_c \in (0^\circ, 90^\circ]$  and so we won't give the formulae here.

The above result can be used to test the null hypothesis, CSR, against alternatives, by means of a chi-squared goodness-of-fit test, which we will call the  $W_p$ -test. Let

$$T = \sum_{i=1}^4 \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i},$$

where  $O_i$  are the observed frequencies, and  $E_i$  the expected frequencies under the null hypothesis. For large sample size the distribution of  $T$  is approximately  $\chi^2$  with 3 degrees of freedom. However, the approximation is inaccurate for small sample sizes, specifically if any of the  $E_i$  is smaller than about 5. For the sample sizes that are relevant here the minimum expected frequency is much smaller than 5, and so we need to find a better approximation of the distribution of  $T$  in order to obtain accurate critical regions for the test. We approximated the distribution of  $T$  by simulating 1 million independent realizations of  $T$  under the null hypothesis. As expected, this distribution differs substantially from the  $\chi^2$ -distribution for small sample sizes, but approaches the  $\chi^2$ -distribution as the sample size increases.

The distribution of  $T$  under CSR, and hence the power of the test against some alternative, depends on  $\alpha_c$ . In general, however, the value of  $\alpha_c$  that maximizes the power for a specific alternative hypothesis need not maximize the power against some other alternative. In our application there are two alternative hypotheses of interest, namely "the pattern is more clustered than CSR" and "the pattern is more regular than CSR". It is therefore not surprising to find, as we did, that the value of  $\alpha_c$  that maximizes the power of the test against the "clustered alternative" differs from that which maximizes the power against the "regular alternative". Thus, in order to achieve maximum power one has to decide, in advance, which alternative is relevant. In practice it is seldom obvious which of these two alternatives is more plausible. To cope with such cases we suggest using an  $\alpha_c$  which lies between the two optimal values obtained under the above two alternative hypotheses. Thus there are three values of  $\alpha_c$  that are relevant, one for each of the following alternative hypotheses:

- More clustered than CSR,
- more regular than CSR,
- either more clustered or more regular than CSR.

In order to obtain the power of test for different  $\alpha_c$  Monte Carlo simulations of aggregated and regular point processes were carried out. The power of the  $W_p$ -test was compared to that of the modified angle test with three nearest neighbours (ASSUNÇÃO and REIS, 2000), using their simulation scheme:

The aggregated patterns were generated according to the modified Thomas process (DIGGLE et al., 1976) in  $D = [0,50] \times [0,50]$  and  $D^* = [5,45] \times [5,45]$ . "Parent points" were generated according to a homogenous spatial Poisson process with  $\lambda = 0.2$  points per unit area. At each point a Poisson distributed number of trees was generated (with mean  $\mu$ ); their positions around the parent point were determined (randomly) in proportion to the density function of a bivariate normal with mean and correlation 0, and standard deviation  $\sigma$ . The parameters  $\mu$  and  $\sigma$  were varied.

Regular patterns were generated according to a Strauss process (STRAUSS, 1975) on  $D = [0,70] \times [0,70]$  and  $D^* = [10,60] \times [10,60]$ . The number of trees was fixed as 200, and the "radius of inhibition",  $r$ , was set to 4. The parameter  $\rho$ , which measures the "degree of inhibition", was varied from 0.0 to 0.8 (for details, see e.g. ASSUNÇÃO and REIS, 2000). In this model  $\rho = 1$  leads to a Poisson process (CSR);  $\rho = 0$  produces a pattern where every tree in the region is at least  $r$  units from its nearest neighbour.

For each set of parameters we generated 500 realizations of these processes and drew one systematic sample in each case. As did ASSUNÇÃO and REIS (2000), we used 15 sample points for the regular processes, and 25 for the clustered processes. (Apparently these sample sizes were chosen to keep the sample intensity smaller than 10% in order to avoid dependencies.) The generated samples were used to compute the power of test for a variety of critical angles,  $\alpha_c$ , ranging from  $10^\circ$  to  $110^\circ$ , in increments of  $5^\circ$ . The significance level for the chi-squared test was set to 0.05.

Fig. 4 shows the average power against each of the two spatial alternatives to CSR as a function of the critical angle,  $\alpha_c$ . In order to determine the  $\alpha_c$  which provides the best compromise in the case of an unspecified alternative hypothesis, the values are also shown standardised (by dividing them by their respective maximum value).

The value  $\alpha_c = 30^\circ$  leads to the greatest power for the clustered alternative which, as expected, is different to the value  $\alpha_c = 70^\circ$ , which maximizes the power for the regular alternative. A reasonable compromise for the case of an unspecified alternative is the point of intersection of the curves for standardised power, namely  $\alpha_c \approx 60^\circ$ . The graph also illustrates that the power is much more sensitive to changes of  $\alpha_c$  in regular patterns than it is for clustered patterns.

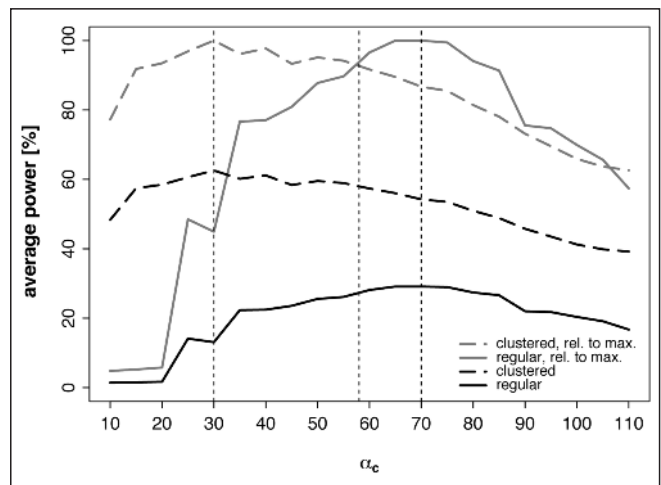


Fig. 4

The average power of the  $W_p$ -test over all simulated clustered and regular patterns, respectively, depending on the critical angle  $\alpha_c$ , absolute and in percent of the maximum value of each of the two pattern type alternatives. For the clustered patterns the maximum power is reached with  $\alpha_c = 30^\circ$ , for the regular patterns with  $\alpha_c = 70^\circ$ . If there is no specific alternative hypothesis  $\alpha_c \approx 60^\circ$  is a good compromise.

Die Stärke des  $W_p$ -Tests im Durchschnitt aller hier simulierten geklumpten bzw. regelmäßigen Verteilungsmuster in Abhängigkeit vom kritischen Winkel  $\alpha_c$ , absolut und in Prozent des jeweils (für jeden der beiden Verteilungstypen) maximalen Wertes.

Bei den geklumpten Verteilungen wird die größte Teststärke mit  $\alpha_c = 30^\circ$  erreicht, bei den regelmäßigen Verteilungen mit  $\alpha_c = 70^\circ$ .

Wenn keine spezifische Alternativhypothese formuliert wird (werden kann), stellt  $\alpha_c \approx 60^\circ$  einen guten Kompromiß dar.

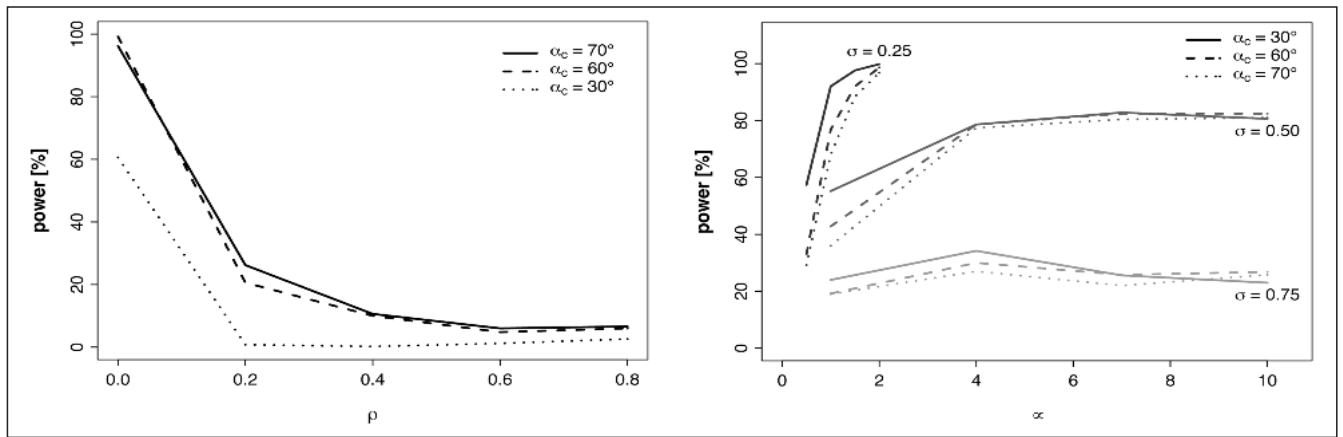


Fig. 5

Tests power against spatial regular (a) and clustered (b) alternatives respectively, depending on type and degree of non-randomness of the investigated patterns ( $\rho$ ,  $\mu$  and  $\sigma$  are the parameters of the accordant point processes). The three different line styles denote the tests power obtained with the particular optimum critical angle (solid), the optimum critical angle of the opposed spatial alternative (dotted) and the best critical angle for the case of an unspecified alternative (dashed).

Stärke des  $W_p$ -Tests gegen die Alternativhypothesen „Regelmäßiger als CSR“ (a) und „Geklumpfter als CSR“ (b) in Abhängigkeit von Art und Ausprägung der Nichtzufälligkeit der untersuchten Punktmuster ( $\rho$ ,  $\mu$  und  $\sigma$  sind die Parameter der zugehörigen Punktprozesse).

Die drei verschiedenen Linientypen zeigen die Teststärken an, die beim jeweils optimalen kritischen Winkel (durchgezogen), beim optimalen kritischen Winkel der entgegengesetzten Alternativhypothese (gepunktet) und beim jeweils besten kritischen Winkel für den Fall der unspezifischen Alternativhypothese (gestrichelt) erreicht werden.

Table 1

Critical values for  $T = \sum(O_i - E_i)^2/E_i$  for the three spatial alternative hypotheses and their associated critical angles: “More clustered than CSR” ( $\alpha_c = 30^\circ$ ), “More regular than CSR” ( $\alpha_c = 70^\circ$ ) and “Either more clustered or more regular than CSR” ( $\alpha_c = 60^\circ$ ). The sample size is denoted by  $n$ ;  $\alpha$  gives the level of significance.

Kritische Werte von  $T = \sum(O_i - E_i)^2/E_i$  für die drei Alternativhypothesen zur räumlichen Verteilung und deren zugehörige kritische Winkel: “Geklumpfter als bei CSR” ( $\alpha_c = 30^\circ$ ), “Regelmäßiger als bei CSR” ( $\alpha_c = 70^\circ$ ) und “Entweder geklumpfter oder regelmäßiger als bei CSR” ( $\alpha_c = 60^\circ$ ). Der Stichprobenumfang ist mit  $n$ , das Signifikanzniveau mit  $\alpha$  angegeben.

$n \setminus \alpha$	0.1	0.05	0.01
$\alpha_c = 30^\circ$			
10	6.33	7.90	18.19
15	5.94	10.11	13.70
20	6.96	7.94	17.42
25	5.85	8.25	14.14
30	5.83	9.61	13.58
Inf	6.25	7.82	11.35
$\alpha_c = 70^\circ$			
10	5.51	8.55	13.12
15	5.91	7.79	12.59
20	5.99	7.75	12.06
25	6.12	7.69	11.77
30	5.98	7.76	11.59
Inf	6.25	7.82	11.35
$\alpha_c = 60^\circ$			
10	6.69	7.38	13.56
15	6.08	7.68	13.01
20	5.89	7.88	12.70
25	6.02	7.94	12.20
30	6.12	7.72	11.83
Inf	6.25	7.82	11.35

Fig. 5 illustrates the behaviour of the power in more detail for the above three critical angles. The power decreases with as  $\rho$  approaches 1 (Fig. 5a), as  $\mu$  decreases or  $\sigma$  increases (Fig. 5b). For clustered patterns the decrease of power that results from using a non-optimal  $\alpha_c$  is most marked in processes with small and tightly-packed clusters ( $\sigma \leq 0.5$  and  $\mu < 4$ ). Although this is not apparent from the figures, the index  $W_p$  is related to  $\rho$ ,  $\mu$ ,  $\sigma$ , and hence to the power of the test. Moving from a highly regular pattern, through the CSR, and on to a highly clustered pattern, the power, taken as a function of  $W_p$ , decreases, reaches a minimum at CSR, and then increases.

For regular patterns the power decreases rapidly as the degree of regularity decreases. Using the optimal  $\alpha_c = 70^\circ$ , the power of the  $W_p$ -test is similar to that of the comparable angle test (Version A3N2) of ASSUNÇÃO and REIS (2000), i.e. the test that is also based on the three nearest trees; it is somewhat better for  $\rho = 0.0$  and only slightly worse for  $\rho > 0.2$ . With clustered patterns the performance of the  $W_p$ -test is clearly worse than that of the angle test if the clusters are very small ( $\mu \leq 1$ ), especially if a non-optimal  $\alpha_c$  is used, as would happen if the alternative is unspecified. Apart from that special case, the power is similar. Tab. 1 lists the critical values for  $T$  for the three spatial alternative hypotheses and their associated critical angles.

In view of these findings we can conclude that, taking inventory costs into account, the  $W_p$ -test provides an attractive alternative since it requires no exact angle measurements, and hence less sampling effort.

### 3. ESTIMATING $W_p$ FOR A STAND

Even when the positions of all trees in the stand are available, calculating the true value of the point-based index  $W_p$  is not as straightforward as determining that for the tree-based *Winkelmäß*  $W$ . The problem is that one needs to integrate  $W_p$  over every point in the stand, and there are infinite number of points. However, the “true”  $W_p$  for the stand can be approximated by subdividing the forest area into a finite number of grid cells (using a lattice), deter-

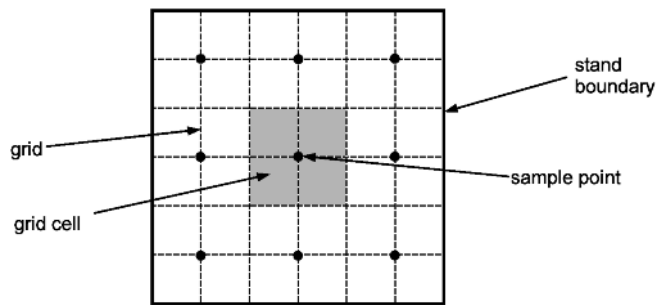


Fig. 6

The aligned centric systematic sample. The orientation of the grid is always parallel to the axes of the coordinate system.

This method ensures that the grid cells are always evenly distributed over the stand area which is especially important when the stand shape is symmetric, e.g. rectangular.

Die ausgerichtete und zentrierte systematische Stichprobe.

Das Gitternetz ist dabei immer parallel zu den Achsen des Koordinatensystems ausgerichtet, wodurch sichergestellt wird, daß die Gitternetzzellen immer gleichmäßig über die Bestandesfläche verteilt werden, was besonders dann wichtig ist, wenn die Flächenform symmetrisch, z. B. rechteckig ist.

mining  $W_{pi}$  for each cell, and averaging. Fig. 6 illustrates this procedure.

The grid cells may be represented as pixels with specific colourings and shadings which code the  $W_{pi}$ -value. In this way "cluster maps" can be developed which depict the spatial distribution of the  $W_p$ -classes in a forest stand (see, e.g., Fig. 7). The parameter value of  $W_p$  is approximated by the arithmetic mean of the pixel values (Eq. 2) and is denoted by  $\bar{W}_p$ .

The accuracy of  $\bar{W}_p$  improves with decreasing pixel size, and it can be expected to change only slightly below a certain pixel size. The finer the grid-granulation, i.e. the greater the resolution, the closer is the approximation to  $W_p$ , but the computing effort increases quadratically. Thus the resolution should be large enough to achieve satisfactory precision, but not so large as to require excessive computational effort. In determining an appropriate resolution it is necessary to take stand density into account, because it seems reasonable to assume that, for a given spatial pattern and grid size, the precision depends chiefly on the stand density; the higher the

density the higher the required resolution. Thus it is inappropriate to define an absolute pixel size, but rather to use a range of fractions of the average area occupied by a tree, which we will denote by  $FS$  = stand polygon area/number of trees in polygon.

The relationship between grid size and  $\bar{W}_p$  (with  $\alpha_c = 60^\circ$ ) was evaluated using three artificially generated forest stands with different spatial distributions (regular, random, clustered; see Fig. 8). The regular pattern was generated using a Strauss process (STRAUSS, 1975) with radius of inhibition = 4 and  $\rho = 0$ . The aggregated patterns were generated according to the modified Thomas process (DIGGLE et al., 1976) with  $\mu = 2$  and  $\sigma = 0.25$ . Extreme distributions were generated for demonstration purposes; they allow more general interpretations of the results. To avoid complications caused by edge effects 10-meter buffer zones were created along the stand boundaries. Fig. 8 shows the results of the grid analysis with pixel sizes ranging between 1% and 100% of  $FS$ , the mean tree area.

For all patterns considered the fluctuations in  $\bar{W}_p$ -values are quite small (less than 0.02) even for pixel size as large as  $FS$ . However, problems can be expected in regular and clustered patterns, if the grid is in phase or in counter-phase with the characteristic frequency of the cluster map. The resolution 5% of  $FS$  should ensure reasonable precision in non-degenerate cases.

In what follows we will no longer distinguish between  $\bar{W}_p$  and  $W_p$ .

#### 4. EXPECTED VALUE AND STANDARD ERROR

Determining  $W_p$  as described above is of course only possible when all the tree positions are known, a situation which is hardly ever encountered in practice. Therefore, it is necessary to estimate  $W_p$  by means of sampling. The estimator (2) is expected to be unbiased when the sample points are distributed systematically over the polygon area (though in much lower density). However, the sample size in a systematic sample, measured in terms of the number of elements drawn independently, is equal to 1, which means the standard methods for estimating the standard error<sup>9</sup> of (2) are not applicable. Thus the standard error has to be determined by simulation (cf. e.g. POMMERENING and LEWANDOWSKI, 1997; POMMERENING and GADOW, 2000).

<sup>9</sup>) The standard deviation of the estimator, and as the estimator here is unbiased this is also equal to the root mean squared error of the estimator.

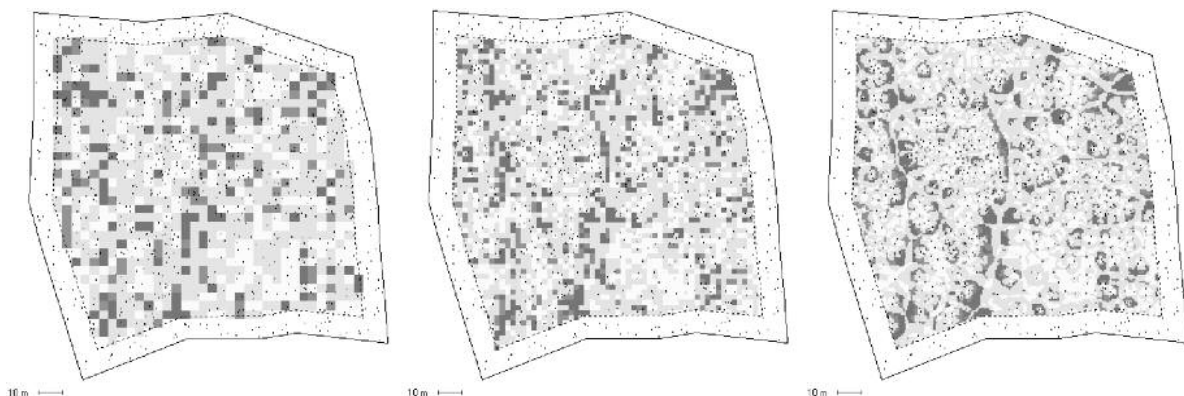


Fig. 7

Distribution of  $W_{pi}$ -values in a Swiss Plenterforest using  $\alpha_c = 60^\circ$  and pixel sizes of 15, 5 and 0.5 m<sup>2</sup> (from left to right).

The points represent the tree positions. The darker the pixel, the more pronounced is the clustering (and hence the greater is the  $W_{pi}$ -value). Of course, the precision of  $\bar{W}_p$  increases with decreasing pixel size.

Verteilung der  $W_{pi}$  Werte in einem schweizerischen Plenterwald bei einem kritischen Winkel  $\alpha_c = 60^\circ$  und einer Pixelgröße von 15, 5 und 0,5 m<sup>2</sup> (von links nach rechts). Die Punkte repräsentieren die Baumpositionen. Je dunkler die Pixel, desto ausgeprägter ist die Klumpung (und desto größer der  $W_{pi}$ -Wert). Natürlich erhöht sich die Genauigkeit von  $\bar{W}_p$  mit abnehmender Pixelgröße.



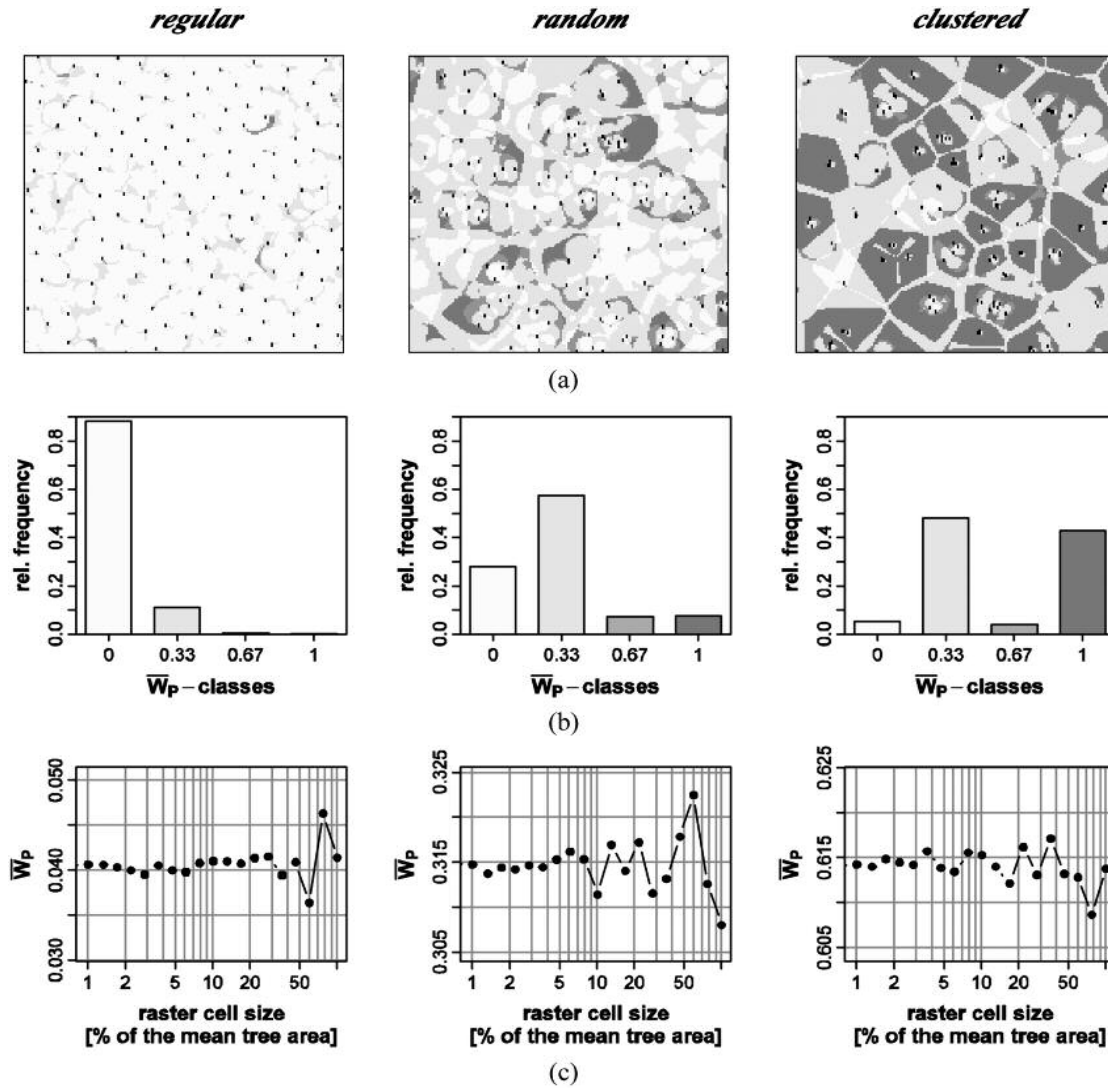


Fig. 8

Results of the grid analysis for three artificially generated tree populations, each covering an area of 1 ha and comprising approximately 1000 trees: (a) Clippings from the “cluster maps” with superimposed tree positions for pixel size 1% FS. (b) The associated relative frequencies (as proportions of stand area) of the  $W_p$ -classes. (c)  $\bar{W}_p$ -values for different pixel sizes. The critical angle  $\alpha_c$  was  $60^\circ$ .

Ergebnis der Rasteranalyse für drei künstlich erzeugte Bestände, jeder 1 ha groß mit ungefähr 1000 Bäumen:

- (a) Ausschnitte der „Klumpungskarte“ mit überlagerten Baumpositionen bei einer Pixelgröße von 1% FS.  
 (b) Die zugehörigen relativen Häufigkeiten (Anteile an der Bestandesfläche) der  $W_p$ -Klassen.  
 (c)  $\bar{W}_p$ -Werte bei verschiedenen Pixelgrößen. Der kritische Winkel  $\alpha_c$  betrug  $60^\circ$ .

The expected value,  $E(\hat{W}_p)$ , is the average of an infinite number of  $\hat{W}_p$  realizations obtained by repeatedly randomizing orientations of the sampling grid:

$$E(\hat{W}_p) = \frac{1}{m} \cdot \sum_{r=1}^m \hat{W}_{p,r} \quad \text{for } m \rightarrow \infty, \quad (3)$$

where  $\hat{W}_{p,r}$  is the estimate of  $W_p$  in the  $r$ -th simulation. The estimator is unbiased if  $E(\hat{W}_p) = W_p$ . The simulation runs can also be used to approximate the standard error:

$$SE(\hat{W}_p) = \sqrt{E(\hat{W}_{p,r} - E(\hat{W}_p))^2} \quad \text{with } r = 1..m \text{ and } m \rightarrow \infty \quad (4)$$

Various methods have been proposed for estimating the standard error of one observation (e. g. CUNIA, 1984, pp. 323; WOLTER, 1985), however, the validity of such approximations can only be confirmed when additional information about the population is available. For this reason, the formula for a random sample is gen-

erally used (AKÇA, 2001, pp. 114). This formula gives a good approximation for populations with a random structure, otherwise the real standard error is often overestimated (SABOROWSKI, 1992). In order to evaluate the accuracy of the error estimate based on the formula for random samples, its expected value for each stand and sample size can be derived using Eq. 5:

$$E(\hat{SE}(\hat{W}_p)) = \frac{1}{m} \sum_{r=1}^m \frac{sd(\hat{W}_{p,r})}{\sqrt{n_r}} \quad \text{for } m \rightarrow \infty, \quad (5)$$

where  $sd(\hat{W}_{p,r})$  and  $n_r$  denominate the standard deviation of  $W_{p,i}$ -values and the sample size in the  $r$ -th simulation run, respectively.

To obtain the estimates for the values in Eq. 3–5 samples of size 5, 10, 20, 30, 40 and 50 were drawn in the three stands shown in Fig. 8. Since the number of simulation runs is limited the simulation average itself is a random variable subject to error. However, KLEINN (1991, pp. 8) showed that the error is negligible when 1000



Table 2

Statistics of  $W_p$  calculated by means of sampling simulations in three artificially generated stands with a regular, random and clustered spatial pattern (see Fig. 8). Samples of size 5, 10, 20, 30, 40 and 50 were used, with 1000 replications each. The critical angle  $\alpha_c$  is  $60^\circ$ .

$W_p$ -Statistiken, berechnet anhand von Stichprobensimulationen in drei künstlich erzeugten Beständen mit regelmäßigem, zufälligem und geklumpstem räumlichen Verteilungsmuster (s. Fig. 8). Es wurden Stichproben mit 5, 10, 20, 30, 40 und 50 Probenpunkten mit jeweils 1000 Wiederholungen simuliert. Der kritische Winkel  $\alpha_c$  betrug  $60^\circ$ .

	Mean	Standard error
True value	Grid analysis with 5 % of $\mathcal{CS}$	Equation (4)
Estimate	Equation (3)	Equation (5)

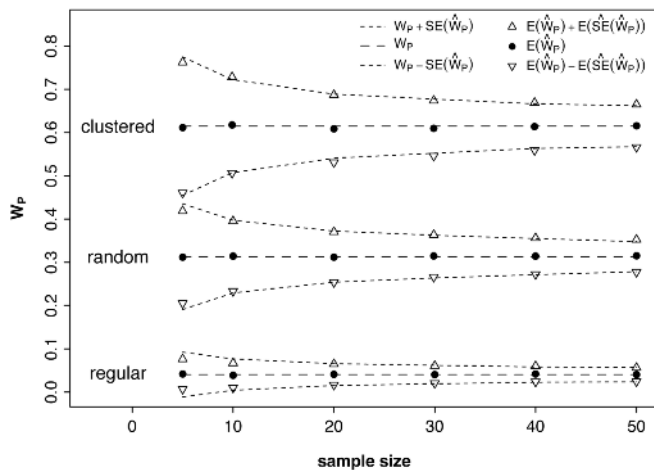


Fig. 9

Expected values and standard errors of  $\hat{W}_p$  with critical angle  $\alpha_c = 60^\circ$  for different sample sizes. The lines show the development of the true values (long dashes = means, short dashes = means  $\pm$  standard errors), the symbols indicate the results of the estimates.

Erwartungswerte und Standardfehler von  $\hat{W}_p$  bei einem kritischen Winkel  $\alpha_c = 60^\circ$  für verschiedene Stichprobenumfänge.

Die Linien zeigen den Verlauf der wahren Werte (lang gestrichelt = Mittelwerte, kurz gestrichelt = Mittelwerte  $\pm$  Standardfehler), während die Schätzwerte durch die Punktsymbole dargestellt werden.

replications are used, so we used  $m = 1000$  for each sample size. Tab. 2 gives the design of the simulation experiment.

Fig. 9 shows the simulation results. As expected, the estimator  $\hat{W}_p$  is virtually unbiased for the entire range of sample sizes and for all three spatial patterns investigated here and the standard error increases from regular to clustered pattern and with decreasing sample size. For sample sizes greater than 5 the approximations based on Eq. 5 were found to be very close to the true standard errors, even for the non-random population. With sample size 5 the errors were slightly underestimated and the relative amount of this underestimation increases from clustered to regular pattern. The probability of incorrectly identifying the spatial pattern increases at particular high rate when the sample size falls below 20. At the same time larger sample sizes do not reduce the error much. Thus, taking the simulation results in terms of test of CSR (section 2) into account, 20 to 30 sample points would seem to provide a reasonable compromise between precision and sampling effort.

## 5. SUMMARY

Methods for describing the structure of a tree population have been used for a considerable time as an integral part of forest

research. In this paper we investigate the properties of a simple measure to describe the spatial pattern of tree positions, based on the following idea: The three angles between the three nearest trees from a given reference point are each classified as being either "large" or "small", where small is defined as being smaller than some predetermined critical angle. The measure is simply the proportion of small angles out of three. Practical tests have shown that the method is easy to apply and is thus potentially cost-effective. We investigate the power of a test that is based on this measure to test the hypothesis of complete spatial randomness. We show that its performance is comparable to alternative methods that are more costly to implement. It is also shown that the expected value and standard error of the measure can be estimated unbiasedly.

## 6. Zusammenfassung

Titel des Beitrages: *Beurteilung des räumlichen Verteilungsmusters in Waldbeständen anhand der Anzahl kleiner Winkel zwischen benachbarten Bäumen.*

Seit geraumer Zeit sind Methoden zur Beschreibung der Struktur von Waldbeständen und -landschaften ein wesentlicher Bestandteil der forstlichen Forschung. In dieser Arbeit werden die Eigenschaften eines Index' untersucht, der das räumliche Verteilungsmuster der Bäume in einem Bestand beschreibt und auf folgender Idee beruht: Betrachtet man die von einem gegebenen Punkt aus gesehen drei nächsten Bäume und zählt die Winkel zwischen ihnen, die kleiner sind als ein vorher festgelegter kritischer Winkel, so beschreibt der Anteil dieser kleinen Winkel den Grad der Klumpung. Praktische Tests haben gezeigt, dass die Methode einfach und schnell anzuwenden und damit potentiell kosteneffizient ist. Es wird ein auf diesem Index beruhender Test vorgestellt, mit dem die Hypothese der vollständigen räumlichen Zufälligkeit überprüft werden kann. Untersuchungen zur Teststärke zeigen, dass dessen Güte mit der Güte alternativer Tests vergleichbar ist, bei geringem Messaufwand. Darüber hinaus ergaben Simulationsstudien, daß der Erwartungswert und Standardfehler des Index' verzerrungsfrei geschätzt werden können.

## 7. Résumé

Titre de l'article: *Evaluation d'un modèle de distribution spatiale dans des peuplements forestiers basé sur le nombre des petits angles entre arbres voisins.*

Les méthodes qui décrivent la structures des peuplements et des paysages forestiers constituent depuis longtemps un des domaines principaux de la recherche forestière. Dans la présente contribution on a recherché quelles étaient les caractéristiques d'un indice qui décrit un modèle de distribution spatiale des arbres dans un peuplement et qui repose sur l'idée suivante: on considère les trois arbres les plus proches vus d'un point donné et on compte les angles qu'ils font entre eux inférieurs à un angle critique fixé à l'avance; ainsi la proportion de ces petits angles décrit le degré de densité.

Des tests pratiques ont montré que cette méthode était d'un emploi simple et rapide, donc d'un coût potentiellement intéressant. On a présenté un test relatif à cet indice avec lequel on peut vérifier l'hypothèse d'une distribution complètement au hasard. Des recherches sur la puissance de ce test ont montré qu'elle était comparable en valeur à celle des tests alternatifs alors que le coût des mesures est plus réduit. De surcroît des études de simulation prouvent que la valeur probable et l'erreur-standard sont dépourvues de tout biais.

J. M.

## 8. Acknowledgments

The authors wish to acknowledge useful suggestions received from three anonymous referees. Thanks are also due to Prof. Dr. KLAUS V. GADOW and Dr. MATTHIAS ALBERT, Institute of Forest Management, University of Göttingen, and to Dr. MATTHIAS SCHMIDT, Forest Research Institute Baden-Württemberg, Freiburg i. Br., for helpful comments and discussions. We thank ANDREAS ZINGG, Swiss Federal Research Institute (WSL), Birmensdorf, for permission to use the data from Swiss Plenterforests. This work was funded by the German Research Society DFG (project Ga 473/11-2), which is gratefully acknowledged.

## 9. Literature

- AKÇA, A. (2002): Waldinventur. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M., 193 S.
- ALBRECHT, A. (2001): Strukturanalyse in einigen Buchen-Naturwaldreservaten in Deutschland, Frankreich und den Niederlanden. Masterarb. Fak. Forstwiss. u. Waldökologie, Univ. Göttingen, 149 S.
- ASSUNÇÃO, R. (1994): Testing spatial randomness by means of angles. *Biometrics* **50**: 513–537.
- ASSUNÇÃO, R. and I. A. REIS (2000): Testing spatial randomness: A modification of the angle test. *Brazilian Journal of Probability and Statistics*: 71–86.
- BESAG, J. E. and J. T. GLAVES (1973): On the detection of spatial pattern in plant communities. *Bulletin of the International Statistical Institute* **45**: 153–158.
- BIBER, P. (1997): Analyse verschiedener Strukturaspekte von Waldbeständen mit dem Wachstumssimulator SILVA 2. Vortrag anlässlich der Jahrestagung 1997 der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten. Tagungsbericht: 100–120.
- BYTH, K. and B. D. RIPLEY (1980): On sampling spatial patterns by distance methods. *Biometrics* **36**: 279–284.
- CLARK, P. J. and F. C. EVANS (1954): Distance to the nearest neighbour as a measure of spatial relationship in populations. *Ecology* **35**: 445–453.
- COX, F. (1971): Dichtebestimmung und Strukturanalyse von Pflanzenpopulationen mit Hilfe von Abstandsmessungen. Mitt. der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft Reinbek Nr. **67**, 161 S.
- CUNIA, T. (1984): Basic Designs or Survey Sampling: Simple, Stratified, Cluster and Systematic Sampling, 2<sup>nd</sup> Ed. Forestry, Biometry Monograph Series, Monograph No. 3, State Univ. of New York, College of Environmental Science and Forestry.
- DIGGLE, P. J., J. E. BESAG and J. T. GLAVES (1976): Statistical analysis of spatial point patterns by means of distance methods. *Biometrics* **32**: 659–667.
- ECKMÜLLNER, O. (1998): Einfluß der Probestichengröße auf Maßzahlen der Biodiversität. In: PELZ, D. R. and SABOROWSKI, J. (Editors), 1998: Bericht der 11. Tagung der Sektion Forstliche Biometrie und Informatik des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten in Freiburg i. Br.: 18–24.
- GADOW, K. v. (1999): Waldstruktur und Diversität. *Allg. Forst- u. Jagdzeitg.* **170** (7): 117–122.
- GADOW, K. v., G. Y. HUI and M. ALBERT (1998): Das Winkelmaß – ein Strukturparameter zur Beschreibung der Individualverteilung in Waldbeständen. *Centralbl. für das ges. Forstw.* **115**: 1–10.
- GLEICHMAR, W. and D. GEROLD (1998): Indizes zur Charakterisierung der horizontalen Baumverteilung. *Forstwiss. Centralbl.* **117**: 69–80.
- HINES, W. G. S. and R. J. O. HINES (1979): The Eberhardt index and the detection of nonrandomness of spatial point distributions. *Biometrika* **66**: 73–80.
- HOPKINS, B. and J. G. SKELLAM (1954): A new method determining the type of distribution of plant individuals. *Annales Bot., London N. S.* **18**: 213–227.
- HUI, G. Y. and M. ALBERT (2004): Stichprobensimulationen zur Schätzung nachbarschaftsbezogener Strukturparameter in Waldbeständen. *Allg. Forst- u. Jagdzeitg.* **175** (10): 199–209.
- HUI, G. Y. and K. v. GADOW (2002): Das Winkelmaß – Herleitung des optimalen Standardwinkels. *Allg. Forst- u. Jagdzeitg.* **173** (10): 173–177.
- KIMMINS, J. P. (1997): Forest ecology – a foundation for sustainable management, 2<sup>nd</sup> Ed., Prentice Hall, Upper Saddle River, NJ, 596 p.
- KLEINN, CHR. (1991): Der Fehler von Flächenschätzungen mit Punkterastern und linienförmigen Stichproben. Diss. Forstl. Fakultät, Univ. Freiburg.
- KÖHL, M. and A. ZINGG (1995): Eignung von Diversitätsindizes bei Langzeituntersuchungen zur Biodiversität in Waldbeständen. *Allg. Forst- u. Jagdzeitg.* **167** (4): 76–85.
- LEWANDOWSKI, A. and K. v. GADOW (1997): Ein heuristischer Ansatz zur Reproduktion von Waldbeständen. *Allg. Forst- u. Jagdzeitg.* **168** (9): 170–174.
- MCPFE (2003): Improved Pan-European indicators for sustainable forest management as adopted by the MCPFE Expert Level Meeting 7–8 October 2002, Vienna, Austria. Vienna, Austria, MCPFE Liaison Unit. Available online at: [www.mcpfe.org/publications/pdf/improved\\_indicators.pdf](http://www.mcpfe.org/publications/pdf/improved_indicators.pdf).
- OTTO, H.-J. (1994): Waldökologie. Ulmer, Stuttgart, 391 S.
- POMMERENING, A. (1998): Fortschreibung von Stichprobendaten mit positionsabhängigen Wachstumsmodellen. Vortrag anlässlich der Jahrestagung 1998 der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten, Tagungsband: 35–51.
- POMMERENING, A. (2006): Evaluating structural indices by reversing forest structural analysis. *Forest Ecology and Management* **224**: 266–277.
- POMMERENING, A. and K. v. GADOW (2000): Zu den Möglichkeiten und Grenzen der Strukturerrfassung mit Waldinventuren. *Forst u. Holz* **55** (19): 622–631.
- POMMERENING, A. and A. LEWANDOWSKI (1997): Zur Stichprobensimulation in strukturreichen Wäldern. *Allg. Forst- u. Jagdzeitg.* **168** (3/4): 63–67.
- PRETZSCH, H. (1995): Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs. *Allg. Forst- u. Jagdzeitg.* **166**: 190–201.
- PRETZSCH, H. (1997): Analysis and modeling of spatial stand structures. Methodological considerations based on mixed beech-larch stands in Lower Saxony. *Forest Ecology and Management*. Vol. **97**: 237–253.
- RIPLEY, B. D. (1981): Spatial statistics. Wiley & Sons, New York, 252 p.
- SABOROWSKI, J. (1992): Ein Diskussionsbeitrag zum Thema Systematische Stichproben in der Waldinventur. *Allg. Forst u. Jagdzeitg.* **163** (6): 107–110.
- SCHREUDER, H. T., T. G. GREGOIRE and G. B. WOOD (1993): Sampling methods for multiresource forest inventory. Wiley & Sons, New York, 446 p.
- SMALTSCHINSKI, TH. (1998): Charakterisierung von Baumverteilungen. *Forstwiss. Centralbl.* **117**: 355–361.
- SPELLMANN, H. (1995): Vom strukturarmen zum strukturreichen Wald. *Forst u. Holz* **50** (2): 35–44.
- STAUPENDAH, K. (1997): Ein neues Stichprobenverfahren zur Erfassung und Beschreibung von Naturverjüngung. In: PELZ, D. R. (Editor), 1997: Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten, Sektion Forstliche Biometrie und Informatik – 10. Jahrestagung, Freiburg, 24.–26. September 1997, IUFRO, Grüne Reihe: 32–49.
- STAUPENDAH, K. (2006): Die modifizierte 6-Baum-Stichprobe – ein geeignetes Verfahren zur Erfassung von Waldbeständen (submitted to *Allg. Forst- u. Jagdztg.*).
- STRAUSS, D. J. (1975): A model for clustering. *Biometrika* **62**: 467–475.
- SZARO, R. C. and D. W. JOHNSTON (1996): Biodiversity in managed landscapes. Oxford University Press, 778 p.
- UPTON, G. and B. FINGLETON (1989): Spatial Data Analysis by Example. Vol. 2: Categorical and Directional Data. John Wiley & Sons, Chichester, 416 p.
- UPTON, G. and B. FINGLETON (1990): Spatial Data Analysis by Example. Vol. 1: Point Pattern and Quantitative Data. 2<sup>nd</sup> Ed., John Wiley & Sons, Chichester, 410 p.
- VANCLAY, J. (1998): Towards more rigorous assessment of biodiversity. In: BACHMANN, P., KÖHL, M. and PÄIVINEN, R. (Editors), 1998: Assessment of biodiversity for improved forest planning. Kluwer Academic Publishers: 211–232.
- WOLTER, K. M. (1985): Introduction to variance estimation. Springer, New York, 427 p.

# Abstandsabhängige und abstandsunabhängige Bestandesstrukturbeschreibung

Aus dem Department für Wald- und Bodenwissenschaften der Universität für Bodenkultur Wien  
und aus der Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Birmensdorf (Schweiz)

(Mit 1 Abbildung und 7 Tabellen)

Von H. STERBA<sup>1)</sup> und A. ZINGG<sup>2)</sup>

(Angenommen Mai 2006)

Herrn Professor KLAUS VON GADOW, dem Begründer der Göttinger Schule der abstandsabhängigen Struktur- und Diversitätsindices, anlässlich seines Ausscheidens aus dem aktiven Dienst gewidmet.

## SCHLAGWORTER – KEY WORDS

*Bestandesstruktur; Diversität; Ausschlagwald; Plenterwald.*

*Stand structure; Diversity; Coppice forests; Plenter forests.*

## 1. EINLEITUNG – PROBLEMSTELLUNG

Strukturindices wurden entwickelt um Bestandesstrukturen zu beschreiben und Strukturdiversität nachvollziehbar und messbar zu machen. Dabei sollen erwartungsgemäß strukturreichere Bestände unterschiedlichere Habitate und Nischen bieten und daher auch eine höhere Artenvielfalt zur Folge haben. Darüber hinaus sollten Strukturindices dazu dienen, abstandsabhängige Einzelbaumwachstumsmodelle auch für Bestände verwenden zu können, in denen die räumliche Verteilung der Bäume (Koordinaten) nicht bekannt ist. Dort dienen Strukturindices dazu, die Koordinaten der Bäume so zu generieren, und die Brusthöhendurchmesser und Baumhöhen so auf die generierten Bäume zu verteilen, dass die gewünschte Bestandesstruktur entsteht.

Ob Artenanzahlen oder das Vorkommen seltener Arten der Fauna mit solchen Strukturindices korrelieren, wurde bisher nicht untersucht. Bezüglich der Flora fanden NEUMANN und STARLINGER (2001) keine Beziehungen zwischen der Diversität der Baumschicht und jener der niederen Vegetation. Zur Frage der Notwendigkeit der Kenntnis der räumlichen Struktur der Baumverteilung zur Zuwachsprognose in Einzelbaum-Wachstumssimulatoren gibt es nur wenige, und zudem einander widersprechende Ergebnisse (BIGING und DOBBERTIN, 1995; PRETZSCH, 1995). Dagegen gibt es eine ganze Anzahl von Arbeiten, die sich mit der Frage der Erzeugung oder Ergänzung von Baumverteilungsmustern aus abstandsabhängigen Strukturindices beschäftigen (PRETZSCH, 1993; POMMERENING, 2000; POMMERENING et al., 2000; POMMERENING, 2006; HUI et al., 2003).

Strukturindices, die dazu dienen sollen, räumliche Baumverteilungsmuster zu erzeugen, müssen sinnvoller Weise die folgenden Bedingungen erfüllen:

- Sie müssen zumindest von der forstlichen Praxis deutlich wahrgenommene Strukturtypen signifikant unterscheiden können.
- Sie müssen darüber hinaus durch waldbauliche Maßnahmen erzeugte Strukturänderungen zu beschreiben vermögen, und
- sie müssen mit Strukturindices, die ohne Kenntnis von Koordinaten ermittelbar sind, hinreichend korreliert sein, um aus diesen geschätzt werden zu können.

Die vorliegende Arbeit wird daher an insgesamt 56 Probeständen

- prüfen, ob wahrgenommene, in der Bestandesbeschreibung zum Ausdruck kommende Strukturunterschiede sich durch signifikant unterschiedliche mittlere Strukturindices auszeichnen;

<sup>1)</sup> HUBERT STERBA, Department für Wald- und Bodenwissenschaften der Universität für Bodenkultur Wien, Peter Jordanstraße 82, A-1190 Wien.

<sup>2)</sup> ANDREAS ZINGG, Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL, Zürcherstrasse 111, CH-8903 Birmensdorf, Schweiz.

- An Plenterwaldflächen unterschiedlicher Annäherung an einen Gleichgewichtszustand untersuchen ob sich diese auch hinsichtlich der räumlichen Strukturindices unterscheiden und

- anhand von unterschiedlich alten Niederwaldflächen untersuchen ob die mit zunehmender Mortalität und Durchforstungstätigkeit verbundene Homogenisierung in der Struktur von den Strukturindices wahrgenommen wird.

- Letztendlich wird dann auch noch zu prüfen sein ob über alle Strukturtypen hinweg abstandsunabhängige Kennzahlen zur Strukturbeschreibung mit den abstandsabhängigen Strukturindices korrelierbar sind.

## 2. DATENMATERIAL

Probeständen für diese Untersuchung müssen die folgenden Bedingungen erfüllen: Sie müssen ein weites Spektrum unterschiedlicher Strukturen repräsentieren. Von den Bäumen der Probeständen müssen zumindest die Koordinaten und die Brusthöhendurchmesser bekannt sein. Darüber hinaus müssen die Probeständen hinreichend groß sein, um mindestens 100 Bäume zu enthalten, damit die Indices ohne wesentliche Verzerrungen und ohne Annahmen über die Umgebung der Probeständen geschätzt werden können (STOYAN und POMMERENING, 2006).

Unter diesen Prämissen wurden die folgenden Probeständenserien ausgewählt:

Acht Probeständen, die 2004 zur Entwicklung eines Stichprobendesigns zur Biomassenschätzung in Ausschlagwäldern erhoben wurden (STERBA et al., 2005). Die Probeständengrößen lagen zwischen 0,43 und 0,65 ha, die Anzahl der Baumarten in den Probeständen variierte zwischen 5 und 14, die Stammzahlen je Hektar zwischen 1112 und 3385 und damit die Anzahl der Probestämme je Probestände zwischen 647 und 2159.

20 Plenterwaldflächen (Schweiz) unterschiedlicher Strukturtypen und Annäherungen an einen Gleichgewichtszustand aus dem Bestand der Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Birmensdorf (Schweiz), mit ihrer jeweiligen Aufnahme der 90er Jahre. Die Probeständengrößen lagen hier zwischen 0,49 und 2,47 ha, die Anzahl der Baumarten in den Probeständen variierte zwischen 3 und 7, die Stammzahlen je Hektar zwischen 312 und 856 und damit die Anzahl der Probestämme je Probestände zwischen 153 und 1339.

29 Probeständen, 22 davon in gleichaltrigen, und 7 in ungleichaltrigen Beständen aus dem Stichprobensimulator STIPSI (FVA Baden Württemberg, 2005). Dieser Datensatz enthält ganze Bestände mit Größen zwischen 3 und 16 ha, 1 bis 9 Baumarten, Stammzahlen je Hektar zwischen 121 und 945 und damit Baumzahlen am Ort zwischen 490 und 6500.

Zur generellen Charakterisierung der Probeständen wurden die Stammzahl und die Kreisfläche je Hektar, der Durchmesser des Kreisflächenmittelstammes und als Dichtemaß der Stand *Density Index* nach REINEKE (1933) berechnet (Tab. 1). Obwohl von Reineke für gleichaltrige Reinbestände entwickelt, wurde dieser Index doch auch schon vielfach in ungleichaltrigen und in Mischbeständen verwendet (STERBA und MONSERUD, 1993; KRAMER et al., 1997; WOODALL et al., 2003; O'HARA und GERSONDE, 2004).

Tab. 1

Mittelwerte  $\bar{x}$  und Standardabweichungen,  $s$  der Stammzahl (N/ha), der Kreisfläche (G/ha), des Mitteldurchmessers (dg) und des Stand Density Index (SDI) der vier Datensätze dieser Untersuchung.  
Arithmetic means  $\bar{x}$  and standard deviations  $s$ , of the stem number (N), basal area (G), quadratic mean diameter (dg) and the Stand Density Index (SDI) of the four data sets of this investigation.

	N/ha		G [m <sup>2</sup> /ha]		dg [cm]		SDI	
	$\bar{x}$	$s$	$\bar{x}$	$s$	$\bar{x}$	$s$	$\bar{x}$	$s$
Ausschlagwälder <i>Coppice forests</i>	1982	718	28,5	6,6	14,2	3,9	722	108
Plenterwälder <i>Plenter forests</i>	525	144	39,1	4,9	31,4	3,9	730	96
Gleichaltrige Bestände aus STIPSI <i>Even-aged stands from STIPSI</i>	480	234	30,5	9,1	30,7	8,1	578	156
Ungleichaltrige Bestände aus STIPSI <i>Uneven-aged stands from STIPSI</i>	488	184	23,9	6,6	25,9	6,1	480	105

### 3. METHODEN

Bei den folgenden, untersuchten Kennzahlen sind solche zu unterscheiden, die – abstandsunabhängig – eher die Bestandesstruktur als ganzes beschreiben, und jene, die – abstandsabhängig – eher die Mikrostruktur innerhalb des Bestandes in Sinne von NEUMANN und STARLINGER (2001) charakterisieren.

#### 3.1 Indizes zur Beschreibung der Dimensionsstrukturen (Differenzierung)

##### 3.1.1 Abstandsunabhängige Kennzahlen

Als abstandsunabhängige Differenzierungskennzahlen wurden

- der Variationskoeffizient der BHD-Verteilung

$$c_{BHD} = 100 \cdot \frac{s_{BHD}}{\bar{BHD}},$$

- die Schiefe der BHD-Verteilung:

$$Skew = \frac{\sum (BHD - \bar{BHD})^3}{n-1 \cdot s_{BHD}^3},$$

- und der Gini-Koeffizient als

$$Gini = 100 \cdot \frac{0,5 - \text{Fläche unter der Lorenzkurve}}{0,5}$$

berechnet, wobei für die Lorenzkurve die kumulierten Kreisflächen über den kumulierten Stammzahlen aufgetragen wurden.

Große Variationskoeffizienten sollten eher stark strukturierte Bestände anzeigen, eine positive Schiefe ist typisch für links-asymmetrische Verteilungen, wie sie in Plenterwäldern oder stark verjüngten Beständen auftreten, und ein großer Gini-Koeffizient sollte stark differenzierte Bestände charakterisieren. Ein Gini-Koeffizient von 0 charakterisierte einen Bestand, in dem alle Bäume völlig gleiche Brusthöhendurchmesser haben (zur Lorenzkurve und zum Gini-Koeffizienten vgl. STÖCKER, 2002).

##### 3.1.2. Abstandsabhängige Differenzierungsindices

Die beiden hier berechneten Indices werden aus den jeweils vier nächsten Nachbarn jedes Baumes berechnet.

Dies ist zum einen die Dominanz, die den Anteil der Bäume mit größerem BHD als der Referenzbaum angibt (HUI et al., 1998), und zum anderen die Durchmesser differenzierung (FÜLDNER, 1995), die sich für eine Gruppe aus einem Referenzbaum mit seinen vier Nachbarn als

$$Diff = 1 - \frac{1}{4} \cdot \sum_{i=1}^4 \frac{\min(BHD_i, BHD_{ref})}{\max(BHD_i, BHD_{ref})}.$$

errechnet.

Diese beiden beschriebenen Indices, werden für jeden Baum des Bestandes berechnet, und dann über alle Bäume des Bestandes gemittelt. Obwohl die Autoren dieser Indices betonen, dass wesentliche Strukturunterschiede vor allem auch in der Verteilung dieser Indices innerhalb eines Bestandes begründet sein mögen, ist doch auch zu prüfen, wie sich die Mittelwerte über den ganzen Bestand bei unterschiedlichen Bestandestypen verhalten.

#### 3.2 Indices zur baumartenunabhängigen Beschreibung der räumlichen Verteilung

Sinngemäß gibt es hier nur abstandsabhängige Indices, es sind dies

- der Clark-Evans-Index (CLARK and EVANS, 1954):

$$CE = \frac{\bar{r}}{0,5 \cdot \sqrt{\frac{F}{N}}}$$

mit  $\bar{r}$ , dem mittleren Abstand zum nächsten Nachbarn,  $F$ , der Flächengröße und  $N$  der Baumzahl in der Fläche.  $CE < 1$  charakterisiert geklumpfte Verteilungen,  $CE = 1$  zufällige und  $CE > 1$  regelmäßige räumliche Verteilungen, und

- das Winkelmaß, das den Anteil der zwischen den vier nächsten Nachbarn eingeschlossenen Winkeln, die kleiner als 72° sind (VON GADOW et al., 1998; HUI und VON GADOW, 2002) angibt. Dieser Index nimmt Werte zwischen 0 und 1 an, wobei 0 eine sehr regelmäßige und 1 eine sehr unregelmäßige räumliche Verteilung bedeutet.

Auch dieser Index wird für jeden Baum des Bestandes berechnet, und dann über alle Bäume des Bestandes gemittelt.

#### 3.3 Indices zur Beschreibung der Artenverteilung

Indices, die die Artendiversität innerhalb der Baumschicht beschreiben, unterscheiden die vier untersuchten Bestandestypen Niederwald, Plenterwald, gleichaltriger und ungleichaltriger Hochwald zwar nicht konstituierend, wohl aber interessiert auch für diese Indices der Zusammenhang zwischen abstandsabhängigen und abstandsunabhängigen Diversitätsmaßen.

##### 3.3.1 Abstandsunabhängige Indices der Artenverteilung

Solche abstandsunabhängigen Diversitätsmaße sind der Shannon-Weaver-Index (SHANNON and WEAVER, 1949) als



$$SH = -\sum p \cdot \log_2 p$$

und der Simpson-Index als

$$SI = \sum p \cdot (1 - p)$$

(SIMPSON, 1949) mit  $p$  den Baumartenanteilen. Beide Indices werden einmal aus den Anteilen nach der Stammzahl und einmal aus jenen nach der Kreisfläche ermittelt.

### 3.3.2 Abstandsabhängige Indices der Artenverteilung

Die beiden Indices dieses Typs sind einmal der Pielou'sche Segregationsindex (PIELOU, 1961) und zum anderen die Durchmischung nach FÜLDNER (1995).

Der Pielou-Index Index ist zunächst für eine Baumart definiert, indem für diese Baumart vom jeweils nächsten Nachbarn erhoben wird, ob er der gleichen oder einer anderen Baumart angehört. Der Index selbst errechnet sich dann aus

$$PI = 1 - \frac{\text{Anzahl der beobachteten ungleichen Paare}}{\text{Anzahl der bei Unabhängigkeit erwarteten ungleichen Paare}}$$

Als Bestandeskennzahl wurde dann das mit der Anzahl der Referenzbäume der jeweiligen Baumart gewichtete Mittel der baumartenweise ermittelten Indices errechnet.

Das räumlich explizite Diversitätsmaß, das entsprechend den anderen „Göttinger-Indices“ aus den jeweils 4 nächsten Nachbarn ermittelt wird, ist die Durchmischung (FÜLDNER, 1995; AGUIRRE et al., 2003) mit dem mittleren Anteil von Nachbarn anderer Baumart als der Referenzbaum. Wieder wird dieser Index für jeden Baum des Bestandes errechnet, und dann der Mittelwert über alle Bäume eines Bestandes gebildet.

### 3.4 Struktur und Gleichgewichtszustand bei Plenterwäldern

Innerhalb der Plenterwaldbeobachtungsflächen wird auch noch zu untersuchen sein ob die oben beschriebenen Strukturindices auch mit der Annäherung an die Gleichgewichts-Durchmesser-Verteilung im Sinne von ZINGG und DUC (1998) korreliert sind. Dabei wird die Gleichgewichtsverteilung aus den Durchmesserzuwachsen und den Entnahme-Prozenten nach SCHÜTZ (1975) konstruiert, und die Annäherung an diese mit der Varianz der logarithmischen BHD-Verteilung um diese Gleichgewichtsverteilung,

$$Var = \frac{1}{n-1} \sum (\ln n_{beob} - \ln n_{equ})^2$$

mit  $n$  der Anzahl der BHD-Klassen, und  $n_{beob}$  bzw.  $n_{equ}$  den beobachteten, bzw. den Gleichgewichts-Stammzahlen in diesen BHD-Klassen, beschrieben.

Zur Prüfung der Tauglichkeit der Indices zur Beschreibung praktisch wahrgenommener Strukturklassen wurden einfache Varianzanalysen und Scheffé-Tests als multiple Mittelwertsvergleiche gerechnet. Als verallgemeinerndes Maß der Abhängigkeit zwischen diesen Klassifikationen und den Indices wurden die Abweichungsquadratsummen zwischen den Gruppen zu jenen vom gemeinsamen Mittelwert ins Verhältnis gesetzt. Das Ergebnis ist mit dem Bestimmtheitsmaß bei Regressionen vergleichbar.

## 4. ERGEBNISSE

Die drei Datensätze repräsentieren offensichtlich eine breite Streuung der untersuchten Struktur- und Diversitätsindices (Tab. 2).

Die Artendiversität reicht von Reinbeständen bis zu Shannon-Indices von 2,6, was Beständen von 6 jeweils gleich häufigen Baumarten entspricht (vgl. die Äquität nach LLOYD und GHELARDI, 1964). Die räumliche Nachbarschaft der Baumarten streut von zufällig bis stark segregiert, bzw. von reinen Gruppen bis zu durchschnittlich 65% Bäumen anderer Baumarten unter den vier nächsten Nachbarn. Die von den Beständen repräsentierten Durchmesserverteilungen reichen von sehr gleichförmig (Variationskoeffizient = 20%, Gini-Koeffizient 21%) bis sehr stark differenziert, mit symmetrischer bis stark links-asymmetrischer Verteilungsform. Die räumlich expliziten Strukturindices deuten auf eine deutliche Streuung zwischen geklumpten und regelmäßigen Verteilungen mit schwacher bis starker Durchmesserdivergenzierung unter den vier nächsten Nachbarn.

Sowohl die abstandsabhängigen als auch die abstandsunabhängigen Strukturmaße, mit Ausnahme der Dominanz, unterscheiden sich signifikant hinsichtlich der vier untersuchten Strukturtypen (Tab. 3).

Die Plenterwälder unterscheiden sich von allen anderen Bestandestypen hinsichtlich des Variationskoeffizienten und des Gini-Koeffizienten, sowie hinsichtlich des Winkelmaßes und der Differenzierung. Das Winkelmaß differenziert deutlich zwischen Plenterwäldern, Ausschlagwäldern und den anderen beiden Bestandestypen. Auch der Clark-Evans-Index kennzeichnet die Niederwälder durch ihre deutlich geklumpfte Baumverteilung. Die höchste Varianzklärung durch die Bestandestypen erfahren das Winkelmaß, der Gini- und der Variationskoeffizient.

Tab. 2

Die Diversitäts-Kennzahlen des Untersuchungsmaterials.  
The diversity measures of the investigated data.

	Mittel Mean	Minimum	Maximum	Standard- abweichung Standard deviation
Shannon N	1,077	0,000	2,610	0,585
Simpson N	0,410	0,000	0,770	0,219
Shannon G	1,026	0,000	2,600	0,563
Simpson G	0,396	0,000	0,740	0,217
Pielou	0,275	-0,070	0,810	0,230
Durchmischung ( <i>Intermingling</i> )	0,317	0,000	0,650	0,176
Variationskoeffizient $c_{BHD}$ (%)				
<i>Coefficient of variation</i>	51,9	20,0	96,0	19,8
Schiefte ( <i>skewness</i> )	1,046	-0,080	3,560	0,925
Gini-Koeffizient (%)	48,5	21,0	75,0	14,8
Clark & Evans	1,068	0,62	1,49	0,188
Winkelmaß ( <i>uniform angle index</i> )	0,498	0,454	0,579	0,027
Dominanz ( <i>dominance</i> )	0,483	0,402	0,587	0,020
Differenzierung ( <i>differentiation</i> )	0,349	0,190	0,460	0,079

Tab. 3

Mittelwerte und Varianzanalysen für die Strukturmaße.  $c_{BHD}\%$  ist der Variationskoeffizient, *Skew* die Schiefe, *Gini* der Gini-Koeffizient, *CE* der Clark-Evans- Index, *Winkel* das Winkelmaß, *Dom* die Dominanz und *Diff*, die Differenzierung. *Pearson* ist der Anteil der durch die Bestandestypen erklärten Varianz. \*\* bedeutet signifikant mit  $\alpha = 0,01$ , \*\*\* mit  $\alpha = 0,001$ , n.s. ist nicht signifikant. Mittelwerte mit gleichem, hoch gesetztem Buchstaben unterscheiden sich mit  $\alpha = 0,05$  nicht voneinander.

Means and analyses of variance for  $c_{BHD}\%$  (coefficient of variation), *Skew* (skewness), the *Gini*-coefficient, *CE* (Clark Evans index), *Winkel* (Gadow's uniform angle index), *Dom* (dominance) and *Diff* (differentiation). *Pearson* is the proportion of variance, explained by the forest types. \*\* means significant with  $\alpha = 0.01$ , \*\*\* with  $\alpha = 0.001$ , n.s. is not significant. Means, not significantly different with  $\alpha = 0.05$  are indicated by the same letter.

	$c_{BHD}$	Skew	Gini	CE	Winkel	Dom	Diff
Ausschlagswald <i>Coppice forests</i>	46,9 <sup>b</sup>	1,72 <sup>a</sup>	46,1 <sup>b</sup>	0,709 <sup>a</sup>	0,545 <sup>a</sup>	0,485	0,319 <sup>b</sup>
Plenterwald <i>Plenter forest</i>	72,9 <sup>a</sup>	1,48 <sup>a</sup>	63,6 <sup>a</sup>	1,091 <sup>b</sup>	0,506 <sup>b</sup>	0,490	0,421 <sup>a</sup>
Ungl.altrige Bestände <i>Uneven-aged forests</i>	43,7 <sup>b</sup>	0,87 <sup>ab</sup>	43,9 <sup>b</sup>	1,161 <sup>b</sup>	0,476 <sup>c</sup>	0,475	0,326 <sup>b</sup>
Gleichaltr. Bestände <i>Even-aged forests</i>	38,2 <sup>b</sup>	0,48 <sup>b</sup>	37,9 <sup>b</sup>	1,150 <sup>b</sup>	0,480 <sup>c</sup>	0,479	0,305 <sup>b</sup>
Pearson	61,1	30,6	58,0	64,4	71,6	7,2	44,7
F	27,2 <sup>***</sup>	7,6 <sup>**</sup>	23,9 <sup>***</sup>	31,4 <sup>***</sup>	43,8 <sup>***</sup>	1,3 <sup>n.s.</sup>	14,0 <sup>***</sup>

Tab. 4

Korrelationskoeffizienten, *r*, der Strukturmaße mit dem Mitteldurchmesser in den Ausschlagswäldern. Bezeichnung der Spalten wie in *Tabelle 3*.

Coefficients of correlation between the structural indices and the quadratic mean diameter in the coppice forests. For the explanation of the symbols see *Tab. 3*.

	$c_{BHD}$	Skew	Gini	CE	Winkel	Dom	Diff
<i>r</i>	0,177	-0,712*	0,117	0,584	-0,739*	-0,313	0,800**

Betrachtet man in den Ausschlagswäldern den Mitteldurchmesser als Ausdruck des Alters, dann zeigt *Tabelle 4*, wie mit zunehmendem Mitteldurchmesser (Alter), als Folge der Mortalität und der meist in mittleren Altern durchgeführten Vereinzlung der Ausschläge durch die gezielte Nutzung von „Prügeln“, die Durchmesser-Verteilung symmetrischer, die Differenzierung der unmittelbar benachbarten Bäume hinsichtlich der Durchmesser stärker, und die räumlich Verteilung regelmäßiger (weg von der ursprünglichen Klumpung) wird.

Innerhalb der Schweizerischen Plenterwald-Beobachtungsflächen war es interessant, zu sehen, ob, und wenn ja wie, die Varianz der Stammzahlen um die Gleichgewichtsverteilung als Maß für die Entfernung vom Plentergleichgewicht, mit allfälligen anderen Strukturindizes korreliert ist. Diese Varianzen schwanken zwischen 0,09 und 2,06, es liegen also Plenterbeobachtungsflächen über die ganze Breite von Zuständen, von im Gleichgewicht befindlich ( $\text{Var} < 0,5$ ) über „kritisch“ ( $0,5 < \text{Var} < 1$ ) bis zu „nicht im Gleichgewicht“ ( $\text{Var} > 1$ ) im Sinne von ZINGG und DUC (1998) vor. Die

Tab. 5

Korrelationskoeffizienten, *r*, der Strukturmaße mit der Varianz um die Gleichgewichtsverteilung (*Var*) in den Plenterwald-Beobachtungsflächen. Bezeichnung der Spalten wie in *Tabelle 3*.

Coefficients of correlation between the structural indices and the variance around the equilibrium stem number distribution (*Var*) at the Plenter-forest observation plots. For the explanation of the symbols see *Tab. 3*.

	$c_{BHD}$	Skew	Gini	CE	Winkel	Dom	Diff
<i>r</i>	-0,291	-0,295	-0,372	0,023	-0,419	-0,013	-0,345
<i>p</i> > <i>r</i>	0,1136	0,1104	0,0582	0,4622	0,0371	0,4792	0,0737

Korrelationen mit den Strukturkennzahlen entsprechen alle (mit Ausnahme des Clark-Evans Index) hinsichtlich ihres Vorzeichens den Erwartungen (*Tab. 5*). Im Folgenden seien nur die signifikanten oder nahezu signifikanten Korrelationen interpretiert. Es sind dies die Korrelationen mit dem Gini-Koeffizienten, mit dem Winkelmaß und mit der Durchmesser-differenzierung.

Größere Varianzen, *Var*, bedeuten stärkeres Ungleichgewicht. Große Gini-Koeffizienten weisen als abstands-unabhängiges Strukturmerkmal auf starke Durchmesser-differenzierung auf Bestandesebene hin. Aus dem Gleichgewicht geratene Plenterwälder haben also, wie erwartet, eine geringere Durchmesser-differenzierung auf Bestandesebene.

Mit der Zunahme des Ungleichgewichtes nimmt das Winkelmaß signifikant ab. Große Winkelmaße bedeuten eine stärkere unregelmäßige kleinräumige Verteilung der Bäume. Die Bestände im Ungleichgewicht weisen also eine regelmäßige räumliche Verteilung der Bäume auf. Die negative Korrelation mit der Durchmesser-differenzierung weist auf eine abnehmende kleinräumige Durchmesser-differenzierung beim Abweichen von der Gleichgewichtsverteilung hin.

Die über alle Bestandestypen hinweg berechneten Korrelationen zwischen den abstands-unabhängigen und den abstandsabhängigen Strukturkennzahlen, bzw. -indices zeigt, dass insbesondere die Differenzierung stark mit dem Variationskoeffizienten und dem Gini-Koeffizienten korreliert ist, dass aber darüber hinaus, eine besonders deutliche Korrelation zwischen der Schiefe der Durchmesser-Verteilung und dem Winkelmaß besteht (*Tab. 6*)

Diese Korrelationen sind nicht nur eine Folge der gleichläufigen Mittelwertsunterschiede zwischen den Bestandestypen, sondern sind auch verallgemeinerbar (*Abb. 1*), wenn auch mitunter nicht linear, wie in *Tabelle 6* angenommen. Aus allen berechneten Beziehungen waren nur die Abhängigkeit der Differenzierung vom Variationskoeffizienten und jene vom Gini-Koeffizienten durch die Hinzunahme eines quadratischen Terms signifikant verbesserbar. Aber selbst hier führt die Hinzunahme des quadratischen Terms zu keiner dramatischen Erhöhung des Korrelationskoeffizienten (von 0,844 auf 0,894, bzw. von 0,857 auf 0,890).

Diese oben dargestellten, verallgemeinerbaren Beziehungen lauten:

Tab. 6

Korrelationskoeffizienten zwischen den abstandsabhängigen und den abstands-unabhängigen Strukturindices. Bezeichnung der Spalten und Zeilen wie in *Tabelle 3*.

Coefficients of correlation between the distance dependent and the distance independent structural indices. For the explanation of the symbols see *Tab. 3*.

		Abstandsabhängig ( <i>distance dependent</i> )			
		CE	Winkel	Dom	Diff
Abstandsunabhängig <i>Distance independent</i>	$C_{BHD}$	-0,093 <sup>n.g.</sup>	0,341 <sup>**</sup>	0,332 <sup>*</sup>	0,844 <sup>***</sup>
	Skew	-0,445 <sup>**</sup>	0,630 <sup>***</sup>	0,242 <sup>n.g.</sup>	0,285 <sup>*</sup>
	Gini	-0,149 <sup>n.g.</sup>	0,379 <sup>***</sup>	0,298 <sup>*</sup>	0,857 <sup>***</sup>

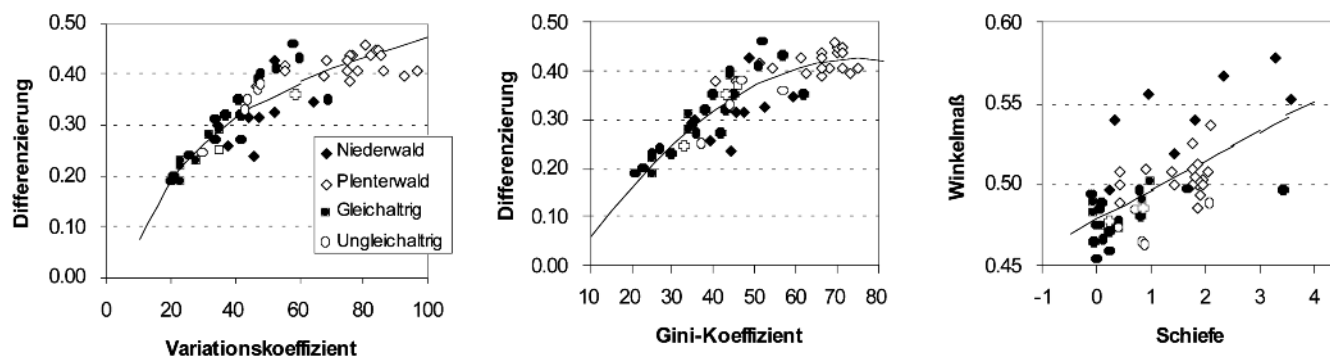


Abb. 1

Die verallgemeinerbaren Beziehungen zwischen ausgewählten abstandsunabhängigen und abstandsabhängigen Strukturkennzahlen.

The generalized relationships between selected distance independent and distance dependent structural measures.

$Differenzierung = -0,3123 + 0,1704 \cdot Variationskoeffizient$  mit  $R^2 = 0,799$ , bzw.

$Differenzierung = -0,060 + 0,0130 \cdot Gini - 0,0000867 \cdot Gini^2$  mit  $R^2 = 0,792$ , und

$Winkelmaß = 0,478 + 0,0183 \cdot Schiefe$  mit  $R^2 = 0,397$ .

Bezüglich der, die Artendiversität und -verteilung kennzeichnenden Indices ist die Durchmischung hoch mit beiden Shannon-Weaver- und den Simpson-Indices korreliert, während keine Korrelationen zwischen dem Pielou-Index und irgendeinem der abstandsunabhängigen Diversitätsmaße besteht (*Tab. 7*).

## 5. DISKUSSION

Strukturindices sollen zum einen zur objektiven Beschreibung und Quantifizierung von okular wahrgenommenen Waldstrukturtypen dienen, und auch diesbezügliche Strukturänderungen beschreiben, und zum anderen der Generierung von Baumverteilungen dienen, wenn diese in abstandsabhängigen Wachstumssimulatoren benötigt werden.

Unsere Untersuchungen zeigen, dass sowohl abstandsunabhängige als auch abstandsabhängige Strukturkennzahlen die Struktur-

typen Niederwald, Plenterwald und gleichaltrige Hochwälder signifikant zu trennen vermögen. Dabei wird der Plenterwald am besten vom Variationskoeffizienten und der Schiefe der BHD-Verteilung, sowie vom Gini-Koeffizienten und der Differenzierung von den anderen Strukturtypen unterschieden. Das Winkelmaß und der Clark-Evans Index hingegen trennen am besten zwischen den Aus-schlagswäldern und den anderen Strukturtypen. Gemessen am Bestimmtheitsmaß der diesbezüglichen Varianzanalysen (PEARSON in *Tab. 3*) haben das Winkelmaß und der Clark-Evans Index allgemein ein etwas besseres Trennvermögen als die beiden abstands-unabhängigen Struktur-Kennzahlen, Variationskoeffizient und Gini-Koeffizient. Keine Trennung zwischen den Strukturtypen ist dagegen von der Dominanz zu erwarten. Möglicherweise ließen sich Strukturtypen eher durch unterschiedliche Verteilungen der Dominanz, als durch deren Mittelwertsdifferenzen unterscheiden.

Die erwarteten Strukturveränderungen mit dem Alter (und der damit verbundenen Durchforstungstätigkeit) werden in den Aus-schlagswäldern von der Schiefe der BHD-Verteilung, dem Winkelmaß und der Durchmesser-differenzierung gut beschrieben. Dabei dürfte die Korrelation mit der Schiefe eher damit zusammenhängen, dass mit zunehmendem Mitteldurchmesser die Wirksamkeit der Kluppschwelle auf die Schiefe der Verteilung verloren geht. Während in den ganz jungen Beständen noch ein guter Teil der Bäume unter der Kluppschwelle liegt, und damit die allfällige Symmetrie der Verteilung nicht erkannt wird, ist dies bei größeren Mitteldurchmessern nicht mehr der Fall.

Bei den Plenterwäldern sind Strukturveränderungen, wie sie sich aus der waldbaulichen Behandlung, bzw. deren Fehlen ergeben, an jenen Strukturkennzahlen ablesbar, die die Regelmäßigkeit der kleinräumigen Verteilung (Winkelmaß, Durchmesser-differenzierung), aber auch der BHD-Verteilung auf Bestandesebene (Gini-Koeffizient) beschreiben. Mit zunehmender Regelmäßigkeit geht

Tab. 7

Korrelationskoeffizienten,  $r$ , der abstandsabhängigen mit den und der abstandsunabhängigen Artendiversitäts-Indices.

Bezeichnung der Indices wie in *Tabelle 2*.

Coefficients of correlation between the distance independent, and the distance independent indices for species diversity.

For explanation of variables see *Table 2*.

	Shannon N	Shannon G	Simpson N	Simpson G
Durchmischung	0,883 <sup>***</sup>	0,751 <sup>***</sup>	0,930 <sup>***</sup>	0,771 <sup>***</sup>
Pielou	0,213 <sup>n.g.</sup>	0,227 <sup>n.g.</sup>	0,161 <sup>n.g.</sup>	0,144 <sup>n.g.</sup>

der Gleichgewichtszustand verloren. Dieses Ergebnis ist in zweierlei Hinsicht wichtig: Es zeigt erstens, dass in dem hochartifizialen Plenterwaldsystem, das dauernde waldbauliche Behandlung benötigt (SCHÜTZ, 2002), unerwünschte Strukturänderungen an Strukturkennzahlen erkannt werden können, und nicht erst am Fehlen geeigneter Endnutzungsbäume oder hinreichenden Einwuchses. Zum zweiten ist die Korrelation der Gleichgewichtsvarianz mit abstandsabhängigen Strukturindices ein Hinweis darauf, dass richtige Plenterung nicht nur die Durchmesserverteilung auf Bestandesebene im Auge behalten muss, sondern auch die kleinräumige Verteilung der Bäume zu berücksichtigen hat (SCHÜTZ, 2002; CANCINO und GADOW, 2002).

Die deutlichen Korrelationen zwischen den abstandsabhängigen und den abstandsunabhängigen Strukturkennzahlen beziehen ihre wesentliche Bedeutung aus der zweiten Funktion von Strukturindices, nämlich ihre Verwendung bei der Generierung von Baumverteilungsplänen für die Verwendung von abstandsabhängigen Waldwachstumssimulatoren, wenn von den zu simulierenden Beständen keine Baumkoordinaten bekannt sind (PRETZSCH, 1993; POMMERENING, 2000, 2006). Ganz allgemein haben NEUMANN und STARLINGER (2001) an 25 Probeflächen, die möglicher Weise nicht die große Streuung an Strukturen wie das hier präsentierte Datenmaterial aufweisen, auch schon signifikante Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen Strukturmaßen gefunden. Von den hier untersuchten Kennzahlen wurden dort auch der Clark-Evans-Index, und das Winkelmaß (allerdings mit 90° Grenzwinkel) auf der Seite der abstandsabhängigen, und die Standardabweichung des BHDs (hier der Variationskoeffizient) auf der Seite der abstandsunabhängigen Strukturkennzahlen behandelt. Der Richtung nach stellen sich die Zusammenhänge bei NEUMANN und STARLINGER (2001) ähnlich dar wie in der gegenständlichen Untersuchung, allerdings sind bei uns die Korrelationen mit anderen Indices besser als mit der Standardabweichung. Am besten lässt sich die Differenzierung aus dem Variationskoeffizienten und aus dem Gini-Koeffizienten reproduzieren, und das Winkelmaß aus der Schiefe der BHD-Verteilung (Tab. 6, Abb. 1).

Wichtig ist weiters das Ergebnis, dass der Durchmischungs-Index gut mit dem Shannon-, bzw. Simpson-Index korreliert ist, und sich am besten aus dem Shannonindex aus den Kreisflächenanteilen reproduzieren lässt (Tab. 6). Dies ist deshalb wichtig, weil POMMERENING (2006) gerade auch den Durchmischungs-Index zur Reproduktion von Bestandesstrukturen mit Hilfe zellulärer Automata erfolgreich verwendet hat.

## 6. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Aus der vorliegenden Untersuchung geht hervor, dass sich sowohl abstandsabhängige als auch abstandsunabhängige Strukturkennzahlen gut eignen, Waldstrukturtypen wie Ausschlagwald, Plenterwald und gleichaltrigen Hochwald zu beschreiben und voneinander zu trennen. Auch Strukturänderungen, wie sie sich aus der Bewirtschaftung ergeben, lassen sich anhand der untersuchten Indices gut nachvollziehen. Allerdings handelt es sich bei dieser Untersuchung um keine echten Zeitreihen. Es wäre also Wert, anhand langfristiger Dauerversuche, die sich aus Bewirtschaftung, Wachstum und Mortalität ergebenden Veränderungen in den diversen Indices nochmals nachzuverfolgen. Die Korrelationen zwischen abstandsunabhängigen und abstandsabhängigen Strukturkennzahlen sind hoch genug, dass ihre Reproduzierbarkeit aus einander, und damit ihre Verwendbarkeit zur Strukturgenerierung für abstandsabhängige Waldwachstumsmodelle gerechtfertigt erscheint. Unter den abstandsabhängigen Strukturindices sind es vor allem das Winkelmaß, die Durchmesserendifferenzierung und die Durchmischung, die sich einerseits zur Strukturbeschreibung und andererseits zur Reproduktion aus abstandsunabhängigen Strukturkennzahlen am besten eignen.

## 7. ZUSAMMENFASSUNG

Strukturkennzahlen dienen der quantitativ nachvollziehbaren Beschreibung von sonst nur verbal beschriebenen Bestandesstrukturtypen. Wenn Strukturkennzahlen gefunden werden, die für diese Art der Bestandesbeschreibung geeignet sind, dann sollten sie auch zur rechnerischen Generierung von räumlichen Verteilungen der Bäume in Beständen verwendet werden können, um diese dann in abstandsabhängigen Waldwachstumssimulatoren verwenden zu können.

Anhand von insgesamt 56 Probeflächen und Beständen, die jeweils mehr als 100 Bäume enthalten, um Randeffekte zu minimieren, wurden abstandsabhängige und abstandsunabhängige Strukturkennzahlen dahingehend untersucht, ob sie zum Trennen von Strukturtypen und zur Beschreibung allfälliger sich aus der waldbaulichen Behandlung ergebenden Strukturänderungen und zur Reproduktion der räumlichen Verteilungsmuster geeignet sind. Die untersuchten Bestandesstrukturtypen waren Ausschlagwälder unterschiedlichen Alters, Plenterwälder unterschiedlicher Entfernung vom Gleichgewichtszustand und andere gleichaltrige und ungleichaltrige Bestände. Die untersuchten Struktur-Indices waren einmal abstandsunabhängige Kennzahlen wie der Variationskoeffizient, die Schiefe der BHD-Verteilung und der Gini-Koeffizient und bezüglich der Verteilung der Arten, der Shannonindex und der Simpsonindex. Zum anderen wurden an abstandsabhängigen Strukturindices der Clark-Evans-Index und der Segregationsindex von Pielou, und die Indices der Göttinger Schule: Winkelmaß, Durchmesserendifferenzierung, Dominanz und Durchmischung untersucht.

Es zeigte sich, dass sowohl die abstandsabhängigen als auch die abstandsunabhängigen Strukturmaße die untersuchten Strukturtypen gut zu trennen vermögen. Dabei sind zur Unterscheidung der Plenterwälder von den anderen Strukturtypen die Schiefe der BHD-Verteilung, der Gini-Koeffizient und die Differenzierung besonders gut geeignet. Für die Trennung der Ausschlagwälder von den übrigen Strukturtypen eignen sich besonders das Winkelmaß und der Clark-Evans-Index. Die zunehmende Gleichförmigkeit von Ausschlagwäldern im Zuge der waldbaulichen Behandlung und der Mortalität wird besonders gut von der Schiefe der BHD-Verteilung, dem Winkelmaß und der Differenzierung beschrieben. Die Abweichung von Plenterwäldern vom Gleichgewichtszustand wird wieder besonders gut durch das Winkelmaß, aber auch noch durch den Gini-Koeffizienten und die Differenzierung beschrieben.

Zur Reproduktion der räumlichen Baumverteilung in Beständen eignen sich der Variationskoeffizient der BHD-Verteilung und der Gini-Koeffizient gut zur Schätzung der kleinräumigen Durchmesserendifferenzierung, und die Schiefe der BHD-Verteilung zur Schätzung des Winkelmaßes. Die Durchmischung kann gut aus dem auf den Kreisflächenanteilen der Baumarten basierenden Shannonindex geschätzt werden.

## 8. Summary

Title of the paper: *Distance dependent and distance independent description of stand structure.*

Structural indices should serve to objectively and reliably describe stand structures which otherwise are only given verbally. If there are structural indices which are suitable for this kind of stand structure description, then they should also be suitable to generate the spatial distribution of trees within stands, as they are needed in distance dependent individual tree simulators.

A total of 56 large plots and stands with more than 100 trees were used to calculate distance dependent and distance independent structural indices. Then these indices were tested if they are able to separate typical structural types of forest stands and to describe successfully structural changes as they might result from different



silvicultural treatments. The structure types under investigation were coppice forests of different age, Plenter forests, differently near to their equilibrium, even-aged and other uneven-aged forests not comprised under the Plenter forests. The indices calculated were first, distance independent indices, like the coefficient of variation and the skewness of the dbh-distribution, the Gini-coefficient, the Shannon-Weaver-index and the Simpson-index; Second the distance dependent indices, according to Clark-Evans, Pielou's Segregation index and the indices from the "Göttinger-Schule": the uniform angle index, the dbh-differentiation, the dominance and the intermingling index were investigated.

The results showed, that distance dependent as well as distance independent structural indices could well describe the investigated structural types. Plenter forests were best distinguished from the other types by the skewness, the Gini-coefficient and the dbh-differentiation. Coppice forests were best recognised by the uniform angle index and the Clark Evans index. The increasing uniformity of coppice forests with increasing age through thinning and mortality were well reflected by the change of the uniform angle index and by the dbh-differentiation. The deviation of Plenter forests from their equilibrium dbh-distribution was highly correlated with changes in uniform angle index, the Gini-coefficient and the dbh-differentiation.

For the generation of spatial distributions of trees, the correlation of coefficient of variation and the Gini-coefficient with the dbh-differentiation, and the correlation of the skewness with the uniform angle index can be recommended. To generate the spatial distribution of tree species, the correlation of the Shannon-Weaver-index by basal area with the intermingling index is recommended.

## 9. Résumé

Titre de l'article: *Descriptions de la structure des peuplements en faisant référence ou non aux distances entre arbres.*

Les indices structurels servent à caractériser quantitativement et de façon compréhensible des types de structure des peuplements qui, par ailleurs, ne sont décrits que verbalement. Lorsqu'on a trouvé des indices de structure qui conviennent bien à ce type de description des peuplements il faut encore s'assurer qu'ils peuvent être utilisés pour établir, par le calcul, la distribution spatiale des arbres à l'intérieur du peuplement à fin qu'on puisse introduire cette dernière plus ou moins éloignées de leur état d'équilibre et aussi à d'autres peuplements équiennes ou inéquiennes. Les indices structurels étaient pour une part indépendants des distances entre arbres, tels le coefficient de variation, le biais de la distribution des diamètres à hauteur de poitrine et le coefficient de GINI; en ce qui concerne la répartition des essence il s'agissait des indices de SHANNON et de SIMPSON. Pour une autre part, on a étudié comme indices faisant références aux distances celui de CLARK-EVANS, l'indice de ségrégation de PIELOU ainsi les indices de l'école de Göttingen: couverture angulaire, différences entre les diamètres, dominance et mélange.

A Partir d'un total de 56 placettes échantillons et peuplements, comportant toujours plus de 100 arbres pour minimiser les effets de bordure, on a testé avec grand soin des indices faisant et ne faisant pas référence aux distances entre arbres pour déterminer s'ils permettaient de faire la distinction entre les types de structure et de décrire éventuellement les modifications de structure qui seraient générées par les traitements sylvicoles, ainsi que de reproduire les modèles de distribution spatiale. Les types de structure de peuplements appartenaient à des taillis de différents âges, à des forêts jardinées plus ou moins éloignées de leur état d'équilibre et aussi à d'autres peuplements équiennes ou inéquiennes. Les indices structurels étaient pour une part indépendants des distances entre arbres, tels le coefficient de variation, le biais de la distribution des diamètres à hauteur de poitrine et le coefficient de GINI; en ce qui concerne la répartition des essence il s'agissait des indices de SHANNON et de SIMPSON. Pour une autre part, on a étudié comme indices faisant références aux distances celui de CLARK-EVANS, l'indice de ségrégation de PIELOU ainsi les indices de l'école de Göttingen: couverture angulaire, différences entre les diamètres, dominance et mélange.

Il est apparu que les valeurs chiffrées relatives aux structures étudiées permettaient de bien séparer les différents types, que les dis-

tances entre arbres aient été prises en compte ou non. En ce qui concerne la séparation des forêts jardinées des autres types de structure sont particulièrement bien adaptées la répartition des diamètres à hauteur de poitrine, le coefficient de GINI et les différences entre diamètres. Pour faire la coupure entre les taillis et tous les autres types de structure conviennent principalement la couverture angulaire et l'indice de CLARK-EVANS. L'uniformité croissante des taillis consécutive au traitement sylvicole et à la mortalité est surtout bien décrite par le biais de la répartition des diamètres à hauteur de poitrine, la couverture angulaire et les différences entre diamètres. L'écart d'une forêt jardinée avec son état d'équilibre est particulièrement bien caractérisé par la couverture angulaire, mais aussi par le coefficient de GINI et les différences entre diamètres. Pour la reproduction de la distribution spatiale dans les peuplements, le coefficient de variation de la distribution des diamètres à hauteur de poitrine convient bien, de même que le coefficient de GINI pour l'évaluation de la différenciation des diamètres sur des espaces restreint; pour déterminer la couverture angulaire on retiendra le biais de la distribution des diamètres à hauteur de poitrine. Le mélange peut être bien chiffré avec l'indice de SHANNON basé sur le pourcentage de la surface terrière attribué à chaque essence.

J. M.

## 10. Danksagung

Diese Arbeiten wurden im Rahmen eines Projektes des Project Centers Conforest des European Forest Institutes durchgeführt. Für zahlreiche Anregungen, insbesondere für das Zurverfügungstellen seiner beiden noch nicht publizierten Arbeiten, möchten die Autoren Herrn ARNE POMMERENING, University of Wales, Bangor, danken, der die Arbeitsgruppe „Struktur“ dieses Project Centers leitet. Ebenso danken wollen wir den beiden anonymen Reviewern, deren Kommentare wesentlich zur Verbesserung des Manuskripts geführt haben.

## 11. Literatur

- AGUIRRE, O., G. Y. HUI, K. VON GADOW und J. JIMÉNEZ (2003): An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. *Forest Ecology and Management* **183**: 137–145.
- BIGING, G. S. and M. DOBBERTIN (1995): Evaluation of Competition Indices in Individual Tree Growth Models. *Forest Science* **41**: 695–720.
- CANCINO, J. and K. VON GADOW (2002): Stem number guide curves for uneven-aged forests – development and limitations. In: VON GADOW, K., NAGEL, J., SABOROWSKI, J. (eds.): *Continuous Cover Forestry*. Kluwer Academic Press, Dordrecht. P. 163–174.
- CLARK, PH. J. and F. C. EVANS (1954): Distance to nearest neighbour as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* **35**: 445–453.
- FÜLDNER, K. (1995): *Strukturbeschreibung von Buchen-Edellaubholz-Mischwäldern*. Dissertation, Univ. von Göttingen, Cuvillier Verlag, Göttingen.
- FVA: STIPSI, Stichprobensimulator für Waldbestände, Version 22.08.05. Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Freiburg i.Br., 2005. [http://www.fva-bw.de/forschung/bui/stipsi\\_setup.exe](http://www.fva-bw.de/forschung/bui/stipsi_setup.exe)
- VON GADOW, K., G. Y. HUI und M. ALBERT (1998): Das Winkelmaß – ein Strukturparameter zur Beschreibung der Individualverteilung in Waldbeständen. *Centralbl. ges. Forstwesen* **115**: 1–10.
- HUI, G. Y., M. ALBERT und K. VON GADOW (1998): Das Umgebungsmaß als Parameter zur Nachbildung von Bestandesstrukturen. *Forstwiss. Centralbl.* **117**: 258–266.
- HUI, G. Y. und K. VON GADOW (2002): Das Winkelmaß. Herleitung des optimalen Standardwinkels. *Allg. Forst- u. J.-Zeitung* **173**: 173–177.
- HUI, G. Y., M. ALBERT und B. W. CHEN (2003): Reproduktion der Baumverteilung im Bestand unter Verwendung des Strukturparameters Winkelmaß. *Allg. Forst- u. J.-Zeitung* **174**: 109–116.
- KRAMER, H., O. AGUIRRE, C. KÄTSCH und J. JIMÉNEZ (1997): Zur Bestimmung der Bestandesdichte in ungleichaltrigen Kiefern naturwäldern. *Allg. Forst- u. J.-Zeitung* **168**: 197–202.
- LLOYD, M. and R. J. GHELARDI (1964): A table for calculating the "equitability" component of species diversity. *J. Anim. Ecology* **33**: 217–225.
- NEUMANN, M. and F. STARLINGER (2001): The significance of different indices for stand structure and diversity in Forests. *Forest Ecology and Management* **145**: 91–106.
- O'HARA, K. L. and R. F. GERSONDE: Stocking control concepts in uneven-aged silviculture. *Forestry* **77**: 131–143.
- PIELOU, E. C. (1961): Segregation and Symmetry in two-species Populations as studied by nearest Neighbour Relations. *J. Ecology* **49**: 255–269.
- POMMERENING, A. (2000): Neue Methoden zur räumlichen Reproduktion von Waldbeständen und ihre Bedeutung für forstliche Inventuren und deren Fortschreibung. *Allg. Forst- u. J.-Zeitung* **171**: 164–169.

- POMMERENING, A., P. BIBER, D. STOYAN and H. PRETZSCH (2000): Neue Methoden zur Analyse und Charaktisierung von Bestandesstrukturen. *Forstwiss. Cbl.* **119**: 62–78.
- POMMERENING, A. (2006): Evaluating structural indices by reversing forest structural analysis. *Forest Ecology and Management*, in Druck.
- PRETZSCH, H. (1993): Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen. Versuche mit dem Strukturgenerator STRUGEN. *Schriften aus der Forstl. Fakultät der Universität Göttingen*. Bd. 114.
- PRETZSCH, H. (1995): Zum Einfluss des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs. *Allg. Forst- u. J.-Zeitung* **166**: 190–201.
- REINEKE, L. H. (1933): Perfecting a stand-density index for even-aged forests. *Journal of Agricultural Research* **46**: 627–638.
- SCHÜTZ, J.-P. (1975): Dynamique et conditions d'équilibre de peuplements jardinés sur les stations de la hêtre sapin. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* **126**: 637–671.
- SCHÜTZ, J.-P. (2002): Silvicultural tools to develop irregular and diverse forest structures. *Forestry* **75**: 329–338.
- SHANNON, C. E. and W. WEAVER (1949): *The Mathematical Theory of Communication*. Univ. of Illinois Press, Urbana.
- SIMPSON, E. H. (1949): Measurement of Diversity. *Nature* **163**: 688.
- STERBA, H., M. SCHÖBER und M. LIESKOVSKY (2005): Verfahren zur raschen Abschätzung der Energieholzmengen in Niederwäldern des Burgenlandes. *Österr. Forstzeitung* **116** (8): 6–7.
- STERBA, H. and R. A. MONSERUD (1993): The maximum density concept applied to uneven-aged and mixed-species stands. *Forest Science* **39**: 432–452.
- STÖCKER, G. (2002): Analyse und Vergleich von Bestandesstrukturen natürlicher Fichtenwälder mit Lorenz-Funktionen und Gini-Koeffizienten. *Centralbl. ges. Forstw.* **119**: 12–39.
- STOYAN, D. and A. POMMERENING (2006): Are Edge-Corrections Really Necessary for the Estimation of Indices Quantifying Spatial Forest Structure? *Canadian Journal of Forest Research*, in Druck.
- ZINGG, A. und P. DUC (1998): Beurteilung des Gleichgewichtszustandes in Plenterwaldversuchsflächen. In: KENK, G. (Ed.), *Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten in Kvelaer*. Freiburg/Br. p. 147–156.
- WOODALL, C. W., C. E. FIEDLER and K. S. MILNER (2003): Stand density in uneven-aged ponderosa pine stands. *Canadian Journal of Forest Research* **33**: 96–100.

## Notizen

### Professor WALTER LIESE 80 Jahre

Prof. Dr. forest. Dr. h.c. mult. WALTER LIESE vollendete am 31. Januar 2006 sein 80. Lebensjahr. 1926 in Berlin geboren, führte ihn das Studium der Forstwissenschaften von Eberswalde über Freiburg nach Hannoversch-Münden/Göttingen, wo er 1951 zum Dr. forest. promovierte. Seine Habilitation schloss er im Jahre 1957 an der Universität Freiburg ab. Zwischen 1959 und 1963 arbeitete WALTER LIESE als Dozent bei Prof. BRUNO HUBER am Institut für Holzforschung der Universität München. 1963 folgte WALTER LIESE einem Ruf als ordentlicher Professor und Ordinarius für Holzbiologie an die Universität Hamburg mit gleichzeitiger Übernahme des damaligen Instituts für Biologie des Holzes (später umbenannt in Institut für Holzbiologie und Holzschutz) der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, dessen Leitung er bis zu seiner Emeritierung im Jahre 1991 behielt. Unter seiner 28-jährigen Führung gelang es Prof. LIESE, das Ordinariat und das Institut durch vielfältige Impulse stets an vorderster Linie der nationalen und internationalen Forschung zu positionieren. Unter den zahlreichen Ehrungen für seine herausragenden wissenschaftlichen Leistungen sollen die fünf Ehrendokortitel der Universitäten Sopron (Ungarn), Zvolen (Slowakei), Istanbul (Türkei), Ljubljana (Slowenien) und Poznan (Polen) als besondere Anerkennung hervorgehoben werden. Nach seiner Emeritierung widmete sich Prof. LIESE mit gewohntem Elan vorrangig dem Bambus, einem oft als „poor man's timber“ bezeichneten Rohstoff. Während zahlreicher Auslandsreisen, vor allem nach Asien, Afrika und Mittel-/Südamerika, gelang es ihm, seine vielfältigen Kenntnisse und weitgefächerten Erfahrungen zielgerichtet in praxisrelevantes Handeln für die lokale Bevölkerung umzusetzen. Er war und ist weltweit der Ansprechpartner in Sachen Bambus. Zwei Bücher und etwa 70 Publikationen zu diesem Thema alleine in den vergangenen 15 Jahren belegen eindrucksvoll seine nach wie vor hohe Schaffenskraft. Prof. LIESE wird auch künftig auf nationaler und internationaler Ebene sein Expertenwissen zur Verfügung stellen, entsprechende Vorträge und Reisen sind bereits geplant.

UWE SCHMITT und DIETER ECKSTEIN, Hamburg

### Prof. em. Dr. EBERHARD F. BRUENIG 80 Jahre



Am 16. Mai vollendete Prof. em. Dr. EBERHARD F. BRUENIG sein 80. Lebensjahr. Er zählt zu einer Handvoll Tropenwaldforscher – wie WHITMORE, RICHARDS, POORE und OLDEMAN – deren umfangreiches Wissen vor allem auf langjähriger Erfahrung in der Praxis beruht. Bis zu seiner Emeritierung im Jahr 1991 war E. F. BRUENIG seit 1987 Leiter des Ordinariates für Weltforstwirtschaft der Universität Hamburg, nachdem er bereits 1984 die Leitung des gleichnamigen Institutes der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft in Hamburg übernommen hatte. Eine ausführliche Würdigung des ergebnisreichen Berufslebens erfolgte durch seinen Nachfolger Prof. Dr. J. HEUVELDOP (seit 2003 ebenfalls im Ruhestand) anlässlich des 75. Geburtstages des Jubilars in der AFJZ 172 (2001) 8–9, S.172.

BRUENIG, bis 1963 Forstbeamter im Britischen Kolonialdienst in Sarawak und Brunei und nach wie vor innerlich und äußerlich Inbegriff britischer Lebensart klassischer Prägung, lebt derzeit in Oxford, einem der Orte seiner früheren beruflichen Karriere. Mit Ideenreichtum und voller Schaffenskraft lässt er weiterhin keine Gelegenheit aus, sich kritisch und konstruktiv in Wort und Schrift zum Thema Tropenwald zu äußern – wissenschaftlich und wenn es notwendig ist, auch mit einem deutlich politischen Unterton.

Ende 2006 wird der Kosmopolit BRUENIG, so war zu erfahren, erneut seinen Wohnsitz wechseln. Er hat sich ein Haus in Kajang (südöstlich von Kuala Lumpur/Malaysia) gekauft. BRUENIG wird somit in das Land zurückkehren, in dem er viele Berufsjahre – vielleicht die schönsten seines Lebens – verbrachte und dort seinen immer noch wissenschaftlich aktiven Lebensabend verbringen.

Dr. THOMAS SCHNEIDER, BFH

*Neuerscheinung:*

# **Ökonomische Optimierung von Durchforstungen und Umtriebszeit**

– eine modellgestützte Analyse am Beispiel der Kiefer –

**Schriften zur Forstökonomie, Band 30**

Von CHRISTIAN WIPPERMANN

132 Seiten mit 41 Abbildungen und 19 Tabellen

ISBN 3-7939-7030-2. Kartoniert 17,00 €

Angesichts der Langfristigkeit forstlichen Wirtschaftens ist es aus forstbetrieblicher Sicht von zentraler Bedeutung, die qualitativen Unterschiede ökonomisch optimaler Bestandesbehandlungsregimes zu kennen: wie beeinflusst die ökonomische Zielsetzung den optimalen Pfad der Durchforstungen bis zum Ende des Umtriebs?

In der vorliegenden Arbeit erfolgt die mathematische Optimierung von Durchforstungen und Umtriebszeit mittels eines Bestandeswuchsmodells für die Kiefer. Zunächst wird untersucht, wie sich die optimalen Lösungen für unterschiedliche Zielsetzungen unterscheiden. Sensitivitätsanalysen erweitern und vertiefen die gewonnenen qualitativen Erkenntnisse: wie beeinflussen Kulturkosten oder Holzerlösfunktion, wie Zusatzkosten des Eingriffs oder ein „beschränkter Blick“ in die Zukunft die optimale Lösung? Schließlich wird das Modell erweitert, um auch die Naturverjüngungswirtschaft untersuchen zu können. Wann sollte ein Bestand aufgelichtet, wann der Überhalt abgetrieben werden?

Aus betrieblicher Sicht muss in der Regel eine Balance zwischen betrieblicher Liquidität und Kapitaleffizienz gefunden werden. Weder sollte der jährliche Deckungsbeitrag im Sinne des Waldreinertrags geschmälert werden, noch sollte im forstlichen Produktionsprozess Kapital ineffizient gebunden sein. Während zunächst die Optimierung einer neu zu begründenden Betriebsklasse bzw. eines Bestandes im Vordergrund stand, wird abschließend am Beispiel verschieden strukturierter existierender Betriebsklassen untersucht, welche Möglichkeiten für Effizienzsteigerungen bestehen – je nach bisheriger Bewirtschaftung bzw. Zielsetzung ergibt sich nur ein bestimmter Spielraum für eine Optimierung des Kapitaleinsatzes.

Die Arbeit wendet sich besonders an diejenigen Leser aus Wissenschaft und Praxis, die sich für die forstökonomische Analyse des forstlichen Produktionsprozesses interessieren.

*Neuerscheinung:*

# **Betriebswirtschaftliche Analyse zur Planung und Umsetzung eingriffsbedingter Kompensationsmaßnahmen im Wald**

**Schriften zur Forstökonomie, Band 31**

Von G. LEEFKEN

268 Seiten mit 21 Abbildungen und 34 Tabellen

ISBN 3-7939-7031-0. Kartoniert 19,80 €

Beeinträchtigungen von Natur und Landschaft, die durch Maßnahmen auf Grundlage einer Bauleitplanung erfolgen, müssen nach deutschem Naturschutzrecht durch gezielte Naturschutz- und Landschaftspflegemaßnahmen ausgeglichen („kompensiert“) werden. Bei der Umsetzung derartiger Kompensationsmaßnahmen wurden in den letzten Jahren sowohl amtlicherseits als auch im Rahmen wissenschaftlicher Untersuchungen regional deutliche Flächendefizite bei der Durchführung festgestellt. Auch schon umgesetzte Kompensationsmaßnahmen konnten vielfach, z.B. durch fehlende Pflege der Flächen oder schnelle Überlagerung mit anderen Nutzungen, naturschutzfachlich nicht befriedigen. Hinzu kommt, dass die bisherige Praxis, Kompensationsmaßnahmen überwiegend auf extra angekauften landwirtschaftlichen Flächen durchzuführen, die entsprechenden Betriebe durch die daraus resultierende Verknappung ihrer Produktionsfläche zunehmend belastet. Die sich daraus ergebende Suche nach alternativen Konzepten der rechtlich geforderten Eingriffskompensation lässt die bisher ungenügend genutzten Möglichkeiten, Waldflächen zur Durchführung von Kompensationsmaßnahmen zu verwenden, zukünftig bedeutender erscheinen.

Anhand eines konkreten Beispiels zeigt die vorliegende Arbeit deshalb, unter Verwendung von Elementen der strategischen Planung, Möglichkeiten zur Umsetzung von Kompensationsmaßnahmen im Wald auf. Im einzelnen werden zuerst die allgemeinen Grundlagen und relevanten rechtlichen Rahmenbedingungen dargestellt. Dies schließt die Abgrenzung der als Kompensationsmaßnahmen gesondert anrechenbaren „freiwilligen“ Natur-

schutzleistungen gegenüber „normalen“ Naturschutzmaßnahmen innerhalb einer ordnungsgemäßen Forstwirtschaft sowie die konzeptionellen Möglichkeiten zur Bildung von Kompensationsflächenpools ein. Dann folgt die naturschutzfachliche und monetäre Bewertung solcher Maßnahmen. Naturschutzfachlich geschieht dies über dimensionslose Wertpunkte („Ökopunkte“), die mit Hilfe von drei gängigen Biotopbewertungsmethoden als beispielhaft für die Hauptbestandestypen im Westmünsterland (NRW) ermittelt werden. Im Rahmen der monetären Bewertung aus Sicht des Waldbesitzers werden mit Hilfe standardisierter Datengrundlagen flächenbezogene, jährliche Deckungsbeiträge für die forstlichen Hauptbaumarten bei „normaler“ Bewirtschaftung ermittelt. Diese Entscheidungswerte (Grenzpreise) muss der Waldbesitzer mindestens fordern, wenn die naturschutzorientierte Flächennutzung zur bisherigen, „normalen“ Forstwirtschaft wirtschaftlich äquivalent sein soll. Die Entscheidungswerte für die Nachfrager von Kompensationsmaßnahmen werden anhand der alternativen Kosten für vergleichbare Maßnahmen auf landwirtschaftlich genutzten Flächen abgeschätzt. Zuletzt erfolgt eine Umrechnung aller Entscheidungswerte auf die Bezugsgröße „Ökopunkt“. Die insgesamt vorgestellten Zusammenhänge und Kalkulationen der Arbeit werden zum Zweck der Konzeption und Bewertung eines konkreten Kompensationsflächenpools exemplarisch auf einen Forstort im westlichen Münsterland übertragen und die daraus gewonnenen Ergebnisse vorgestellt. Abschließend werden die Darstellungen und Ergebnisse dieser Arbeit unter verschiedenen Aspekten diskutiert und Schlussfolgerungen gezogen.

**J. D. SAUERLÄNDER'S VERLAG · FRANKFURT AM MAIN**