

ALLGEMEINE FORST UND JAGDZEITUNG

ISSN 0002-5852

INHALTSVERZEICHNIS

AUFSATZE

Chr. Kleinn and M. Albert	Einleitung 177 (Introduction)
H. Röhle, K.-U. Hartmann, D. Gerold, C. Steinke, und J. Schröder	Aufstellung von Biomassefunktionen für Kurzumtriebs- bestände 178 (Biomass functions for short rotation forestry)
H. Pretzsch	Von der Standflächeneffizienz der Bäume zur Dichte- Zuwachs-Beziehung des Bestandes. Beitrag zur Integra- tion von Baum- und Bestandesebene 188 (From the growing area efficiency of individual trees to the density-growth relationship of stands. Contribution to an integration of tree and stand level research)
G. Y. Hui, Y. B. Hu und H. Xu	Beziehungen zwischen Baumdimensionen und kleinräumiger Strukturvielfalt in einem Mischwald in Nordostchina 199 (Relationship between Tree Spatial Structure and Diameter Classes in Natural Korean Pine Mixed Forest in North- Eastern China)
M. Albert	Durchforstungsmodellierung zwischen Algorithmus und Auszeichnung 205 (Thinning modelling caught between algorithm and tree- marking)
NACHRUF 216

177. JAHRGANG 2006 HEFT 10/11 OKT./NOV.

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 Abon-
nement 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 unver-
langt eingegangene Manuskripte wird keine Gewähr übernommen.
Rücksendung erfolgt nur, wenn Rückporto beiliegt.

Entsprechend dem international weit verbreiteten Review-Verfah-
ren wird jeder Beitrag von zwei Fachgutachtern (vor allem Mitglie-
der 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 Druck-
seiten) 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 angenom-
men, wenn die Tabellen-Überschriften und die Abbildungs-
unterschriften 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 urheber-
rechtlich geschützt. Übersetzung, Nachdruck – auch von Abbildun-
gen –, 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 Bei-
trägen 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 Bundesver-
band der Deutschen Industrie e. V., dem Gesamtverband der Versi-
cherungswirtschaft 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 ent-
richten. 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 ver-
wenden.

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

Anzeigenpreis: Die 43 mm breite mm-Zeile € 0,44. Für Geschäfts-
anzeigen 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, Frank-
furt 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 Infor-
mation.

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 10/11 des 177. Jahrgangs:

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

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

Prof. Dr. Dr. h. c. KLAUS VON GADOW, Universität Göttingen, Insti-
tut für Waldinventur und Waldwachstum, Büsingenweg 5, D-37077
Göttingen. E-Mail: kgadow@gwdg.de

Dr. DOROTHEA GEROLD, Technische Universität Dresden, Lehrstuhl
für Waldwachstum und Holzmesskunde, Fachrichtung Forst-
wissenschaften, Piennner Str. 8, D-01737 Tharandt

Dipl. Forsting. KAI-UWE HARTMANN, Technische Universität Dres-
den, Lehrstuhl für Waldwachstum und Holzmesskunde, Fach-
richtung Forstwissenschaften, Piennner Str. 8, D-01737 Tharandt

MSc Y. B. HU, Chinese Academy of Forestry, Wan Shou Shan,
P. O. Box 5, 100091 Beijing, P. R. China

Prof. Dr. GANGYING HUI, Chinese Academy of Forestry, Wan Shou
Shan, P. O. Box 5, 100091 Beijing, P. R. China. E-Mail:
gyhuicaf@sohu.com

Prof. Dr. HANS PRETZSCH, Technische Universität München,
Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Wissenschaftszentrum
Weihenstephan, Am Hochanger 13, D-85354 Freising. E-Mail:
H.Pretzsch@lrz.tum.de

Prof. Dr. HEINZ RÖHLE, Technische Universität Dresden, Lehrstuhl
für Waldwachstum und Holzmesskunde, Fachrichtung Forst-
wissenschaften, Piennner Str. 8, D-01737 Tharandt. E-Mail:
roehle@forst.tu-dresden.de

Dr. JENS SCHRÖDER, Landesforstanstalt Eberswalde, Fachteam
Waldwachstum, Alfred-Möller-Str. 1, D-16225 Eberswalde

Prof. Dr. HERMANN SPELLMANN, Norddeutsche Forstliche Versuchs-
und Forschungsanstalt, Abteilung Waldwachstum, Grätzelstr. 2,
D-37079 Göttingen

Dipl. Forstw. CHRISTIAN STEINKE, Technische Universität Dresden,
Lehrstuhl für Waldwachstum und Holzmesskunde, Fachrichtung
Forstwissenschaften, Piennner Str. 8, D-01737 Tharandt

Msc H. XU, Chinese Academy of Forestry, Wan Shou Shan, P. O.
Box 5, 100091 Beijing, P. R. China

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, Ausdrucke und
Datenport in Profiversion; ab € 49,- aid, Konstantinstraße 124, Stichwort 'ÖKOWALD', D-53179 Bonn
<http://www.fh-rottenburg.de/greenlink/oekowald/index.html>

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

EINLEITENDE WORTE

Der überwältigende Umfang von Beiträgen, die Kollegen und ehemalige Schüler Herrn Prof. Dr. KLAUS VON GADOW, Direktor des Institutes für Waldinventur und Waldwachstum und Professor für Waldwachstum und Forsteinrichtung, zum 65. Geburtstag und der damit einhergehenden Entpflichtung widmen, bedarf dieses zweiten Sonderheftes.

Im ersten Sonderheft wurde bereits ein kurzer Abriss des beruflichen Werdeganges von KLAUS VON GADOW gegeben. Die Fachbeiträge umfassten allgemeine Themenbereiche wie die Einordnung der Waldwachstums- und Forsteinrichtungsforschung in den Kontext aktueller waldbezogener Forschungsprioritäten und Erfahrungen zur Anwendung des Continuous Cover Forestry Konzeptes in Finnland bis hin zu sehr speziellen Fragestellungen, zum Bei-

spiel einem Aspekt der Qualitätsmodellierung und der Ermittlung der räumlichen Baumverteilung sowie einer Analyse weiterer Indizes zur Bestandesstrukturbeschreibung.

In diesem 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.

Göttingen, im August 2006

CHRISTOPH KLEINN und MATTHIAS ALBERT

Aufstellung von Biomassefunktionen für Kurzumtriebsbestände

Aus dem Institut für Waldwachstum und Forstliche Informatik der Technischen Universität Dresden

(Mit 6 Abbildungen und 4 Tabellen)

Von H. RÖHLE^{1),*}, K.-U. HARTMANN^{1),*}, D. GEROLD^{1),*}, C. STEINKE^{1),*} und J. SCHRÖDER^{2),*}

(Angenommen Mai 2006)

SCHLAGWORTER – KEY WORDS

Kurzumtrieb; schnellwachsende Baumarten; Biomassefunktion; nachwachsende Rohstoffe; Pappel; Weide.

Short rotation forestry; fast growing tree species; biomass function; renewable sources; poplar; willow.

1. EINLEITUNG

Die Bereitstellung von Energie und Rohstoffen ist eine wesentliche Voraussetzung für wirtschaftliche Prosperität. Da die Vorräte an fossilen Rohstoffen endlich sind, sich ihre Gewinnung in Zukunft erheblich verteuern dürfte und ihre Verbrennung darüber hinaus beträchtliche Umwelttrisiken mit sich bringt, begreifen Politik und Wirtschaft die Erschließung regenerativer Energie- und Rohstoffquellen zunehmend als eine vorrangige Zukunftsaufgabe. Nach KUIPER et al. (1998) wird aus diesem Grunde die Nachfrage nach dem Rohstoff Holz in der Europäischen Union drastisch steigen, eine Entwicklung, die zwangsläufig in die Anlage von Kurzumtriebsbeständen auf größerer Fläche münden muss.

In Nordamerika und einigen Ländern Europas werden derzeit vor allem Pappelarten im Kurzumtrieb bewirtschaftet (MAKESCHIN, 1999), während Weidenarten, von ca. 16 000 Hektar Anbaufläche in Schweden abgesehen (LARSSON und NEUMEISTER, 2004), nur selten von Bedeutung sind. Über die Produktionsleistungen schnellwachsender Baumarten in Nordamerika und im europäischen Ausland sind wir durch eine Vielzahl von Arbeiten gut informiert (HANSEN, 1991; DEBELL et al., 1996; ILSTEDT, 1996; TOME und VERWIJST, 1996; KARACIC et al., 2003). Um Leistungsvergleiche zwischen verschiedenen Baumarten, Klonen und Standorten zu ermöglichen und Verzerrungen durch abweichende Holzfeuchtegehalte zu vermeiden, wird die Biomasse in Tonnen Trockenmasse (t_{atro}) angegeben. Bei besonders günstigen Standortverhältnissen mit zusätzlicher Düngung und Bewässerung werden z. B. in Pappelbeständen im Nordwesten Amerikas durchschnittliche Biomassezuwächse von mehr als $20 t_{\text{atro}}/(\text{ha} \cdot \text{a})$ (SKARASCIA-MUGNOZZA et al., 1997) oder sogar bis zu $30 t_{\text{atro}}/(\text{ha} \cdot \text{a})$ in Frankreich (PONTAILLER et al., 1999) erzielt.

In Deutschland liegen die Biomasseerträge in Pappelbeständen auf den bisher untersuchten, meist mittleren bis besseren Standorten bei Werten zwischen 6 und $14 t_{\text{atro}}/(\text{ha} \cdot \text{a})$, in Ausnahmefällen stellen sich auch Erträge von bis zu $18 t_{\text{atro}}/(\text{ha} \cdot \text{a})$ ein (HOFMANN, 1995; MAKESCHIN, 1999; BUNGART et al., 2004; BURGER, 2004; SCHOLZ et al., 2004; HOFMANN, 2005). Bei sehr hohen Dichten

(Stammzahlen über 15 000 pro Hektar), die im Rahmen von eigenen Untersuchungen auf einem Versuchsfeld in Mecklenburg-Vorpommern festgestellt wurden, konnten für zwei neunjährige Pappelklone dGZ-Leistungen von bis zu $24 t_{\text{atro}}/(\text{ha} \cdot \text{a})$ in der ersten Rotation ermittelt werden; Weiden erbrachten dagegen auch bei sehr hohen Stammzahlen nur Biomassezuwächse von bis zu $10 t_{\text{atro}}/(\text{ha} \cdot \text{a})$ (RÖHLE et al., 2005). In der zweiten und weiteren Folgerotationen wird nach Angaben von BOELKE (2005) bei Pappel auf einer Versuchsanlage der Landesanstalt für Landwirtschaft und Fischerei in Mecklenburg-Vorpommern eine Steigerung der Wuchsleistungen auf Werte von deutlich über $20 t_{\text{atro}}/(\text{ha} \cdot \text{a})$ registriert. Ursächlich für den rapiden Anstieg der Wuchsleistungen insbesondere in den ersten Wuchsjahren dürfte das überproportional entwickelte Wurzelsystem der Unterlage sein.

Kurzumtriebsplantagen werden in der Regel auf ehemaligen landwirtschaftlichen Nutzflächen angelegt. Sie konkurrieren daher mit den Deckungsbeiträgen, die traditionelle landwirtschaftliche Nutzpflanzen auf demselben Standort erzielen. Aus diesem Grunde sind Verfahren zu entwickeln, mit denen eine standardisierte, rasche und möglichst zerstörungsfreie Schätzung der Biomasseleistung vor Ort möglich ist. Da es sich bei Kurzumtriebsbeständen um mehrjährige Kulturen handelt und deshalb zur Beurteilung optimaler Rotationslängen auch während des Heranwachsens der Bestände Angaben zur aktuellen Biomasseleistung bzw. zur Entwicklung der Biomassevorräte über der Zeit benötigt werden, können die aus der Landwirtschaft bekannten Methoden der Vollernte zur Leistungsermittlung einjähriger Kulturen keine Anwendung finden. Als Alternativen bieten sich folgende Verfahren an:

Bei der *Teilerntemethode* werden in einem Untersuchungsbestand Individuen (Bäume oder Austriebe) auf Stichprobenflächen geerntet, deren Durchschnittsgewicht bestimmt und mit der Stamm- bzw. Triebanzahl auf die Flächenleistung hochgerechnet (HYTÖNEN et al., 1987). Voraussetzung für diese Methode ist die Kenntnis der Baumzahl der Gesamtfläche und der Relation von Frisch- zu Trockengewicht.

Die *Verhältnismethode* stützt sich ebenfalls auf die Entnahme von Probestämmen und nutzt die Relation zwischen der Gewichtssumme und der Summe anderer Baumdimensionen (meist Grundfläche) zur Bestimmung der Flächenleistung (MADGWICK, 1981; HYTÖNEN et al., 1987). Zur Herleitung der Hektarwerte wird z. B. die Grundfläche des Gesamtbestandes ermittelt und mit der für die Probestämme gewonnenen Relation zwischen Gewicht und Baumdimension hochgerechnet. Auch hier gelten die bei der Teilerntemethode genannten Voraussetzungen.

Bei der *Regressionsmethode* schließlich werden Beziehungen zwischen dem Baum- oder Triebgewicht und anderen, leicht messbaren Dimensionsgrößen (z. B. Durchmesser, Höhe) auf Einzelbaumebene aufgestellt und mit Hilfe von Regressionsgleichungen beschrieben (VERWIJST und TELENUS, 1999). Diese Gleichungen werden üblicherweise als Biomassefunktionen bezeichnet. Dazu müssen aus den Probeständen Bäume entnommen werden, die das Dimensionsspektrum repräsentativ abdecken, deren Frisch- und Trockengewicht ermittelt sowie die als Erklärungsvariablen benutzten Dimensionsgrößen bestimmt werden. Die Herleitung der Hek-

¹⁾ Lehrstuhl für Waldwachstum und Holzmesskunde, Fachrichtung Forstwissenschaften, Technische Universität Dresden, Piennert Str. 8, 01737 Tharandt, Tel. 03 52 03/3 83 16 15. Email: roehle@forst.tu-dresden.de

²⁾ Dr. JENS SCHRÖDER, Landesforstanstalt Eberswalde, Fachteam Waldwachstum, Alfred-Möller-Straße 1, 16225 Eberswalde.

^{*} Prof. Dr. HEINZ RÖHLE ist Inhaber des Lehrstuhls für Waldwachstum und Holzmesskunde an der Fachrichtung Forstwissenschaften der Technischen Universität Dresden, Dr. DOROTHEA GEROLD, Dipl. Forsting, KAI-UWE HARTMANN und Dipl. Forstw. CHRISTIAN STEINKE sind als wiss. Mitarbeiter am Lehrstuhl tätig. Dr. JENS SCHRÖDER ist als wiss. Mitarbeiter an der Landesforstanstalt Eberswalde, Fachteam Waldwachstum, beschäftigt.

tarwerte erfolgt durch Anwendung der Biomassefunktion auf alle Individuen des Bestandes.

Während bei der Teilernte- und auch bei der Verhältnismethode meist größere Mengen an Biomasse geerntet werden müssen, beschränkt sich die Entnahme bei der Regressionsmethode auf eine überschaubare Anzahl von Individuen (VERWIJST und TELENUS, 1999). Gelänge außerdem eine standortunabhängige Modellierung der Biomassefunktionen auf der Basis weniger, rasch zu erhebender Ertragsgrößen (z.B. Bestandsmittelhöhe, Bestandsdichte), wären damit die Voraussetzungen zur Entwicklung eines leicht anwendbaren, zerstörungsfreien und prinzipiell auf andere Kurzumtriebsbestände übertragbaren Schätzers geschaffen, was für den Einsatz in der Praxis enorme Bedeutung hätte. Im Folgenden soll deshalb die Regressionsmethode als Verfahren zur Biomassebestimmung in Kurzumtriebsbeständen näher untersucht werden. Dabei ist vor allem zu klären,

- welche Dimensionsgrößen als geeignete Erklärungsvariablen in Regressionsmodellen verwendet werden sollen,
- welche Funktionstypen eine aus statistischer und biologischer Sicht befriedigende Anpassung an das Datenmaterial erlauben,
- ob gegebenenfalls aus der Vielzahl der möglichen Funktionstypen eine Empfehlung für eine parameterkarge und damit besonders praxisrelevante Standardfunktion formuliert werden kann und
- welche Faktoren (Baumart, Klon, Pflanzverband, Mittelhöhe usw.) vor dem Hintergrund der Übertragbarkeit einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Parameter der Biomassefunktionen ausüben.

2. MATERIAL UND METHODEN

2.1 Datengrundlage, Geländeaufnahme und Basisauswertung

Die Ermittlung des Leistungspotentials von Pappel- und Weidenklonen sowie die Entwicklung von Methoden zur schnellen und zuverlässigen Bestimmung von Biomasseerträgen im Kurzumtrieb sind seit 1997 ein Arbeitsschwerpunkt am Lehrstuhl. Dazu wurde eine Reihe von Versuchsfeldern in Sachsen und Mecklenburg-Vorpommern beprobt, davon die in Sachsen befindlichen Areale in Kooperation mit dem Staatsbetrieb Sachsenforst (Tab. 1).

Die untersuchten Bestände decken mit Böden von armer bis reicher Trophie (Ackerzahlen zwischen 15 und 67) und Jahresnieder-

schlägen von 550 mm bis über 850 mm ein weites Standortspektrum ab. Dementsprechend unterschiedlich fallen auch die Wachstumsleistungen auf den einzelnen Standorten aus. Wie aus *Tabelle 2* hervorgeht, konnten insgesamt 11 verschiedene Pappelklone und 4 verschiedene Weidenklone z. T. mehrfach beprobt werden. Das untersuchte Altersspektrum reicht bei Pappel von 1/1 (Triebalter/Stockalter) bis zu 9/10 und bei Weide von 1/4 bis 8/8. Auch die Stammzahlen bewegen sich mit 1000 bis 25 000 Individuen pro Hektar bei Pappel bzw. 20 000 bis 105 000 Individuen pro Hektar bei Weide in einem weiten Bereich. Die Stammzahlen beziehen sich dabei auf die bei den jeweiligen Aufnahmen vorgefundenen, aus Stecklingen hervorgegangenen Kernwüchse in der ersten Rotation bzw. Austriebe (Stockausschläge) in den Folgerotationen. Aufgrund des großen Alters- und Standortspektrums liegen auch die Mittelhöhen in einem breiten Streuband, das sich bei Pappel von 1.5 m bis 16.0 m und bei Weide von 2.0 m bis 8.5 m erstreckt.

Auf den Versuchsfeldern wurden jeweils mehrere Messparzellen in Abhängigkeit von den vorkommenden Baumarten, Klonen, Altern und ggf. auch Pflanzverbänden etabliert, nach einem einheitlichen Schema beprobt und die Ertrags- sowie Biomassekennwerte berechnet. Dabei variierte die Größe der einzelnen Messparzellen in Abhängigkeit von der Bestandsdichte, sie wurde jedoch so gewählt, dass mindestens 150 Bäume bei Kernwüchsen (v. a. Pappel) bzw. 150 Stöcke (v. a. Weide) erfasst werden konnten.

• Messung der waldwachstumskundlichen Grunddaten (Vollaufnahme) und Berechnung der Ertragsgrößen

Zur Herleitung der Ertragsgrößen (Durchmesser, Höhe, Stammzahl) wurden auf jeder Messparzelle die Durchmesser aller Bäume bzw. Triebe (bei Stockausschlägen) in 1.3 m Höhe über dem Boden durch Einfachkluppung auf Millimeter genau gemessen und die Höhen an 25 gleichmäßig über das Durchmesserspektrum verteilten Bäumen bzw. Trieben zur Konstruktion klonspezifischer Bestandeshöhenkurven bestimmt. Die Berechnung der flächenrelevanten Ertragsgrößen Stammzahl pro Hektar und Mittelhöhe erfolgte nach den standardisierten Vorgaben des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten. Die im Rahmen der Vollaufnahme messparzellenweise erhobenen Daten fanden ausschließlich bei der Herleitung der Ertragsgrößen Verwendung, für die Aufstellung der Biomassefunktionen wurden diese Messwerte nicht herangezogen.

Tab. 1

Übersicht über die beprobten Versuchsfelder.

Characteristics of short rotation trial stands used in the study.

Versuchsfeld	Flächen- größe [ha]	Acker- zahl	Höhe [m ü. NN]	Mittlere J. Temp. [°C]	Mittlerer J. Nied. [mm]	beprobte Klone		Anzahl der Meßpar- zellen zur Ermittlung der Ertragsgrößen
						Pappel	Weide	
Arnsfeld	4	29	600-650	< 7,0	> 850	Max1, Matrix Androscoggin		5
Methau I	6	58	180-220	8,1	690	275, Matrix, Max3, Max4	Ulv, Tora, Jorr	13
Methau II	13,4	67	180-220	8,1	690	Max1, Max4, Münden, Androscoggin		14
Nochten	3,6	30	140	8,5	620-660	Max4, Münden, Androscoggin		6
Skäßchen	17,5	38	120	8,5	550-600	Max1, Max4, Münden, Androscoggin		21
Thammenhain	11,5	42	130	8,5	550-600	Max1, Max4, Münden, Androscoggin		16
Laage	9,3	38 - 42	30	8	600-660	Max1, Max3, Max4, Raspalje, Beaupre, Muhle Larsen		14
Kuhstorf	45	15 - 35	22	8,2	616	Japan105	Ulv, Jorr, Orm	9

Tab. 2

**Übersicht über das zur Herleitung der Biomassefunktionen und
des $d_{1,3}/d_{0,1m}$ -Schätzers verwendete Datenmaterial.**

**Tabular summary of the data used for the construction of biomass functions and
for modelling the relation between $d_{1,3}$ and $d_{0,1m}$.**

Versuchsfeld	Klon	Alter (Trieb/Stock)	Pflanzverband [m]	Stammzahl [N/ha]	Mittelhöhe [m]	Verwendung zur Modellierung	
						Biomassefunktion [Anzahl]*	Regression (d _{0.1m} , d _{1.3})
Pappel							
Arnsfeld	Androscoggin	4/4	3x2	1500	5,0	1	
	Matrix	4/4	3x2	1500	5,0	1	
	Max 1	4/4	3x2	1500	5,5	1	
Methau I	275	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,0 / 12,0 / 15,0	3	
	Matrix	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,0 / 13,0 / 16,0	3	
	Max 3	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,5 / 11,0 / 14,0	3	
	Max 4	3/3, 6/6, 9/9	2,5x1	2200-3500	6,0 / 10,5 / 14,5	3	
Methau II	Max 1	4/4	3x2	1500	7,5	1	
	Max 4	4/4	3x1, 3x2, 3x3	1100-3300	6,5-8,0	3	
	Münden	4/4	3x2	1500	8,0	1	
	Androscoggin	4/4	3x2	1500	7,0	1	
Nochten	Androscoggin	4/4	3x1	3000	3,0	1	
	Max 4	4/4	3x1	3000	4,0	1	
	Münden	4/4	3x1	2000	4,0	1	
Skäßchen	Androscoggin	4/4	3x1	2000	3,0	1	
	Max 1	4/4	3x1	3000	4,0	1	
	Max 4	4/4	3x1, 3x2, 3x3	1000-3000	3,5-4,0	3	
	Münden	4/4	3x2	1000	3,0	1	
Thammenhain	Androscoggin	4/4	3x2	1000	5,0	1	
	Max 1	4/4	3x1	2000	5,0	1	
	Max 4	4/4	3x1, 3x2, 3x3	1000-3000	4,5-5,0	3	
	Münden	4/4	3x2	1000	4,0	1	
Laage	Max 1	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	7000-21000	6,0 / 8,0 / 14,0	3	x
	Max 3	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	7000-21000	6,5 / 7,5 / 11,0	3	x
	Max 4	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	9000-21000	6,5 / 8,0 / 12,0	3	x
	Beaupre	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	8000-16000	7,0 / 7,5 / 14,0	3	x
	Raspalje	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	8000-16000	5,5 / 7,5 / 11,5	3	x
	Muhle Larsen	4/4, 4/5, 9/10	1,5x0,5	10000-17000	5,5 / 6,5 / 12,0	3	
Kuhstorf	Japan105	1/1, 2/2, 3/3, 4/4	1,5/0.75x0,5	14000-25000	1,5 / 3,5 / 6,0 / 6,5		x
Weide							
Methau I	Ulv	3/3-8/8	1,5/0.75x0,5	40000-55000	3,0-6,0		x
	Tora	3/3-8/8	1,5/0.75x0,5	20000-25000	6,0-8,5		x
	Jorr	3/3-8/8	1,5/0.75x0,5	23000-28000	5,0-7,5		x
	Ulv	1/4-5/8	1,5/0.75x0,5	70000-105000	2,0-4,0		x
	Tora	1/4-5/8	1,5/0.75x0,5	55000-60000	3,0-5,5		x
	Jorr	1/4-5/8	1,5/0.75x0,5	60000-80000	3,0-5,0		x
Kuhstorf	Ulv	4/4	1,5/0.75x0,5	60000	4,5		x
	Jorr	4/4	1,5/0.75x0,5	40000	5,0		x
	Orm	4/4	1,5/0.75x0,5	60000	4,0		x

*) Die Anzahl der Biomassefunktionen je Versuchsfeld und Klon ergibt sich aus der Kombination von Alter und Pflanzverband. Beispiel 1: Versuchsfeld Methau I/Klon 275: 3 verschiedene Alter und 1 Pflanzverband = Biomassefunktionen. Beispiel 2: Versuchsfeld Skäßchen/Klon Max 4: 1 Alter und 3 verschiedene Pflanzverbände = 3 Biomassefunktionen.

• Bestimmung der Biomasse im erntefrischen und trockenen Zustand an Probabäumen

Zur Bestimmung der Holzbiomasse im erntefrischen Zustand wurden je Messparzelle 25 gleichmäßig über das Durchmesserpektrum verteilte Bäume bzw. Triebe entnommen, deren Durchmesser ($d_{1,3}$) und Höhe bestimmt sowie deren Gewicht im erntefrischen Zustand vor Ort ermittelt. Zur Bestimmung der Trockenbiomasse wurden die Probabäume im Labor mit einem speziellen Häcksler zerkleinert, bei 103,5°Celsius im Trockenschrank einzelbaumweise bis zur Gewichtskonstanz (absolutes Trockengewicht atro) getrocknet und anschließend gewogen.

Aufgrund der bedeutenden Dimensionen älterer Pappeln wurde bei dieser Baumart nur von Probabäumen bis zum Alter von 4 Jahren der gesamte Baum gehäckselt und zur Trockengewichtsbestimmung herangezogen. Bei fünfjährigen und älteren Probabäumen wurden nach Fällung und Bestimmung des Gesamtgewichts vor Ort aus dem Unter-, Mittel- und Oberschaft jeweils ein 75 cm langer Abschnitt sowie aus dem Kronenbereich (unteres, mittleres und

oberes Kronendrittel) analog dazu von Ästen erster Ordnung eine 75 cm lange Holzprobe entnommen, ebenfalls sofort verwogen, das Verhältnis von Gesamtgewicht zu Gewicht der Stichprobe errechnet und das Probematerial anschließend zur Trocknung ins Labor verbracht.

Diese Einzelbaum-Biomassen, die auf allen Messparzellen nach dem beschriebenen, einheitlichen Vorgehen gewonnen wurden, dienten zur Aufstellung und Analyse der Biomassefunktionen.

Auf einem Teil der Messparzellen (vgl. Tab. 2) erfolgte an den Probabäumen darüber hinaus eine ergänzende Erhebung weiterer Durchmesser in 10 cm Höhe über dem Boden (im Folgenden als Stockhöhe $d_{0,1m}$ bezeichnet) sowie in 60 cm Höhe über dem Boden (im Folgenden als $d_{0,6m}$ bezeichnet). Diese Erhebungen wurden erstens zur Prüfung der Eignung verschiedener Durchmesserwerte ($d_{0,1m}$, $d_{0,6m}$ und $d_{1,3}$) für die Aufstellung von Biomassefunktionen und zweitens zur Analyse der Beziehung zwischen Brusthöhen- und Stockdurchmesser herangezogen.

2.2 Statistische Verfahren zur Prüfung der Biomassefunktionen

Die statistischen Tests zur Prüfung der Biomassefunktionen wurden mit dem Programmpaket SPSS durchgeführt. Dabei kamen folgende Prozeduren zur Anwendung:

Die Herleitung der Biomassefunktionen erfolgte mit der *nicht-linearen Regression*. Dabei wurden parzellenweise die Einzelbaum-Trockenbiomassen als Bestimmungsgröße und eine oder mehrere Variablen als Erklärungsgrößen (Durchmesser, Baumhöhe, h/d-Wert) definiert. Es fanden die Datensätze von insgesamt 54 Messparzellen in Pappelbeständen Verwendung (vgl. Tab. 2). Geprüft wurde die Eignung von sechs verschiedenen Ansätzen, darunter je eine quadratische, allometrische und exponentielle Gleichung sowie drei im Folgenden „nichtlinear“ genannte Funktionen. Bei dem quadratischen, allometrischen und exponentiellen Funktionstyp wurde nur eine Erklärungsvariable (Durchmesser) herangezogen, bei den drei nichtlinearen Gleichungen fanden weitere Erklärungsvariable (Baumhöhe, h/d-Wert) Eingang.

Im Einzelnen wurden folgende Funktionstypen getestet:

quadratischer Ansatz:	$b = a_0 + a_1 \cdot d + a_2 \cdot d^2$
allometrischer Ansatz:	$b = a_0 \cdot d^{a_1}$
exponentieller Ansatz:	$b = a_0 \cdot e^{a_1 \cdot d}$
nichtlinearer Ansatz 1:	$b = a_0 \cdot d + a_1 \cdot e^{d^2} + a_2 \cdot e^{h/d} + a_3$
nichtlinearer Ansatz 2:	$b = a_0 \cdot h \cdot d^2 + a_1$
nichtlinearer Ansatz 3:	$b = a_0 \cdot d^{a_1} \cdot h^{a_2}$

b: Einzelbaum-Trockenbiomasse in kg

d: Bruthöhendurchmesser $d_{1,3}$ in cm

h: Baumhöhe in m

e: Euler'sche Zahl

a_0, a_1, a_2, a_3 : Regressionskoeffizienten

Zusätzlich wurden die Beziehungen zwischen den Durchmessern in weiteren Schafthöhen ($d_{0,1m}$, $d_{0,6m}$) und den Einzelbaum-Trockenbiomassen regressionsanalytisch für Pappel und Weide untersucht (vgl. Tab. 2). Außerdem wurden mit Hilfe *linearer Regressionsverfahren* Schätzer zur Herleitung des $d_{0,1m}$ aus dem Bruthöhendurchmesser $d_{1,3}$ für Pappel und Weide entwickelt.

Testkriterium zur Beurteilung der Anpassungsgüte der verschiedenen Funktionen war neben der optischen Verlaufskontrolle (biologische Plausibilität) vor allem die Höhe des Bestimmtheitsmaßes (R^2). Mit Hilfe der *einfaktoriellen Varianzanalyse* wurde geprüft, ob für die sechs ausgewählten Funktionstypen signifikante Unterschiede zwischen den Bestimmtheitsmaßen (R^2) bestehen. Bei nachgewiesenen Mittelwertdifferenzen kam der *Tukey-Test* zur Ausscheidung homogener Untergruppen zur Anwendung.

In analoger Weise diente die einfaktorielle Varianzanalyse zur Beurteilung der Anpassungsgüte einer Standard-Biomassefunktion bei Verwendung verschiedener Durchmesserwerte ($d_{0,1m}$, $d_{0,6m}$ oder $d_{1,3}$) als Erklärungsvariable (die allometrische Gleichung wurde nach Prüfung der oben genannten sechs Ansätze als Standard-Biomassefunktion definiert, nähere Erläuterungen dazu finden sich in Abschnitt 3.2 im Ergebnisteil).

Mit Hilfe der *mehrfaktoriellen Varianzanalyse* wurde untersucht, welche Faktoren einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Parameter der Standard-Biomassefunktionen ausüben. Als Einflussgrößen wurden Klon, Stammzahl pro Hektar (Bestandsdichte) und Mittelhöhe ausgeschieden. In die Analyse flossen 54 Biomassefunktionen von 11 verschiedenen Pappelklonen ein (vgl. Tab. 2). Zur Gruppenbildung wurden Klassen unterschiedlicher Bestandsdichten und Klassen unterschiedlicher Bestandsmittelhöhen gebildet. Die Zugehörigkeit zu den gruppierenden Merkmalen wurde durch Codes gekennzeichnet.

Folgende Stammzahl- und Mittelhöhenklassen wurden ausgeschieden:

Stammzahl (N) in Stück / ha	Code	Mittelhöhe (hm) in m	Code
N = 1000	1	hm ≤ 4	11
1000 < N ≤ 1500	2	4 < hm ≤ 8	12
1500 < N ≤ 3000	3	8 < hm ≤ 12	13
3000 < N ≤ 6000	4	hm > 12	14
N > 6000	5		

Tab. 3

Statistische Kennzahlen für den Mittelwertvergleich des Bestimmtheitsmaßes (R^2) der untersuchten Funktionstypen.

Statistical characteristics for the comparative test of the mean value of the coefficient of determination (R^2) for the analyzed types of functions.

Deskriptive Statistik					
Funktionstyp	N	Mittelwert R ²	Standardabweichung	Standardfehler	
b = a ₀ + a ₁ *d + a ₂ *d ²	54	0,9626	0,0473	0,0064	
b = a ₀ *d ^{a₁}	54	0,9575	0,0513	0,0071	
b = a ₀ *e ^{a₁*d}	54	0,9236	0,0494	0,0067	
b = a ₀ *d + a ₁ *e ^{d²} + a ₂ *e ^{h/d} + a ₃	54	0,9537	0,0460	0,0068	
b = a ₀ *h*d ² + a ₁	54	0,9516	0,0487	0,0066	
b = a ₀ *d ^{a₁} *h ^{a₂}	54	0,9650	0,0443	0,0060	
Ergebnis einfaktorielle Varianzanalyse					
Abhängige Variable R ²					
	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Zwischen den Gruppen	0,0603	5	0,0121	5,2505	0,0001
Innerhalb der Gruppen	0,7100	309	0,0023	-	-
Gesamt	0,7703	314	-	-	-
Homogene Untergruppen für die Mittelwerte von R ² (nach Tukey-Test)					
Funktionstyp	Untergruppe für α = 0,05				
	1	2			
b = a ₀ *e ^{a₁*d}		0,9236			
b = a ₀ *d ^{a₁} *h ^{a₂}	0,9516				
b = a ₀ *h*d ² + a ₁	0,9537				
b = a ₀ *d ^{a₁}	0,9575				
b = a ₀ + a ₁ *d + a ₂ *d ²	0,9626				
b = a ₀ *d ^{a₁} *h ^{a₂}	0,9650				

Als Testgrößen dienten die Werte der Koeffizienten a_0 und a_1 der Standard-Biomassefunktion (allometrischer Ansatz). Da aufgrund der Vielzahl an Kombinationsmöglichkeiten aus Klon, Stammzahl und Mittelhöhe nicht alle Klassen ausreichend besetzt waren, konnte keine globale Auswertung mit der mehrfaktoriellen Varianzanalyse durchgeführt werden. Vielmehr musste eine Stratifizierung in stammzahlärmere (Codes 1–3) und stammzahlreichere (Codes 3–5) Bestände vorgenommen werden. Ergänzend wurde geprüft, ob zwischen den Einflussgrößen Wechselwirkungen bestehen.

3. ERGEBNISSE

3.1 Eignung verschiedener Gleichungen zur Aufstellung von Biomassefunktionen

Die Mittelwerte der Bestimmtheitsmaße (R^2) aller sechs untersuchten Ansätze, die ausnahmslos über 0,92 liegen, belegen die straffen Beziehungen zwischen der Biomasse als Bestimmungsgröße und den gewählten Erklärungsvariablen Durchmesser $d_{1,3}$ und Baumhöhe (Tab. 3). Auffallend ist allerdings, dass erstens die Einbeziehung der Baumhöhe oder des h/d -Wertes nicht zu einer Verbesserung der Anpassungsgüte führt und zweitens der exponentielle Ansatz im Vergleich zu den restlichen fünf Funktionstypen hinsichtlich des Erklärungsgrades deutlich abfällt. *Abbildung 1* unterstreicht dies anhand von Boxplots, die für jeden der sechs untersuchten Ansätze die Variationsbreite der Bestimmtheitsmaße der jeweils 54 Biomassefunktionen, den Median und den Interquartilbereich darstellen: So liegt der Median der Testgröße Bestimmtheitsmaß (R^2) bei der exponentiellen Funktion deutlich niedriger als bei den übrigen fünf Ansätzen. Außerdem ist bei der exponentiellen Funktion sowohl der Interquartilbereich der Box, der 50% aller Werte umfasst, als auch der Balken, der die Minima und Maxima einschließt, wesentlich stärker aufgeweitet als bei den restlichen Funktionstypen.

Die Teststatistik des Tukey-Tests, die aus dem Kollektiv der sechs Biomassefunktionen zwei statistisch klar voneinander abgrenzbare (Signifikanzniveau 95%) homogene Untergruppen bildet, stützt diesen Befund. Der ersten Untergruppe gehören alle Ansätze mit Ausnahme des exponentiellen Funktionstypes an, der

allein die zweite Untergruppe formt. Dass der exponentielle Ansatz einen von den übrigen Funktionen abweichenden Verlauf zeigt und insbesondere bei höheren Durchmesserwerten zu einem überproportionalen Anstieg tendiert, unterstreicht *Abbildung 2* am Beispiel des Pappelklons Max 1 (Alter 4/4, Versuchsfeld Methau II), in der

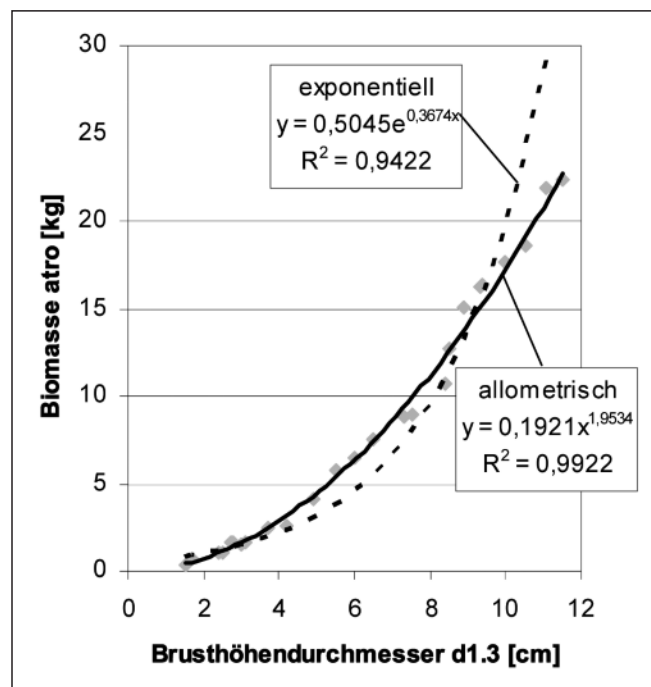


Abb. 2

Biomassefunktionen (exponentieller und allometrischer Funktionstyp) und dazugehörige Messwerte, Pappelklon Max 1, Versuchsfeld Methau II.

Graphs of exponential (dotted line) and allometric (filled line) biomass functions compared to the corresponding measurements, poplar clone Max 1, trial area Methau II.

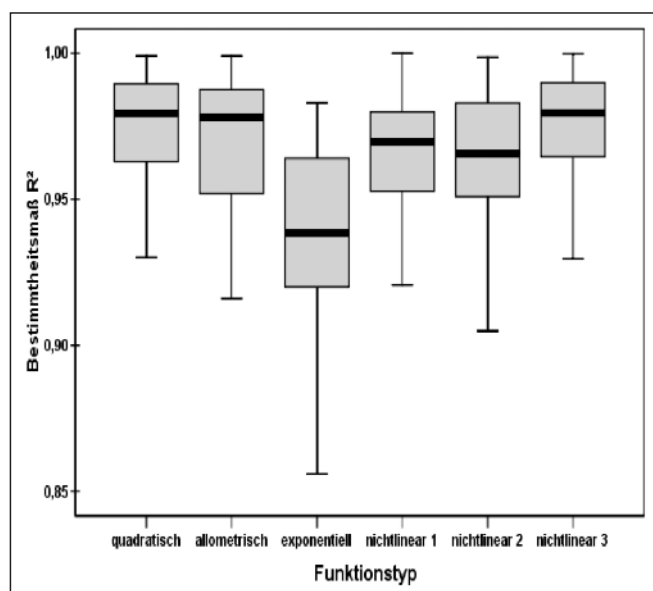


Abb. 1

Bestimmtheitsmaße der getesteten sechs Biomasse-Funktionstypen, dargestellt in Boxplots.

Coefficients of determination for the six tested types of biomass functions, summarized in boxplots.

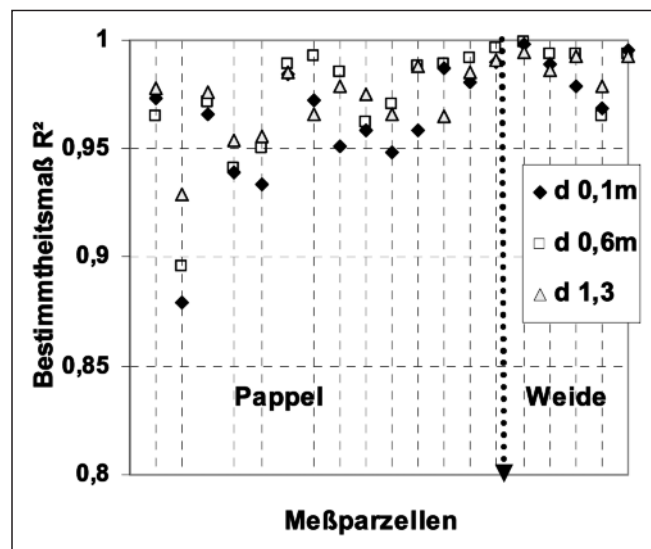


Abb. 3

R^2 der Standard-Biomassefunktion mit den Bezugsdurchmessern $d_{0,1m}$, $d_{0,6m}$ und $d_{1,3}$ für Pappel und Weide (jede Nummer auf der x-Achse kennzeichnet eine Biomassefunktion).

R^2 -values of the standard biomass function involving the reference diameters $d_{0,1m}$, $d_{0,6m}$ and $d_{1,3}$ (dbh) for poplar and willow (each number on the x-axis represents a separate biomass function).

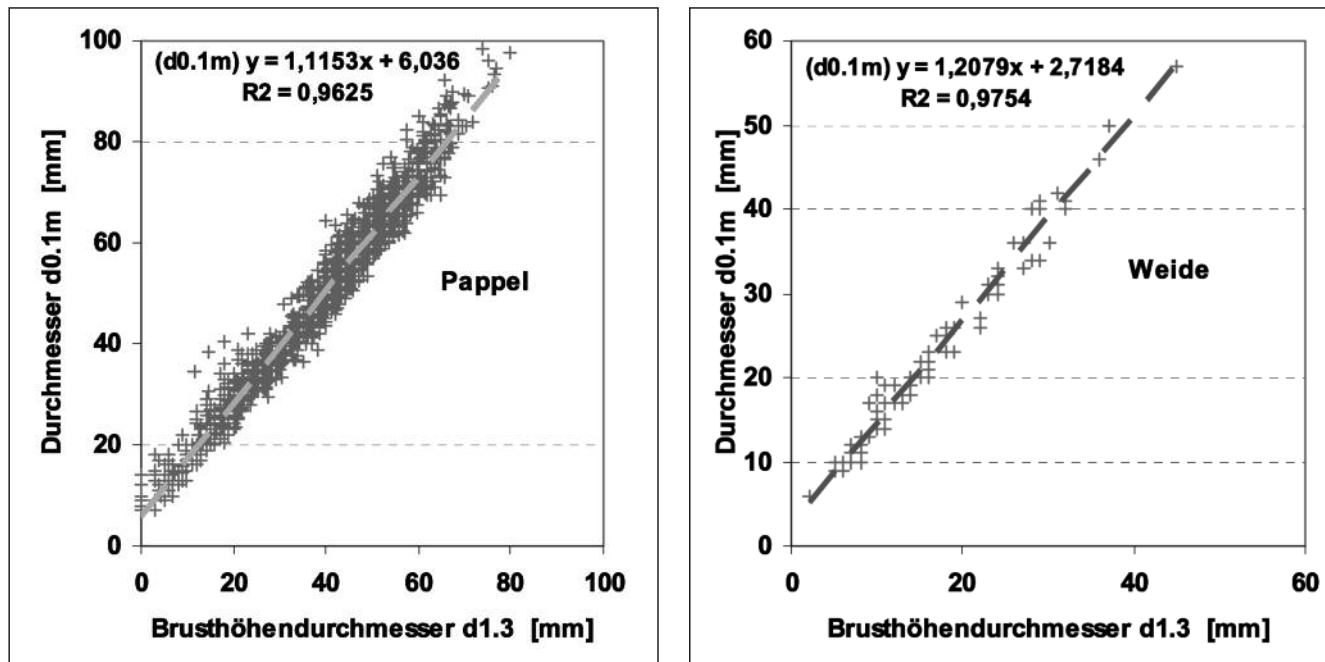


Abb. 4

Schätzfunktionen zur Herleitung von $d_{0.1m}$ und $d_{0.6m}$ aus dem Brusthöhendurchmesser $d_{1.3}$ für Pappel (links) und Weide (rechts).
Functions for deriving $d_{0.1m}$ and $d_{0.6m}$ from dbh for poplar (left) and willow (right).

die Verlaufskurven der allometrischen und der exponentiellen Gleichung den Messwerten gegenübergestellt sind.

Somit kann festgestellt werden, dass fünf der sechs geprüften Funktionstypen als prinzipiell geeignet eingestuft werden können. Unter Berücksichtigung praxisrelevanter Forderungen, zur Minimierung des Messaufwandes im Gelände möglichst wenige Erklärungsvariablen in das Schätzmodell aufzunehmen, scheiden die drei nichtlinearen Ansätze aus der weiteren Betrachtung aus, da sie neben dem Durchmesser $d_{1.3}$ auch die Baumhöhe zur Biomassebestimmung benötigen, aber keine signifikante Verbesserung der Schätzgenauigkeit bewirken. Aus den beiden noch verbleibenden Ansätzen (quadratischer und allometrischer Funktionstyp), die sowohl die statistischen Anforderungen (Anpassungsgüte) als auch die Belange der Praktiker (lediglich eine Eingangsgröße) erfüllen, wurde schließlich die allometrische Gleichung $b = a_0 \cdot d^{a1}$ als *Standardfunktionstyp* ausgewählt und bei allen folgenden Analysen verwendet. Ausschlaggebend dafür war die weite Akzeptanz dieses Funktionstyps, der von einer Vielzahl von Autoren zur Biomasseschätzung für Pappeln und Weiden in anderen Regionen Europas herangezogen wird und durchweg sehr hohe Bestimmtheitsmaße erzielt (KARACIC, 2005; NORDH, 2005; VERWIJST und TELENUS, 1999).

3.2 Anpassungsgüte der Standard-Biomassefunktion bei Verwendung verschiedener Durchmesserwerte

Abbildung 3 zeigt die Bestimmtheitsmaße der Standard-Biomassefunktionen, die bei Verwendung der Durchmesserwerte in verschiedenen Schafthöhen ($d_{0.1m}$, $d_{0.6m}$ oder $d_{1.3}$) als Erklärungsvariablen erzielt wurden. Von wenigen Ausnahmen abgesehen liegen die Bestimmtheitsmaße bei den untersuchten Pappel- und Weidenkloten in einem recht engen Rahmen. Ein eindeutiger Trend hinsichtlich der Überlegenheit einer der drei Erklärungsvariablen ist nicht erkennbar. Diesen optischen Eindruck bestätigt die einfaktorielle Varianzanalyse, welche die Nullhypothese der signifikanten Mittelwertdifferenz zwischen den Bestimmtheitsmaßen der Standard-Biomassefunktion der drei Gruppen ablehnt (gruppierende Variable $d_{0.1m}$, $d_{0.6m}$ und $d_{1.3}$).

Aus diesem Grund ist aus Sicht der Verfasser die Messung des forstüblichen Brusthöhendurchmessers $d_{1.3}$ in Kurzumtriebsbeständen zur Aufstellung von Biomassefunktionen als Standardverfahren zu empfehlen. Für bestimmte betriebspraktische Fragestellungen wie z. B. der Wahl eines geeigneten Ernteverfahrens sind neben der Durchmesserverteilung in Brusthöhe allerdings auch die Dimensionen der Stockdurchmesser von besonderem Interesse: So

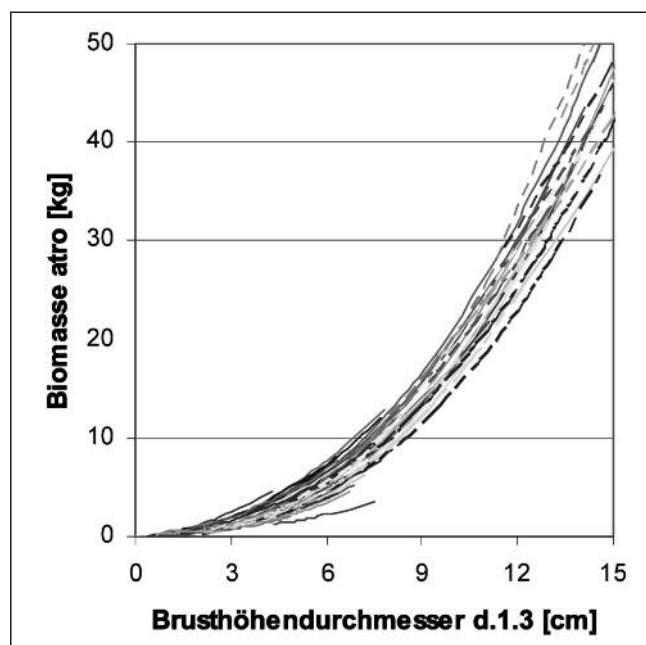


Abb. 5

Übersicht der Verlaufskurven
aller Standard-Biomassefunktionen für Pappel
General view of the graphs
for all standard biomass functions for poplar.

Tab. 4

**Ergebnisse der mehrfaktoriellen Varianzanalyse
für die Koeffizienten a_0 und a_1 der Standard-Biomassefunktion.**

Results of multiple analysis of variance for coefficients
 a_0 and a_1 of the standard biomass function.

Mehrfaktorielle Varianzanalyse niedrige Stammzahlen (Code: 1-3)					
Parameter a_0					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,0019	2	0,0010	0,3555	0,7209
N	0,0017	2	0,0009	0,3253	0,7398
hm	0,0693	2	0,0346	12,9468	0,0179
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,0198	2	0,0099	3,6982	0,1232
Klon / hm	0,0048	2	0,0024	0,9053	0,4739
N / hm	0,0078	1	0,0078	2,9219	0,1626
Parameter a_1					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,0608	2	0,0304	0,9202	0,4691
N	0,0123	2	0,0061	0,1857	0,8373
hm	0,7068	2	0,3534	10,6928	0,0248
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,2770	2	0,1385	4,1899	0,1044
Klon / hm	0,0626	2	0,0313	0,9469	0,4606
N / hm	0,0282	1	0,0282	0,8537	0,4078
Mehrfaktorielle Varianzanalyse hohe Stammzahlen (Code: 3-5)					
Parameter a_0					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,0101	3	0,0034	2,2871	0,1961
N	0,0220	2	0,0110	7,4985	0,0313
hm	0,0496	3	0,0165	11,2805	0,0115
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,0003	3	0,0001	0,0715	0,9727
Klon / hm	0,0089	4	0,0022	1,5111	0,3266
N / hm	0,0069	3	0,0023	1,5777	0,3055
Parameter a_1					
Faktor	Quadratsumme	Freiheitsgrade	Mittel der Quadrate	F-Wert	Signifikanz
Innerhalb der Gruppen					
Klon	0,1413	3	0,0471	1,6499	0,2910
N	0,2745	2	0,1373	4,8065	0,0685
hm	0,4748	3	0,1583	5,5420	0,0478
Zwischen den Gruppen					
Klon / N	0,0248	3	0,0083	0,2900	0,8314
Klon / hm	0,2193	4	0,0548	1,9201	0,2455
N / hm	0,1808	3	0,0603	2,1108	0,2175

ist beispielsweise der Einsatz einer landwirtschaftlichen Vollerntemaschine nur bis zu Stockdurchmessern von maximal 7 cm technisch möglich und deshalb die Schätzung des $d_{0,1m}$ mit Hilfe des $d_{1,3}$ wünschenswert.

Im Folgenden werden deshalb Schätzfunktionen zur Bestimmung des $d_{0,1m}$ aus dem $d_{1,3}$ hergeleitet (diese Beziehungen gelten unter den Wuchsbedingungen im Untersuchungsareal und beanspruchen deshalb keine Allgemeingültigkeit). Wie *Abbildung 4* belegt, bestehen sowohl bei Pappel als auch bei Weide sehr straffe, lineare Zusammenhänge ($R^2 > 0,96$) zwischen dem $d_{1,3}$ und dem am Schaftanlauf befindlichen $d_{0,1m}$. Damit ist eine ausreichend präzise Herleitung des $d_{0,1m}$ aus der forstüblichen Bezugsgröße Brusthöhendurchmesser $d_{1,3}$ möglich.

3.3 Lage und Form der Standard-Biomassefunktion

Abbildung 5 enthält eine Übersicht der Verlaufskurven aller 54 messparzellenspezifischen Standard-Biomassefunktionen der Pappel für den Durchmesserbereich bis 15 cm (vgl. *Tab. 2*). Dabei wird

deutlich, dass mit steigendem Durchmesser die absolute Streuung der Einzelbaum-Biomassen stark zunimmt und zutreffende Ertragschätzer deshalb vor dem Hintergrund des derzeitigen Kenntnisstandes nur mit Hilfe parzellenspezifischer Biomassefunktionen darstellbar erscheinen. Aus diesem Grund hat die Herleitung parzellenspezifischer Biomassefunktionen durchaus ihre Berechtigung. Allerdings ist die Aufstellung von Biomassefunktionen sehr zeit- und damit kostenintensiv und wird bei zunehmendem Anbau von Kurzumtriebskulturen nicht in jedem Einzelfall realisierbar sein, weshalb der Forderung nach Entwicklung verallgemeinerbarer Funktionen und damit der Übertragbarkeit auf andere Standorte und Klone bei ausreichender Genauigkeit der Ertragsschätzung erhöhte Bedeutung zukommt. Unerlässliche Voraussetzung dafür ist jedoch die Kenntnis der Faktoren, welche die Lage und Form (Krümmung) der Biomassefunktion, d. h. die Werte der Koeffizienten a_0 und a_1 , bestimmen. Denn nur wenn es gelingt, die relevanten Faktoren zu identifizieren und deren Einfluss zu quantifizieren, lassen sich Ansätze zur Modellierung von Biomassefunktionen ent-

wickeln, die den tatsächlichen, standörtlich variierenden Konstellationen nahe kommen und die durch die Einflussgrößen bedingte, individuelle Lage und Form der Kurve zufriedenstellend abbilden.

Den Ergebnissen der mehrfaktoriellen Varianzanalyse in *Tabelle 4* zufolge konnte weder in stammzahlärmeren noch in stammzahlreichen Beständen ein signifikanter Einfluss der Variablen Klon auf die Koeffizienten a_0 und a_1 nachgewiesen werden, darüber hinaus wurde keinerlei Wechselwirkung zwischen den drei Einflussgrößen (Klon, Stammzahl, Mittelhöhe) festgestellt. Es fällt jedoch auf, dass in stammzahlärmeren Beständen lediglich die Mittelhöhe signifikanten Einfluss auf die Koeffizienten ausübt, während in stammzahlreichen Beständen Stammzahl und Mittelhöhe als signifikant für den Koeffizienten a_0 herausgefiltert werden und mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0.068 die Signifikanzschwelle für den Koeffizienten a_1 nur knapp verfehlt wird (hier ist ergänzend anzumerken, dass die beiden Koeffizienten a_0 und a_1 mit $r = 0.95$ signifikant negativ miteinander korreliert sind).

Dieses auf den ersten Blick erstaunliche Ergebnis lässt sich allerdings biologisch plausibel interpretieren: Da nach der Teststatistik keine klonspezifischen Differenzierungen zu beobachten sind, müssen die unterschiedlichen Kurvenverläufe auf die Baumdimensionen (Mittelhöhe) und die Standraumsituation (Verhältnis von Schaft- zu Astholz bei übereinstimmendem $d_{1,3}$) zurückzuführen sein. Offensichtlich findet in stammzahlärmeren Beständen noch keine oder nur eine geringe konkurrenzbedingte Einengung des Standraumes statt, weshalb alle Individuen optimale Kronengrößen ausbilden können und deshalb die formrelevanten Koeffizienten a_0 und a_1 bei übereinstimmendem $d_{1,3}$ nur von der Mittelhöhe gesteuert werden. In stammzahlreichen Beständen dagegen setzen bereits Konkurrenzwirkungen ein, die zu einer veränderten Allokation der Ressourcen führen (z. B. zu einer Steigerung des Höhenwachstums durch Einengung des Standraumes). Konsequenterweise werden die Koeffizienten a_0 und a_1 neben der Mittelhöhe auch durch die Stammzahl gesteuert, da diese ein Maß für den durchschnittlich verfügbaren Standraum ist und jener wiederum das Verhältnis von Schaft- zu Astbiomasse und damit die Gesamtbiomasse bei übereinstimmendem $d_{1,3}$ determiniert.

4. FOLGERUNGEN UND AUSBLICK

Praxisrelevante Ertragsmodelle zur Schätzung der Biomassenleistungen von Kurzumtriebsbeständen liegen in Deutschland derzeit noch nicht vor. Die auf einen breiten Datenfundus gestützten Analysen der Biomassefunktionen von bis zu neunjährigen Pappel- bzw. achtjährigen Weidenparzellen lassen jedoch tendenzielle Abhängigkeiten der Lage und Verlaufsform von Biomassefunktionen von den Dimensionsgrößen (Einzelbaumdurchmesser und Bestandsmittelhöhe) sowie der Bestandsdichte (Stammzahl pro Hektar) erkennen, deuten jedoch nicht auf einen signifikanten Kloneinfluss hin (was zumindest für die beprobten 11 Pappelklone zutrifft). Dies gibt berechtigten Anlass zur Hoffnung, übertragbare und damit klon- und standortübergreifend gültige Biomassefunktionen für Kurzumtriebsplantagen aufstellen zu können. Dazu werden derzeit am Lehrstuhl weitere Messungen insbesondere in Kurzumtriebsplantagen mit hohen Bestandsdichten (von denen leider nur wenige Versuchsfelder existieren) vorgenommen mit dem Ziel, unter Berücksichtigung der identifizierten und evtl. weiterer Einflussgrößen Lage und Verlaufsform der Biomassefunktionen zu modellieren und daraus eine praxisrelevante Schätzhilfe abzuleiten, bei deren Anwendung neben den Einzelbaumdurchmessern nur wenige, leicht bestimmbare Bestandsparameter erhoben werden müssen. Darüber hinaus zeigen erste Untersuchungen von GEROLD und RÖHLE (2006), dass sich beispielsweise die zur Entwicklung von Ertragsmodellen bedeutsame Modellierung der Stammzahl-Durchmesserverteilung nach der von v. GADOW (1987) vorgeschla-

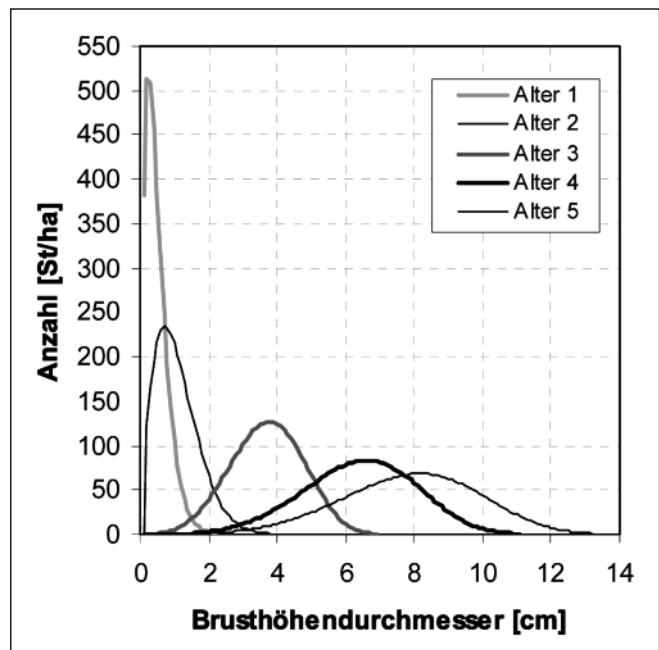


Abb. 6

Modellierung der Stammzahl-Durchmesserverteilung mit der Weibull-Funktion für den Pappelklon Max 4, Versuchsfeld Methau I (Stammzahl 3500/ha).

Modelling diameter distribution (stem number per dbh class) using the Weibull function in 1 to 5-year old poplar stands, clone Max 4, trial area Methau I (3500 trees/ha).

genen Methode mit der Weibull-Verteilung (*Abb. 6*) erfolgreich in den sehr homogen strukturierten Pappel-Kurzumtriebsbeständen einsetzen lässt.

Hohe Biomasseleistungen in Kurzumtriebsbeständen garantieren eine befriedigende Rendite, sind jedoch nur dann realisierbar, wenn wuchskräftige Standorte gewählt und eine optimale Baumarten- bzw. Klonwahl getroffen wird sowie die für schnellwachsende Baumarten notwendige gute Wasserversorgung gesichert ist. Da es den Klimaprognosen zufolge in den nordöstlichen Bundesländern in Zukunft trockener und wärmer werden dürfte und Kurzumtriebsbestände in der Regel nach vier bis zehn Jahren beerntet werden, könnte eine Abfolge mehrerer Trockenjahre innerhalb eines Rotationszyklus drastisch auf die Biomasseproduktion durchschlagen. Vor diesem Hintergrund erscheint es dringlich, unsere bisher noch lückenhaften Kenntnisse über die Zusammenhänge zwischen dem Witterungsgeschehen und der Biomasseproduktion von Weiden und Pappeln auf eine solide Basis zu stellen und darauf aufbauend Prognosen über die künftig zu erwartenden Biomasseerträge bei unterschiedlichen Klimaszenarien zu formulieren.

5. ZUSAMMENFASSUNG

Da die Vorräte an fossilen Rohstoffen endlich sind, wird die Nachfrage nach dem Rohstoff Holz steigen und damit die Bedeutung der Kurzumtriebswirtschaft zunehmen. Praxistaugliche Verfahren zur Schätzung der Biomassenleistungen von Kurzumtriebsbeständen liegen bisher nicht vor. Gestützt auf umfangreiches Datenmaterial aus Pappel- und Weidenplantagen in Ostdeutschland werden deshalb mit Hilfe der Regressionsmethode Beziehungen zwischen dem Baumgewicht (ermittelt nach Trocknung bei 103,5°Celsius bis zur Gewichtskonstanz) und Einzelbaum-Dimensionsgrößen formuliert. Dabei kamen sechs verschiedene Funktionstypen zur Anwendung. Im Einzelnen wurde geprüft,

- welche Dimensionsgrößen als geeignete Erklärungsvariablen in Regressionsmodellen verwendet werden sollen,
- ob eine Empfehlung für eine praxisrelevante Standardfunktion formuliert werden kann und
- welche Faktoren einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Parameter der Biomassefunktionen ausüben.

Die statistischen Auswertungen zeigen, dass eine Vielzahl von Funktionstypen die Beziehungen zwischen Einzelbaumbiomasse und Dimensionsgrößen zufriedenstellend beschreiben ($R^2 > 0.95$). Die Berücksichtigung der Baumhöhe oder des h/d -Wertes führt allerdings zu keiner signifikanten Steigerung des Bestimmtheitsmaßes. Als geeignete Standardfunktion bietet sich somit die allometrische Gleichung $b = a_0 \cdot d^{a_1}$ an, die mit dem Durchmesser nur eine Eingangsgröße erfordert. Nach Prüfung verschiedener Durchmesser (in 0.1 m, 0.6 m und 1.3 m Baumhöhe) kann die Verwendung des $d_{1.3}$ zur Aufstellung von Biomassefunktionen uneingeschränkt empfohlen werden. Da zwischen dem $d_{1.3}$ und dem Durchmesser in 0.1 m Schafthöhe enge Beziehungen bestehen, kann dieser regressionsanalytisch aus dem $d_{1.3}$ abgeleitet werden.

Mit Hilfe der mehrfaktoriellen Varianzanalyse wurde gezeigt, dass die Koeffizienten a_0 und a_1 der allometrischen Funktion keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen den untersuchten Klonen aufweisen. Vielmehr konnten signifikante Einflüsse sowohl der Bestandsmittelhöhe als auch der Bestandsdichte auf die Koeffizienten belegt werden. Dies dürfte die Möglichkeit zur Aufstellung verallgemeinerbarer Biomassefunktionen eröffnen, bei deren Anwendung neben den Einzelbaumdurchmessern nur wenige, leicht bestimmbarer Bestandsparameter erhoben werden müssen.

6. Summary

Title of the paper: *Biomass functions for short rotation forestry.*

The decline in reserves of fossile raw materials in the coming decades will lead to increasing demands for wood and consequently to a greater role of short rotation forestry. However, there still is a considerable lack of applicable models to reliably estimate biomass production in short rotation stands. The paper summarizes regression analyses of the relations between tree dimensions (height, diameter) and dry weight (kiln-drying at 103.5 °C until weight stability), based on extensive data from a wide range of poplar and willow short rotation stands in East Germany. Research questions were:

- Which tree dimensions may be used effectively as parameters in regression models?
- Is there a standard function that may be recommended for practical application?
- Which factors significantly influence the parameters in biomass functions?

Statistical tests showed that various types of functions can be used to adequately describe the relations between tree biomass and tree dimensions ($R^2 > 0.95$). The integration of tree height into the respective models did not significantly improve the coefficient of determination. Thus, the allometric equation $b = a_0 \cdot d^{a_1}$ which only requires one parameter (diameter) presents itself as a suitable standard function. Comparative analyses of different diameters (at heights of 0.1 m, 0.6 m and 1.3 m) proved that dbh ($d_{1.3}$) can be proposed unrestrictedly for the construction of biomass functions. Tree diameters at 0.1 m may be derived from $d_{1.3}$ by regression models based on the close statistical relation between $d_{0.1m}$ and $d_{1.3}$.

Multiple analysis of variance was used to confirm that the coefficients a_0 and a_1 don't show any statistically significant differences between the analyzed clones. There are, however, significant effects of stand density and mean stand height on the values of both coefficients. Based on these results, the formulation of generalized

biomass functions should be possible which, in addition to individual dbh values, only require a few other stand parameters as input variables that can easily be measured in the field.

7. Résumé

Titre de l'article: *Elaboration de fonctions donnant la biomasse produite dans des peuplements traités à courte révolution.*

Comme les matières premières fossiles sont en quantités limitées, la demande pour la matière bois s'accroît et de ce fait, l'importance des traitements à courte révolution augmente. Jusqu'à présent on ne dispose pas de méthodes pour évaluer la biomasse produite par des peuplements traités à courte révolution. A partir de nombreuses données collectées dans des plantations de peupliers et de saules de l'est de l'Allemagne on a établi, à l'aide de méthodes de régression, des relations entre le poids des arbres (déterminé après séchage à 103,5 °Celsius jusqu'à poids constant) et les dimensions des sujets en cause. Pour ce faire on a employé six types différents de fonctions. On a étudié en particulier les points ci-après-quelques sont les dimensions des arbres qui conviennent le mieux comme variables explicatives dans les modèles de régression

- est-il possible de formuler une recommandation pour une fonction standard relevant de la pratique?
- quels sont les facteurs qui exercent une influence statistiquement significative sur les paramètres des fonctions donnant la biomasse?

Les exploitations statistiques montrent que de nombreux types de fonctions décrivent de manière satisfaisante ($R^2 > 0.95$) les corrélations entre la biomasse d'un arbre et ses dimensions. La prise en considération de la hauteur de l'arbre ou du rapport h/d n'entraîne pas à vrai dire une augmentation significative du degré d'exactitude. Comme fonction standard on peut ainsi proposer la formule allométrique $b = a_0 \cdot d^{a_1}$ qui ne requiert que le diamètre comme donnée à introduire. Après avoir testé plusieurs hauteurs pour la mesure du diamètre (à 0,1 m, 0,6 m et 1,3m) on peut recommander, sans restriction, l'utilisation du diamètre à 1,30 m pour construire les fonctions relatives à la biomasse. Comme il existait une corrélation étroite entre les diamètres à 1,30 m et à 0,1 m, ce diamètre à la base du tronc peut être déduit de celui à 1,30 m par une analyse de régression.

A l'aide d'une analyse multifactorielle de variance il a pu être montré que les coefficients a_0 et a_1 de la fonction allométrique ne présentaient aucune différence statistiquement significative selon les clones étudiés. Par ailleurs on a pu établir des influences significatives de la hauteur moyenne du peuplement ainsi que de sa densité sur les coefficients a_0 et a_1 . Cela ouvre la possibilité des fonctions de biomasse utilisables de façon générale dont la mise en œuvre ne nécessite en plus du diamètre des individus que la connaissance des valeurs des paramètres propres au peuplement qui sont aisément déterminées.

J.M.

8. Literatur

- BOELCKE, B. (2005): Schnellwachsende Baumarten auf landwirtschaftlichen Flächen. Vortrag Fachtagung Neustrelitz.
- BUNGART, R., K. PREUSSNER und R. F. HÜTTL (2004): Schnellwachsende Baumarten in der Bergbaufolgelandschaft. *AFZ-DerWald* 5/2004: 232–237.
- BURGER, F. (2004): Technologie und Ökologie des Anbaus und der Ernte von Feldholz. *Bornimer Agrartechnische Berichte* 35: 61–74.
- DEBELL, D. S., G. W. CLENDENEN, C. A. HARRINGTON und J. C. ZASADA (1996): Tree growth and stand development in short rotation *Populus* plantings. *Biomass Bioenergy* 4: 305–313.
- V. GADOW, K. (1987): Untersuchungen zur Konstruktion von Wachstumsmodellen für schnellwüchsige Plantagenbaumarten. *Forstliche Forschungsberichte München*, Nr. 77.
- GEROLD, D. und H. RÖHLE (2006): Ansätze zur Modellierung von Bestandshöhenkurven und Durchmesserverteilungen für Kurzumtriebsbestände. Unveröffentlichter Arbeitsbericht im Rahmen des BMBF-Verbundprojektes AGROWOOD, TU Dresden.

- HANSEN, E. A. (1991): Energy plantations in northcentral United States. *Energy Source* **13**: 105-119.
- HOFMANN, M. (1995): Ertragsleistung von Pappel und Weide bei der Bewirtschaftung in kurzen Umtriebszeiten. Statusseminar Schnellwachsende Baumarten, Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe e. V.: 51-56.
- HOFMANN, M. (2005): Pappeln als nachwachsender Rohstoff auf Ackerstandorten – Kulturverfahren, Ökologie und Wachstum unter dem Aspekt der Sortenwahl. Schriftenreihe des Forschungsinstitutes für schnellwachsende Baumarten, Hann. Münden, Band 8.
- HYTÖNEN, J., I. LUMME und T. TÖRMÄLÄ (1987): Comparison of methods for estimating willow biomass. *Biomass* **14**, 39-49.
- ILSTEDT, B. (1996): Genetics and performance of Belgian poplar clones tested in Sweden. *For. Gen.* **3**: 183-195.
- KARACIC, A. (2005): Production and Ecological Aspects of Short Rotation Poplars in Sweden. Doctoral Thesis No. 2005:13. SLU, Uppsala, Sweden.
- KARACIC, A., T. VERWIJST und M. Weih (2003): Above-ground Wood Biomass Production of Short-Rotation Populus Plantations on Agricultural Land in Sweden. *Scand. J. For. Res.* **18**: 427-437.
- KUIPER, L. C., R. SIKKEMA und J. A. N. STOLP (1998): Establishment needs for short rotation forestry in the EU to meet the goals of the Commission's white paper on renewable energy. *Biomass Bioenergy* **15**: 451-456.
- LARSSON, S. und C. NEUMEISTER (2004): Großflächiger Anbau von Kurzumtriebs-Weide in Schweden. *Bornimer Agrartechnische Berichte* **35**: 53-59.
- MADGWICK, H. A. I. (1981): Estimating the above-ground weight of forest plots using the basal area ratio method. *N. Z. J. For. Sci.* **11**, 100-107.
- MAKESCHIN, F. (1999): Short rotation forestry in central and northern Europe – introduction and conclusions. *For. Ecol. Man.* **121**: 1-7.
- NORDH, N.-E. (2005): Long Term Changes in Stand Structure and Biomass Production in Short Rotation Willow Coppice. Doctoral Thesis No. 2005:120. SLU, Uppsala, Sweden.
- PONTAILLER, J. Y., R. CEULEMANS und J. GUITTET (1999): Biomass yield of poplar after five 2-year coppice rotations. *Forestry* **72**: 157-163.
- RÖHLE, H., K.-U. HARTMANN, C. STEINKE und H. WOLF (2005): Wuchsleistung von Pappel und Weide im Kurzumtrieb. *AFZ/DerWald* **60 (14)**, 745-747.
- TOMÉ, M. und T. VERWIJST (1996): Modelling Competition in short Rotation Forests. *Biomass and Bioenergy* Vol. **11 (2-3)**: 177-187.
- SÄCHSISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR UMWELT UND LANDWIRTSCHAFT (2001): Klimaschutzprogramm des Freistaates Sachsen, Dresden.
- SKARASCIA-MUGNOZZA, G. E., R. CEULEMANS, P. E. HEILMAN, J. G. ISEBRANDS, R. F. STETTLER und T. M. HINCKLEY (1997): Production, physiology and morphology of Populus species and their hybrids grown under short rotation. *Can. J. For. Res.* **27**: 285-294.
- SCHOLZ, V., H. J. HELLEBRAND und A. Höhn (2004): Energetische und ökologische Aspekte der Feldholzproduktion. *Bornimer Agrartechnische Berichte* **35**: 15-32.
- STEINKE, C. (2000): Ertrag und Wachstum von Pappelklonen. Diplomarbeit, FR Forstwissenschaften, TU Dresden.
- VERWIJST, T. und B. TELENUS (1999): Biomass estimation procedures in short rotation forestry. *Forest Ecology and Management* **121**, 137-146.

Von der Standflächeneffizienz der Bäume zur Dichte-Zuwachs-Beziehung des Bestandes. Beitrag zur Integration von Baum- und Bestandesebene^{*)}

Aus dem Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München

(Mit 8 Abbildungen und 1 Tabelle)

Von H. PRETZSCH¹⁾

(Angenommen Mai 2006)

SCHLAGWORTER – KEY WORDS

Skalenübergang vom Baum zum Bestand; Zuwachsbeschleunigung; unimodale Optimumkurve für Dichte-Zuwachs; ontogenetische Drift; Zuwachs-Elastizität; Größen-Symmetrie der Konkurrenz; Risikostreuung.

Scaling from tree to stand growth; growth acceleration; unimodal optimum curve for density-growth relation; ontogenetic drift; growth elasticity; size-symmetry of competition; risk distribution.

1. BESTANDESDICHTE UND ZUWACHS

Die Frage, ob durchforstete Bestände mehr Zuwachs leisten als dicht gehaltene, fesselt die Forstwissenschaft seit ihren Anfängen (HARTIG, 1795, S. 17; COTTA, 1828, S. 103; REVENTLOW, 1879, S. 79–81). Denn Wissen über den Zusammenhang zwischen Dichte und Bestandeszuwachs verspricht Maximierung der Massenproduktion auf Bestandesebene (SCHWAPPACH, 1908, 1911; WIEDEMANN, 1936). Aber neben der bloßen Massenproduktion gelangen Dimension und Qualität der Einzelbäume in den Mittelpunkt des Interesses (ABETZ, 1977; STERBA, 2005). Mit dieser Hinwendung zum Einzelbaum erhebt sich die Frage, ob große oder kleine Baumkronen effizienter mit Wuchsraum umgehen (KENNEL, 1965; MAYER, 1958; PRETZSCH und SCHÜTZE, 2005; SPIECKER, 1986; WEBSTER und LORIMER, 2003). Die zuvor auf Bestandesebene behandelte Frage nach dem Zusammenhang zwischen Dichte und Zuwachs wird also auf Baumebene neu gestellt. Die Betrachtungsebene hat sich geändert, aber letztlich wird beide Male nach der Effizienz der Ressourcenausbeutung durch Bäume gefragt. Von einer konsistenten Antwort oder gar einer theoretischen Basierung des Zusammenhangs zwischen Dichte und Zuwachs und einer Integration der Ergebnisse auf Baum- und Bestandesebene sind wir noch weit entfernt. Dabei verleiht die zunehmende energetische Nutzung von Biomasse (WITTKOPF, 2005) der alten Frage neue Relevanz.

Untersuchungen auf Bestandesebene liefern widersprüchliche Aussagen: BRYNDUM (1978, 1980), DITTMAR (1959), KRAMER (1988), LANGSAETER (1941), SCHÖBER (1979, 1980) weisen auf langfristigen Versuchsflächen beträchtliche Zuwachssteigerungen durch Durchforstung nach. CURTIS et al. (1997) und ZEIDE (2001) diskutieren dagegen Zuwachsverluste schon bei geringfügiger Unterschreitung maximaler Dichte. ASSMANN (1961, S. 222 ff.) systematisiert die zusammengetragenen Befunde und zeigt, dass die Dichte-Zuwachs-Beziehung je nach Baumart, Alter und Standort einer Sättigungskurve oder unimodalen Optimumbeziehung folgen kann. PRETZSCH (2005) und ZEIDE (2001; 2002) verdichten vermeintlich widersprüchliche Reaktionsmuster in einem Modellansatz.

^{*)} Herrn Prof. Dr. Dr. h. c. KLAUS VON GADOW zur Emeritierung gewidmet mit großem Dank für jahrzehntelange fachliche Anregung und persönliche Verbundenheit.

¹⁾ Prof. Dr. HANS PRETZSCH, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Wissenschaftszentrum Weihenstephan, Technische Universität München, Am Hochanger 13, D-85354 Freising, Germany, Tel.: ++49-8161-714710, Fax: ++49-8161-714721, E-Mail: H.Pretzsch@lrz.tum.de, <http://www.wkk.forst.tu-muenchen.de>

Untersuchungen auf Baumebene belegen zumeist eine überlegene Effizienz kleiner Kronen und einen Rückgang der flächenbezogenen Leistung bei Größenzunahme (MAYER, 1958; PRETZSCH, 2005; WEBSTER und LORIMER, 2003). Das kann aber schon allein deshalb nicht allgemein zutreffen, weil die flächenbezogene Bestandesleistung in mittlerem Alter kulminiert; in der Jugendphase bis zur Kulmination muss demnach auch die Kroneneffizienz im Mittel zunehmen. Später setzt dann im Zuge der ontogenetischen Drift ein Rückgang der Effizienz ein (EVANS, 1972, S. 16 ff.).

Wie münden nun die Befunde zur Effizienz von Einzelbäumen in dem Reaktionsmuster des Bestandes und andersherum? Mit dem reinen Sammeln von Befunden auf einer der beiden Ebenen bleibt man in statistischer Beschreibung stecken. Top-down Wachstumsmodelle, die die Bestandesdynamik auf Bestandesebene beschreiben und nach vorgegebenem Schlüssel auf Einzelbäume verteilen (VON GADOW, 1987; LANDSBERG, 1986, S. 167 ff.) und bottom-up Modelle, die vom Organ- oder Baumwachstum ausgehen und durch Summation auf Bestandesebene gelangen (GROTE et al., 2002; PRETZSCH, 1992), beschreiben den Dichte-Zuwachseffekt zwar ebenenübergreifend, haben bisher aber kaum zu einem tieferen Verständnis beigetragen.

Am Beispiel eines Standraum-Durchforstungsversuchs wird die Dichte-Zuwachsreaktion von der Bestandes- bis zur Baumebene analysiert:

(1) Auf Bestandesebene wird geprüft, ob bzw. bei welcher Dichte periodischer Bestandeszuwachs und Gesamtwuchsleistung ein Maximum erreichen.

(2) Anhand der Mittelstammentwicklung wird untersucht, ob indirekte Größeneffekte oder direkte Durchforstungseffekte für die Dichte-Zuwachs-Beziehung verantwortlich sind.

(3) Nebenbei kommt die Eignung der Dichtemaße SDI und Bestandesgrundfläche für die Abbildung der Dichte-Zuwachs-Beziehung auf den Prüfstand.

(4) Veränderung der Größenverteilung und Standflächenleistung der Bäume bei abnehmender Dichte werden als Ursachen der unimodalen Dichte-Zuwachs-Beziehung isoliert.

(5) Größen-Symmetrie bzw. Asymmetrie der Konkurrenz werden als Ursachen der maximalen bzw. reduzierten Ressourcenausbeutung und Zuwachsleistung analysiert.

(6) Die ökologische und ökonomische Relevanz der gefundenen Resilienz hinsichtlich der Ressourcenausbeutung und Biomasseallokation wird aufgezeigt.

2. MATERIAL UND METHODEN

2.1 Material

Der kombinierte Standraum-Durchforstungsversuch Fürstenfeldbruck 612 (FBB 612) liegt in einem bei der Aufnahme im Jahr 2001 32-jährigen Fichtenreinbestand im Wuchsgebiet „Schwäbisch-Bayerische-Schotterplatten- und Altmoränenlandschaft“ in Südbayern, 40 km nordwestlich von München. Der Bestand liegt 550 m über Seehöhe. Die mittlere Jahrestemperatur beträgt 7,5 °C und der Niederschlag 825 mm; die korrespondierenden Werte in

Tab. 1

Basisdaten zum kombinierten Standard-Durchforstungsversuch zur Fichte Fürstentfeldbruck 612: Minima, Maxima und Mittelwerte von Parzellengröße, Baumzahlen, Mitteldurchmesser und Stand Density Index auf den 21 Parzellen bei Versuchsbegründung und Folgeaufnahmen.

Basic characteristics of the combined spacing and thinning experiment Fürstentfeldbruck 612 for Norway spruce: Minimum, maximum, and mean of plot size, tree number, mean diameter and Stand Density Index on the 21 plots for the year of establishment and three successive surveys.

	Minimum	Maximum	Mittelwert
Parzellengröße (ha)	0,088	0,0912	0,0904
Baumzahl (Stück ha ⁻¹)			
1967	400	10.000	3.086
1992	344	5.122	1.995
1996	300	2.511	1.196
2001	300	2.478	1.166
Mitteldurchmesser (cm)			
1992	8,9	18,7	13,1
1996	12,0	27,4	17,6
2001	15,0	33,9	21,6
Stand Density Index (N ₂₅ ha ⁻¹)			
1992	152	1.006	583
1996	267	930	578
2001	403	1.105	786

der Vegetationszeit betragen 15,2 °C und 380 mm Niederschlag. Die vorherrschende Parabraunerde ist aus einer Lössschicht über Grundmoräne der Würm-Eiszeit hervorgegangen. Die natürliche Vegetation wäre ein Galio-Fagetum, d. h. eine von der Buche dominierte Waldgesellschaft.

In den 60er Jahren initiierte die IUFRO (Arbeitsgruppe 1.05.05) den Europäischen Stammzahlversuch in Fichte. Die 3,36 ha große Versuchsfläche FBB 612 wurde 1967 als deutscher Beitrag zu diesem europäischen Stammzahlversuch mit 4-jährigen Pflanzen (2/2 verschult) begründet, umfasst 21 Parzellen aus reiner Fichte, die im Verband 1,0 m x 1,0 m bis 5,0 m x 5,0 m begründet wurden, was einer Stammzahl von 400 bis 10.000 Bäumen pro ha entspricht (Tab. 1). Um die anfänglichen Dichteunterschiede bei der folgenden Bestandesentwicklung zu eliminieren, wurden den Parzellen sehr unterschiedliche Behandlungsvarianten zugeordnet: Keine, moderate und starke Reduktion der Stammzahl durch selektive Hochdurchforstung in den Jahren 1992, 1996 und 2001. Bei der letzten Aufnahme im Jahre 2001 lagen die Stammzahlen zwischen 300 und 2.478 Bäumen pro ha. Vorliegender Report beschränkt sich auf für die Dichte-Zuwachs-Relation relevanten Daten; weitere Details sind an anderer Stelle publiziert (ABETZ, 1977).

Die folgenden ertragskundlichen Kenngrößen der 21 Parzellen (Aufnahme 2001, Alter 32) unterstreichen die überragende Leistungsfähigkeit des Standortes sowie die große Dichtevariation zwischen den 21 Parzellen. Bei der letzten Aufnahme lag die Mittelhöhe bei 13,1–17,4 m, die Oberhöhe bei 14,9–18,8 m, der quadratische Mitteldurchmesser bei 15,0–33,9 cm, das Volumen des stehenden Bestandes bei 126–393 m³ ha⁻¹. In der Periode 1996

bis 2001 betrug der Zuwachs an Stammholzvolumen 13,3–32,5 m³ ha⁻¹ Jahr⁻¹; die Gesamtwuchseleistung bis zum Alter 32 betrug 131–524 m³ ha⁻¹. Die Angaben zum Stammholzvolumen beziehen sich auf Derbholz.

2.2 Methoden

Im Jahr 1967 wurde der Versuch durch Pflanzung realisiert und im Jahre 1992 zum ersten Mal ertragskundlich aufgenommen. Stammfußkoordinaten wurden mit dem Theodolit LEICA TC500 gemessen, Durchmesser in Brusthöhe mit Umfangmessband, Baumhöhe und Höhe des Kronenansatzes mit dem Höhenmesser LEDHA GEO und 8 Kronenradien (N, NO, ... , NW) mit dem optischen Dachlot von birtz+hatzlTM. Messungen von Durchmesser, Höhe und Höhe des Kronenansatzes wurden in den Jahren 1996 und 2001 wiederholt und nach den von PRETZSCH (2002, S. 85–97) beschriebenen Verfahren zur Ableitung von ertragskundlichen Bestandeskennwerten verwendet (Tab. 1).

Die Bestandesdichte wurde über den Stand Density Index von REINEKE (1933) $SDI = N(25/\bar{d})^2$ berechnet, der auf der Baumzahl pro ha (N), dem quadratischen Mitteldurchmesser

$$\bar{d} = \sqrt{\sum_{i=1}^N d_i^2 / N}$$

und dem Allometrikoeffizienten r aufbaut. Der SDI repräsentiert die Baumzahl bei einem Indext Durchmesser des Bestandes von 25 cm. Für r wurde der von PRETZSCH und BIBER (2005) verallgemeinerte Wert $r = -1,664$ für die Fichte benutzt; anstelle des von REINEKE für alle Arten postulierten Wertes $r = -1,605$. Darüber hinaus wurden mittlere SDI-Werte (\bar{SDI}) für den gesamten Beobachtungszeitraum als gewichtete Mittel der Periodenanfangs- und Periodenendwerte berechnet. Der SDI für den Initialbestand 1967 wurde auf der Basis der Pflanzanzahlen pro ha und einem unterstellten Initialdurchmesser von 1 cm berechnet; eine Anfangspflanzanzahl von $N_0 = 4.000$ erbringt beispielsweise $SDI_0 = 4.000 (25/1)^{-1,664} = 18,88$. Für die Schätzung der oberirdischen Biomasse einzelner Bäume kommt die Allometriefunktion für Fichte $w = 0,044 d^{2,659}$ mit w = Gewicht (kg) und d = Durchmesser (cm) zur Anwendung, über deren Entwicklung und Anwendung an anderer Stelle berichtet wurde (PRETZSCH, 2006). Der mittlere periodische Biomassenzuwachs w' ergibt sich als Differenz der Biomasse aus zwei Aufnahmen geteilt durch die Periodenlänge (z. B. $w' = (w_{1996} - w_{1992})/5$). Der mittlere Kronenradius wurde als quadratisches Mittel aus 8 Kronenradien berechnet

$$kr = \sqrt{(r_1^2 + r_2^2 + \dots + r_8^2) / 8}.$$

Über die allometrische Beziehung $\ln(ks) = -2,159 + 1,572 \ln(d)$ ($n = 355$, $p < 0,001$, $r^2 = 0,74$) zwischen Kronenschirmfläche $ks = kr^2 \pi$ und Baumdurchmesser d , die auf stichprobenartigen Kronenablotungen an 355 Bäumen, gleichmäßig verteilt über die 21 Parzellen zurückgeht, lässt sich für jeden Baum die Kronenschirmfläche in m² schätzen. Zur Bestimmung der individuellen Standfläche sf wurden über die obige Schätzfunktion zunächst alle $i = 1 \dots n$ ks -Werte einer Parzelle berechnet und aufsummiert

$$KS = \sum_{i=1}^n ks_i.$$

Dann wurde über den Quotienten $UG = KS/A$ aus KS und Parzellenfläche A der Überschirmungsgrad UG berechnet, der zur Bestimmung der baumindividuellen Standfläche aus der Kronenschirmfläche dient: $sf = ks/UG$; die ungeschirmte Fläche bzw. mehrfach überschirmte Fläche auf den Parzellen wird also flächenproportional auf die Bäume verteilt. Diese und alle folgenden Berechnungen wurden mit dem Programm SPSS 11.5 ausgeführt. In die unten gezeigten Modelle wurden nur auf dem Niveau ($p < 0,05$) gesicherte Variablen aufgenommen.

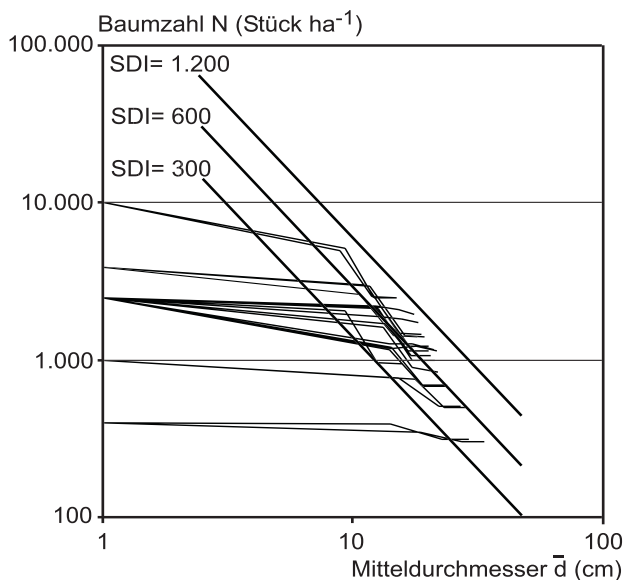


Abb. 1

Baumzahl-Mitteldurchmesser-Entwicklung auf den 21 Parzellen von 1967–2001 im doppelt-logarithmischen Netz. Die eingezeichneten Geraden $\ln(N) = a - 1,664 \ln(\bar{d})$ ($a = 11,1, 11,8$ bzw. $12,5$) repräsentieren die Stammzahlabnahme bei Bestandesdichten von $SDI = 300, 600$ bzw. 1200 . Die Geradensteigung von $-1,664$ repräsentiert die artspezifische Baumzahl-Durchmesser-Allometrie in undurchforsteten Fichtenbeständen (PRETZSCH und BIBER, 2005). Tree number-diameter-development for the 21 plots from 1967–2001 in \ln - \ln -grid. The straight lines $\ln(N) = a - 1,664 \ln(\bar{d})$ ($a = 11,1, 11,8$ bzw. $12,5$) display the tree number reduction for stand densities of $SDI = 300, 600$, resp. 1200 . Slope $-1,664$ represents the species specific tree number-diameter-allometry of Norway spruce stands under self-thinning conditions (PRETZSCH und BIBER, 2005).

3. ERGEBNISSE

3.1 Bestandeszuwachs in Abhängigkeit von der Dichte

Die Mitteldurchmesser-Baumzahl-Trajektorien (Abb. 1) zeigen, dass die bei Versuchsbegründung vorhandenen Dichteunterschiede zwischen den 21 Parzellen ($N = 400$ bis 10.000 Bäume ha^{-1}) bis zur letzten Aufnahme im Jahr 2001 etwas abnehmen. Während die baumzahlarm begründeten Bestände eher x-achsenparallele \bar{d} - N -Linien aufweisen und weit von der oberen Grenzlinie $SDI = 1.200$ entfernt bleiben, nähern sich die baumzahlreich begründeten Bestände bereits der Kapazitätsgrenze, sodass es zu einem Stammzahlrückgang durch Selbstdifferenzierung bzw. Durchforstung kommt. Bei der letzten Aufnahme lag der SDI auf der dichtesten Parzelle etwa beim 3fachen der lichtesten Parzelle ($SDI = 1.105$ gegenüber $SDI = 403$). Das langfristige Mittel \overline{SDI} nimmt auf den unbehandelten Parzellen sogar die 5fache Höhe der lichtesten Parzellen an ($\overline{SDI} = 634$ gegenüber $= 138$).

Die Wirkung der mittleren Dichte \overline{SDI} bis zum Alter 32 auf die Gesamtwuchsleistung ΣW ($t\ ha^{-1}$) im Alter 32 kann über das Modell

$$\ln(\Sigma W) = 1,248 + 0,7654 \ln(\overline{SDI}) - 0,00144 \overline{SDI} \quad (1)$$

mit ($n = 21, r^2 = 0,69, p < 0,001$) beschrieben werden (Abb. 2, links). Die Wirkung der Dichte zum jeweiligen Periodenbeginn SDI (Bäume ha^{-1}) auf den mittleren periodischen Zuwachs W' ($t\ ha^{-1}\ Jahr^{-1}$) in der Periode 1992–1996 wird über

$$\ln(W') = -0,168 + 0,47661 \ln(SDI) - 0,00092 SDI \quad (2)$$

mit ($n = 21, r^2 = 0,60, p < 0,001$) abgebildet; analog dazu gilt

$$\ln(W') = -2,987 + 1,056 \ln(SDI) - 0,00205 SDI \quad (3)$$

mit ($n = 21, r^2 = 0,40, p < 0,01$) für die Zuwachsperiode 1996 bis 2001 (Abb. 2, rechts). Für die Periode 1967 bis 1992 ergeben sich Anfangswerte des SDI von 2–24 und mittlere jährliche Biomasse-

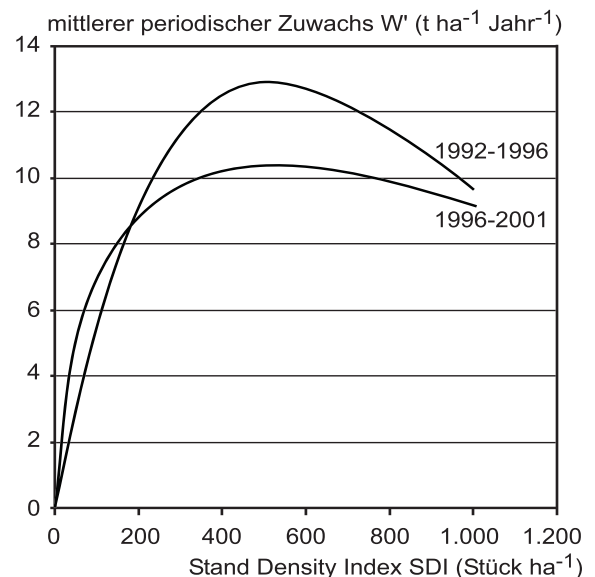
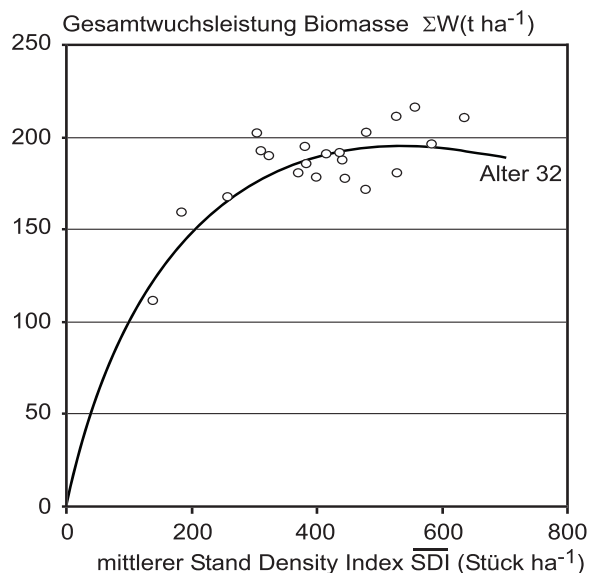


Abb. 2

Unimodale Optimumbeziehung zwischen Bestandesdichte und Biomasseproduktion (Gleichungen (1)-(3)). Gesamtumsatzleistung an oberirdischer Biomasse ΣW bis Alter 32 in Abhängigkeit vom mittleren Stand Density Index \overline{SDI} (links); mittlerer jährlicher Biomassezuwachs W' in den Perioden 1992F-1996H bzw. 1996A-2001H in Abhängigkeit vom SDI jeweiligen Periodenbeginn (rechts) (F, H = Aufnahme im Frühjahr bzw. Herbst).

Unimodal optimum relationship between stand density and above ground biomass production (Equations (1)-(3)). Cumulative above ground biomass growth ΣW until age 32 in dependence on mean Stand Density Index \overline{SDI} (left); mean annual biomass increment W' in the survey periods 1992S-1996A resp. 1996A-2001S in dependence on SDI at the beginning of the survey period (right) (S, A = measurement in spring resp. autumn).

zuwächse von $W' = 1,0\text{--}4,0 \text{ t ha}^{-1} \text{ Jahr}^{-1}$; in der Initialphase steigt der Zuwachs mit dem SDI etwa linear an; selbst die am dichtesten bestockten Parzellen liegen noch deutlich unter der maximalen Dichte.

Die gewählte Modellfunktion $\ln(y) = a_0 + a_1 \ln(x) + a_2 x$ ist so flexibel, dass sie in allen drei Fällen (Gleichungen (1) bis (3)) eine unimodale Optimumkurve für den Zusammenhang zwischen Dichte und Wachstum bzw. Dichte Zuwachs enthüllt. Die Bestandesdichte, bei der ΣW bzw. W' kulminieren, lässt sich durch Ableitung letztgenannter Gleichung nach x folgendermaßen finden: Zunächst erbringt die Delogarithmierung $y = e^{(a_0 + a_1 \ln(x) + a_2 x)}$, die erste Ableitung davon ist $y' = (a_1/x + a_2)e^{(a_0 + a_1 \ln(x) + a_2 x)}$, und durch Nullsetzung dieser Ableitung und Auflösung nach x ergibt sich $x_{\max} = a_1/a_2$. Setzen wir a_1 und a_2 für die $\overline{\text{SDI}}\text{--}\Sigma W$ -Beziehung ein, so resultiert als Bestandesdichte, bei der die Gesamtwuchsleistung maximal wird, $\overline{\text{SDI}}_{\max} = 531$. Die entsprechenden SDI_{\max} -Werte für die $\text{SDI}\text{--}W'$ -Beziehungen (Abb. 2, rechts) betragen $\text{SDI}_{\max} = 522$ bzw. $\text{SDI}_{\max} = 516$. Abbildung 2 verdeutlicht, dass ein Produktionsentgang nach Dichtereduktion zumindest bis zum Alter 32 in breitem Umfang durch Mehrzuwachs der verbleibenden Bäume abgepuffert werden kann. Wie ist diese Elastizität von Gesamtwuchsleistung und Zuwachs bei Senkung der Dichte zu erklären?

3.2 Zuwachs des Mittelstammes in Abhängigkeit von Baumzahl und Baumgröße

Die Kurven in Abb. 2, rechts dürfen nicht dahingehend interpretiert werden, dass die Dichte zu Beginn der jeweiligen Zuwachsperioden auf $\text{SDI} = 400\text{--}600$ gesenkt werden kann und der Zuwachs dennoch über das Niveau der dicht belassenen Parzellen ansteigt; dass der Zuwachsanstieg also eine kurzfristige Reaktion auf die Durchforstung ist. Eine solche Interpretation liefe, wie die folgende Auswertung zeigt, auf eine Überschätzung des direkten Durchforstungseffektes hinaus. Es wird analysiert, ob die Steigerung von W' der Baumzahlensenkung zu Periodenbeginn (direkter Durchforstungseffekt) oder der zurückliegenden Bestandesentwicklung (Größeneffekt) zuzuschreiben ist.

Diese für das Begreifen von Durchforstungsreaktionen generell wichtige Frage wird im Folgenden anhand der Mittelstamm-Entwicklungen in der Zuwachsperiode 1992–1996 analysiert. Mittelwerte (Minima-Maxima) der 21 Mittelstämme betrugen zu Periodenbeginn: Baumzahl $N = 1.995$ Bäume ha^{-1} (344–5.122), Standfläche $\overline{s_f} = 8,1 \text{ m}^2$ (1,95–29,07), Mitteldurchmesser $\overline{d} = 13,0 \text{ cm}$ (8,9–18,7). Neben Stammzahlen und Standflächen unterscheiden sich auch die Mitteldurchmesser schon zu Periodenbeginn; und eben dieser Größenunterschied wird zum Schlüssel für das Verständnis der Dichte-Zuwachs-Reaktion. Zur Separierung des Effektes von Stammzahlhaltung und Größe auf den Bestandeszuwachs wird für die 21 Parzellen der Biomassenzuwachs des Mittelstammes $\overline{w'}$ (kg Jahr^{-1}) und darauf aufbauend seine Standflächeneffizienz $\overline{\text{Esf}} = \overline{w'}/\overline{s_f}$ ($\text{kg m}^{-2} \text{ Jahr}^{-1}$) berechnet und als abhängige Variable im Modell

$$\ln(\overline{\text{Esf}}) = -3,972 + 0,215 \ln(N) + 0,924 \ln(\overline{d}) \quad (4)$$

mit ($n = 21$, $r^2 = 0,55$, $p < 0,001$) verwendet. Das Modell spiegelt den Effekt von Baumzahl N und Ausgangsdurchmesser \overline{d} auf den Biomassenzuwachs des Mittelstammes wider. Wegen $\overline{w'} = W'/N$ und $\overline{s_f} = 10.000/N$ gilt $\overline{\text{Esf}} = \overline{w'}/\overline{s_f} = W'/10.000$. $\overline{\text{Esf}}$ ($\text{kg m}^{-2} \text{ Jahr}^{-1}$) $\times 10$ ergibt die Bestandeszuwachsleistung W' ($\text{t ha}^{-1} \text{ Jahr}^{-1}$).

Abbildung 3 zeigt, dass die Effizienz der Standflächennutzung $\overline{\text{Esf}}$ bei Abnahme der Stammzahl (direkter Durchforstungseffekt) degressiv abnimmt und bei Zunahme des Durchmessers fast linear ansteigt (Größeneffekt). In delogarithmierter Form macht die Modellgleichung das Verhältnis zwischen direktem Durchforstungseffekt und langfristigem Größeneffekt auf den flächenbezogenen Zuwachs noch deutlicher $\overline{\text{Esf}} = 0,0188 N^{0,215} \overline{d}^{0,924}$. $\overline{\text{Esf}}$

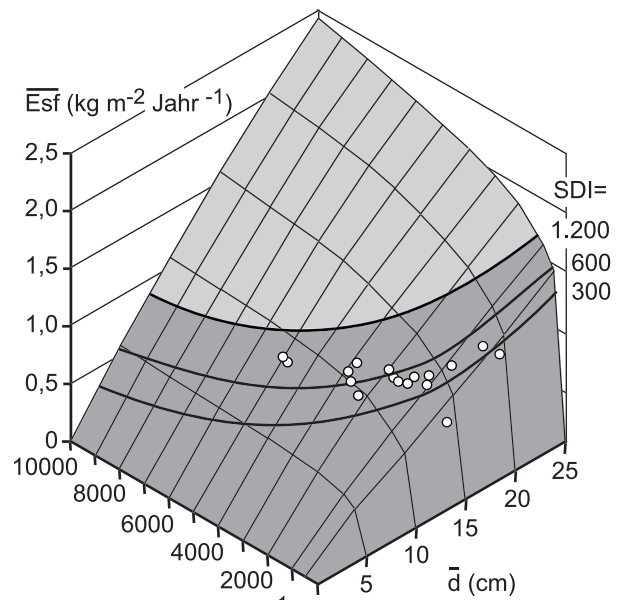


Abb. 3

Standflächeneffizienz $\overline{\text{Esf}}$ des Mittelstammes in Abhängigkeit von Baumzahl N und Durchmesser \overline{d} zu Beginn der Zuwachsperiode 1992–1996 (vgl. Gleichung (4)). $\overline{\text{Esf}}$ -Werte für Isolinien gleicher Bestandesdichte sind mit $\text{SDI} = 300, 600, 1.200$ gekennzeichnet und basieren auf $\ln(N) = a - 1,664 \ln(\overline{d})$ mit $a = 11,1, 11,8$ bzw. $12,5$ (vgl. Abb. 1). Die Punkte repräsentieren die gemessenen $N\text{--}d\text{--}\overline{\text{Esf}}$ -Wertetriplets auf den 21 Parzellen.

Efficiency of space exploitation of the mean stem in dependence on tree number and mean diameter \overline{d} in survey period 1992–1996 (Equation (4)). $\overline{\text{Esf}}$ -values for isodensity lines are labelled with $\text{SDI} = 300, 600, 1.200$ and base on $\ln(N) = a - 1,664 \ln(\overline{d})$ with $a = 11,1, 11,8$ bzw. $12,5$ (Fig. 1). The circles represent the measured triplets $N\text{--}d\text{--}\overline{\text{Esf}}$ on the 21 plots.

nimmt bei einer Stammzahlabsenkung von 1% um 0,215% ab, bei einer Zunahme von \overline{d} um 1% dagegen um 0,924% zu. Der Effekt des Durchmessers ist positiv und mehr als 4 mal so groß wie der Stammzahleffekt.

In Abbildung 3 sind für Linien gleicher Bestandesdichte die $\overline{\text{Esf}}$ -Werte eingetragen: $\text{SDI} = 1.200$ repräsentiert die obere Grenzlinie für Fichtenbestände in Süddeutschland, $\text{SDI} = 600$ und $\text{SDI} = 300$ markieren mittlere und untere Dichtehaltung. Diese Linien lassen erkennen, dass bei gleichem SDI die $\overline{\text{Esf}}$ -Werte geringer sind, wenn sich dieser SDI aus vielen dünnen Bäumen aufbaut (linkes Ende der Isolinien) und sich fast verdoppeln, wenn derselbe SDI durch wenige dicke Bäume erbracht wird (rechtes Ende). Indem der SDI \overline{d} und N kombiniert, diese zwei Bestandesparameter aber einen sehr unterschiedlichen Effekt auf den Zuwachs ausüben, ist er nur begrenzt für die Beschreibung der Dichte-Zuwachs-Relation geeignet (gleiches gilt für die Bestandesgrundfläche). Der Zuwachs kann sich auch bei gleichem SDI erheblich unterscheiden, wenn dieser SDI auf wenigen großen Bäumen anstelle von vielen kleinen basiert. Aus demselben Grunde kann der Zuwachs in weitem Umfang stabil bleiben, wenn der SDI abnimmt. Denn der zuwachs-förderliche Größeneffekt kann in solchen Fällen den zuwachsreduzierenden Baumzahleffekt kompensieren oder gar überkompensieren. Und eben hierdurch kommen die positiven Zuwachsreaktionen in Abb. 2, rechts zustande.

Die in Abb. 3 eingezeichneten 21 Punkte repräsentieren die auf den Parzellen in der Periode 1992–1996 gemessenen $\overline{\text{Esf}}$ -Werte. Die korrespondierenden SDI -Werte nehmen von der linken zur

rechten Seite der Punktwolke von 1.006 auf 152 ab. Für die Parzelle mit höchster Dichte ($\bar{d} = 9,4$, $N = 5.122$, $SDI = 1.006$) ergibt sich $\bar{Esf} = 0,94 \text{ kg m}^{-2} \text{ Jahr}^{-1}$; für eine Parzelle mittlerer Dichte ($\bar{d} = 17,9$, $N = 758$, $SDI = 435$) $\bar{Esf} = 1,12 \text{ kg m}^{-2} \text{ Jahr}^{-1}$ und bei niedrigster Dichte ($\bar{d} = 14,2$, $N = 389$, $SDI = 152$) $\bar{Esf} = 0,79 \text{ kg m}^{-2} \text{ Jahr}^{-1}$. Dass die \bar{Esf} -Werte trotz dieser Dichteunterschiede erstaunlich stabil bleiben ist also nicht der Baumzahl-senkung zu Periodenbeginn (direkter Durchforstungseffekt) sondern dem in der zurückliegenden Bestandesentwicklung erworbenen Größenvorteil der licht gehaltenen Parzellen zuzuschreiben. Zuwachsreduktionen treten erst bei stärksten Dichte-reduktionen auf.

Ist der Mitteldurchmesser auf einer durchforsteten Parzelle beispielsweise um 10% „weiter“ als auf der undurchforsteten Nachbarparzelle, dann bewirkt nach Gleichung (4) alleine diese Größenüberlegenheit einen Mehrzuwachs von 9,24%. Unter self-thinning-Bedingungen, also bei höchster Baumzahl bzw. geringstem mittleren Standflächenverbrauch pro Baum gilt $N \propto \bar{d}^{-1,664}$ (PRETZSCH und BIBER, 2005), d. h. der 10%ige Größenvorsprung ist gekoppelt mit einer Baumzahlreduktion von 1,664% pro Prozent Durchmesserüberlegenheit, das entspricht einer Baumzahlabnahme von 16,64% bei 10-prozentiger Größenüberlegenheit. Dieser Baumzahlrückgang löst nach Gleichung (4) einen \bar{Esf} -Rückgang von $16,6 \cdot 0,215\% = 3,58\%$ aus. Der \bar{Esf} -Gewinn durch die Größenzunahme (9,24%) ist also etwa 3-mal so hoch wie der damit verbundene Verlust durch die Stammzahlabnahme (3,58%). Zuwachsreduktionen treten erst ab Durchmesser-Stammzahl-Rückgängen von $N \propto \bar{d}^{-4,298}$ auf ($-4,298 = 0,924/-0,215$), wenn also die Baumzahl-senkungen 2–3-mal so stark sind wie bei Selbstdurchforstung.

3.3 Standflächeneffizienz in Abhängigkeit von Baumgröße und Standflächenangebot

Um die unimodale Optimum-Beziehung zwischen Dichte und Zuwachs (vgl. Abb. 2) bis auf Bauebene zu verfolgen, berechnen wir baumweise die Effizienz der Standflächennutzung $Esf = w'/sf$ in ($\text{kg Jahr}^{-1} \text{ m}^{-2}$) als Quotient aus dem jährlichen Biomassenzuwachs des Baumes w' (kg Jahr^{-1}) und der ihm verfügbaren Standfläche sf (m^2). Esf erbringt nach Multiplikation mit 10 den Biomassenzuwachs des Baumes in $\text{t ha}^{-2} \text{ Jahr}^{-1}$ (wegen $1 \text{ kg m}^{-2} = 10 \text{ t ha}^{-1}$), sodass die Werte direkt mit den auf Bestandesebene berechneten, verglichen werden können. $Esf_{\text{mittel}} = (Esf_1 + Esf_2 + \dots + Esf_n)/n$ erbringt die mittlere Standflächeneffizienz.

Entsprechend der Analyse auf Bestandesebene interessiert, wie Esf vom Standflächenangebot und von der Größe des Baumes abhängt. Wie zuvor wird für die Analyse die Zuwachsperiode 1992 bis 1996 herangezogen. Das Modell

$$\ln(Esf) = 3,977 + 0,64 \ln(sf) - 0,078 sf - 2,400 \ln(\bar{d}) + 0,288 \ln(\bar{d}) \ln(sf) \quad (5)$$

mit ($n = 3.616$, $r^2 = 0,52$, $p < 0,001$)

beschreibt Esf ($\text{kg Jahr}^{-1} \text{ m}^{-2}$) in Abhängigkeit von der baumindividuellen Standfläche sf (m^2) und dem Mitteldurchmesser \bar{d} (cm) des Bestandes zu Beginn der betrachteten Zuwachsperiode. Neben der einfachen Wirkung von sf auf die Standflächeneffizienz beschreibt das Modell über $\ln(sf) \times \ln(\bar{d})$ die Kombinationswirkung dieser Variablen auf Esf . Die auf Abbildung 4 fett ausgezogenen Kurvenabschnitte repräsentieren den mit Messungen abgedeckten Wertebereich, Kreise die Esf_{mittel} -Werte. Dicht belassene Bestände mit geringem Durchmesser ($\bar{d} < 12 \text{ cm}$) zeigen einen steilen, fast linearen Anstieg der Standflächeneffizienz mit zunehmender Standfläche. Die mittlere Standflächeneffizienz ist in solchen Beständen aber suboptimal, denn die hohe Zahl kleiner Bäume mit geringer Standfläche zieht den Esf -Mittelwert nach unten. In Beständen mit \bar{d} -Werten von 12–14 cm werden nicht mehr so große Esf -Einzelwerte erreicht wie in undurchforsteten, Esf_{mittel}

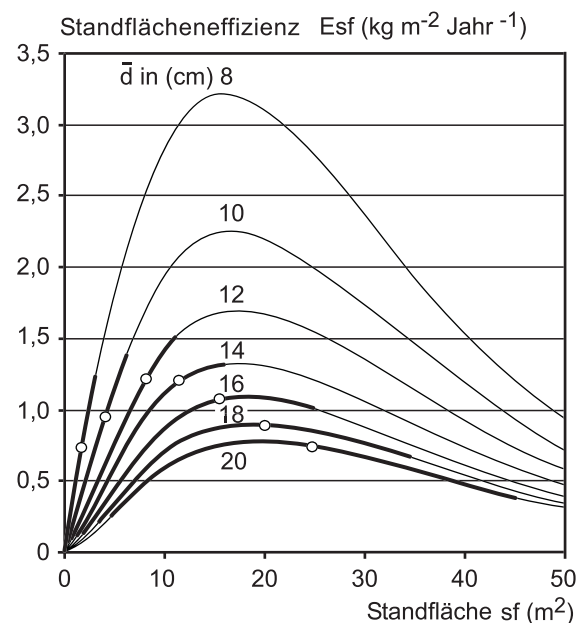


Abb. 4

Unimodale Optimumbeziehung zwischen Standflächeneffizienz Esf und Standfläche sf auf Einzelbauebene, dargestellt für Bestände mit quadratischem Mitteldurchmesser \bar{d} von 8–20 cm (Gleichung (5)).

Fett ausgezogene Kurvenabschnitte repräsentieren den 1992–1996 mit Messwerten abgedeckten Wertebereich. Kreise zeigen die Entwicklung von Esf -Mittelwerten bei steigendem Mitteldurchmesser bzw. abnehmender Bestandesdichte an, und lassen wiederum eine unimodale Optimumkurve erkennen.

Unimodal optimum relationship between growing area efficiency Esf and growing area on individual trees level, displayed for stands with quadratic mean diameter \bar{d} from 8–20 cm (Equation (5)).

Bold curve sections represent the range of measurements in survey period 1992–1996. Circles show the development of mean Esf with increasing mean diameter resp. decreasing stand density, and again reflect an unimodal optimum curve.

steigt aber an, weil die Anzahl kleiner, ineffizienter Bäume abnimmt. Solche Bestände bilden maximale flächenbezogene Leistung. Geht \bar{d} über 14 cm hinaus, so kommt es zu Verlusten der flächenbezogenen Zuwachsleistung und einem Rückgang von Esf_{mittel} . Demnach kann die Standflächeneffizienz Esf durch Beschleunigung des Durchmesserwachstums bis zu einem gewissen Grad erhöht werden; Kombination von Größenvorschub und Standflächenangebot kann aber auch ein Abklingen der Standflächeneffizienz auslösen.

3.4 Der Effizienz- und Mengeneffekt beim Übergang von Baum- auf Bestandesebene

Aus der Standflächeneffizienz Esf der Bäume alleine kann die Dichte-Zuwachs-Reaktion auf Bestandesebene nicht verstanden werden. Denn für die flächenbezogene Leistung eines Bestandes gilt $\bar{Esf} = (Esf_1 sf_1 + Esf_2 sf_2 + \dots + Esf_n sf_n) / (sf_1 + sf_2 + \dots + sf_n)$. \bar{Esf} ergibt sich demnach als Produkt aus den mit Abbildung 4 aufgedeckten Effizienzen und den Standflächen sf der Bäume; relevant für das Reaktionsmuster auf Bestandesebene sind neben den größendeterminierten Esf -Werten (vgl. Gleichung (5)) auch die Flächenanteile, die Bäume solcher Effizienzen innehaben. Nur in dem Fall, wenn alle Bäume gleich große Standflächen haben ($sf_1 = sf_2 = \dots = sf_n$), gilt $\bar{Esf} = Esf_{\text{mittel}}$. In allen anderen Fällen kommt es zu einer Verlagerung der \bar{Esf} -Werte in Abhängigkeit von der Form der Standflächen-Häufigkeitsverteilung.

Deshalb wird die Häufigkeitsverteilung der Standflächen sf in Abhängigkeit vom Mitteldurchmesser berichtet. Basis bilden wie-

der die 21 Parzellen in der Zuwachperiode 1992 bis 1996. Mit zunehmendem Durchmesser steigen Mittelwert, Minimum und Maximum der Standflächenverteilung an, während Schiefe und Kurtosis abnehmen (Abb. 5). Die eingetragenen Kurven basieren auf den doppel-logarithmischen Gleichungen

$$\ln(sf_{\min}) = -9,2 + 3,6\ln(\bar{d}) \quad (n = 21, r^2 = 0,50, p < 0,001), \quad (6)$$

$$\ln(sf_{\max}) = -4,5 + 2,8\ln(\bar{d}) \quad (n = 21, r^2 = 0,65, p < 0,001), \quad (7)$$

$$\ln(sf_{\text{mittel}}) = -6,1 + 3,1\ln(\bar{d}) \quad (n = 21, r^2 = 0,73, p < 0,001), \quad (8)$$

bzw. halb-logarithmischen Modellen

$$sf_{\text{Kurt}} = -0,15 - 0,08\ln(\bar{d}) \quad (n = 21, r^2 = 0,10, p < 0,001) \quad \text{und} \quad (9)$$

$$sf_{\text{Schiefe}} = 2,93 - 1,06\ln(\bar{d}) \quad (n = 21, r^2 = 0,40, p < 0,001). \quad (10)$$

In Beständen mit geringem Mitteldurchmesser sind die Standflächen linkssteil verteilt, d. h. es akkumulieren sich viele Bäume mit geringer Standfläche. Je höher der Durchmesser, desto symmetrischer wird die Verteilung der sf-Werte. Bei mittleren Durchmessern liegt eine symmetrische Verteilung vor; maximale Durchmesser von 20 cm sind mit rechtssteilen sf-Verteilungen gekoppelt. Auf *Abbildung 6* ist die Kombinationswirkung von Häufigkeitsverteilung der Standflächen sf (oben) und Standflächeneffizienz der Einzelbäume Esf (unten) auf die \bar{Esf} -Werte (unten, eingetragene Kreise) für ausgewählte Bestandesdichten schematisch dargestellt. Dass hohe Dichten suboptimalen, mittlere Dichte maximalen und geringe Dichten wiederum suboptimalen Zuwachs erbringen, lässt sich demnach vom Reaktionsmuster der Einzelbäume über den Mittelstamm bis zur Bestandesebene verfolgen.

3.5 Optimale Zuwachsleistung pro Fläche bei größensymmetrischer Konkurrenz?

Die Analysen auf Bestandes- und Einzelbaumebene zeigen, dass es eine mittlere Dichte und Verteilungsstruktur gibt, bei der die Zuwachsverteilung auf Individuen verschiedener Größe offenbar so ausbalanciert ist, dass maximaler Zuwachs pro Fläche produziert wird. Diese zuwachsoptimale Zuwachs-Größen-Relation soll im

Folgenden untersucht werden, und zwar wiederum für die Periode 1992–1996. Hinter der Auswertung steckt die Hypothese, dass maximale Zuwachsleistung pro Fläche dann erzielt wird, wenn zwischen den Individuen größen-symmetrische Konkurrenz um Ressourcen besteht, d. h. wenn Ressourcenversorgung und Zuwachsleistung proportional zur Größe sind und folglich alle Bäume ähnliches Zuwachsprozent haben. Indikator dafür ist, dass der Zusammenhang zwischen Gewicht und Gewichtszunahme der Bäume einer Geraden ($y = a + b \cdot x$) mit Verlauf durch den Ursprung folgt (d. h. $a \approx 0$) (WEINER, 1990; HARA, 1992). Weicht a von 0 ab, so zeigt das asymmetrische Konkurrenz an: wenn $a < 0$, so liegt unterproportionales Wachstum der kleinen Bäume vor, wenn $a > 0$, dann wachsen die großen unterproportional.

Der Zusammenhang zwischen Ausgangsgröße von Bäumen und ihrem Zuwachs in der Folgeperiode wurde über das Modell $w' = a + b \cdot w$ an die Daten für die Periode 1992 bis 1996 angepasst. Für die 21 Parzellen resultieren mittlere a -Werte (Minimum, Maximum) von 0,56 (–1,06 bis 6,95) und b -Werte von 0,16 (0,13 bis 0,26). Intercept a und Steigung b korrelieren eng miteinander ($r_{ab} = +0,826, p < 0,001$). Ihr signifikanter Abfall mit zunehmender Dichte wird über die Modelle

$$a = -2,83 + 1636,71 (1/SDI) \quad (11)$$

mit ($n = 21, r^2 = 0,91, p < 0,001$) und

$$b = 0,12 + 21,73 (1/SDI) \quad (12)$$

mit ($n = 21, r^2 = 0,73, p < 0,001$) beschrieben.

Durch Einsetzen der parzellenspezifischen SDI-Werte in die Gleichungen (11) und (12) erhalten wir a - und b -Werte, aus denen die parzellenspezifischen Zuwachsgeraden erzeugt werden können, die auf *Abbildung 7* für alle 21 Parzellen dargestellt sind. Die dargestellten Geradenabschnitte repräsentieren jeweils den mit Messungen abgedeckten Wertebereich von w und w' . Obwohl Alter und Standortbedingung auf den Parzellen identisch sind, werden beträchtliche Unterschiede in Höhenlage und Steigung der Zuwachsgeraden sichtbar.

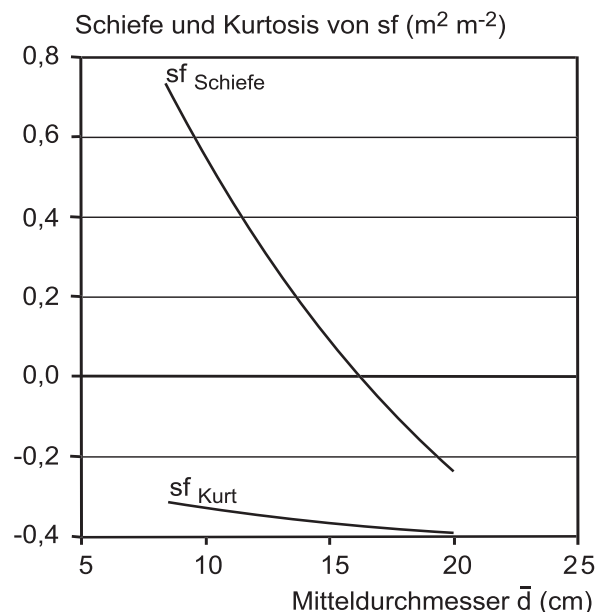
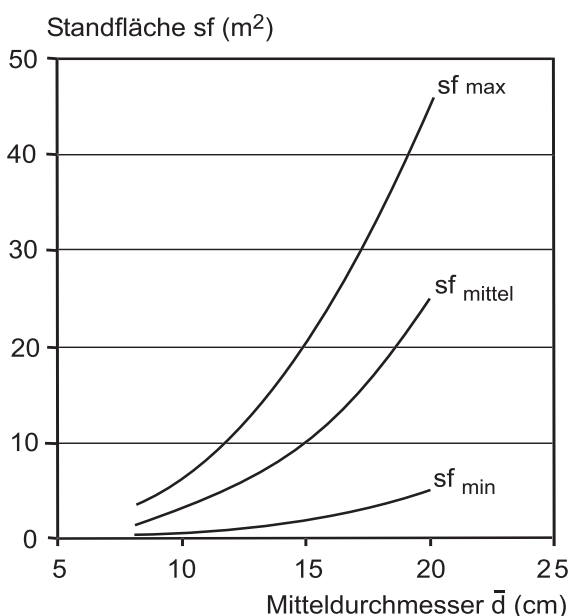


Abb. 5

Parameter der Häufigkeitsverteilung von Einzelbaum-Standflächen sf in Abhängigkeit vom Mitteldurchmesser bzw. der Dichte des Bestandes (Gleichungen (6)–(10)). Maximum, Mittelwert und Minimum der sf-Verteilung (links) und Schiefe und Kurtosis (rechts) in der Zuwachperiode 1992–1996.

Attributes of the frequency distribution of individual trees' growing area sf in dependence on mean diameter resp. stand density (Equations (6)–(10)). Maximum, mean, minimum of the sf-distribution (left); skewness and kurtosis (right) in period 1992–1996.

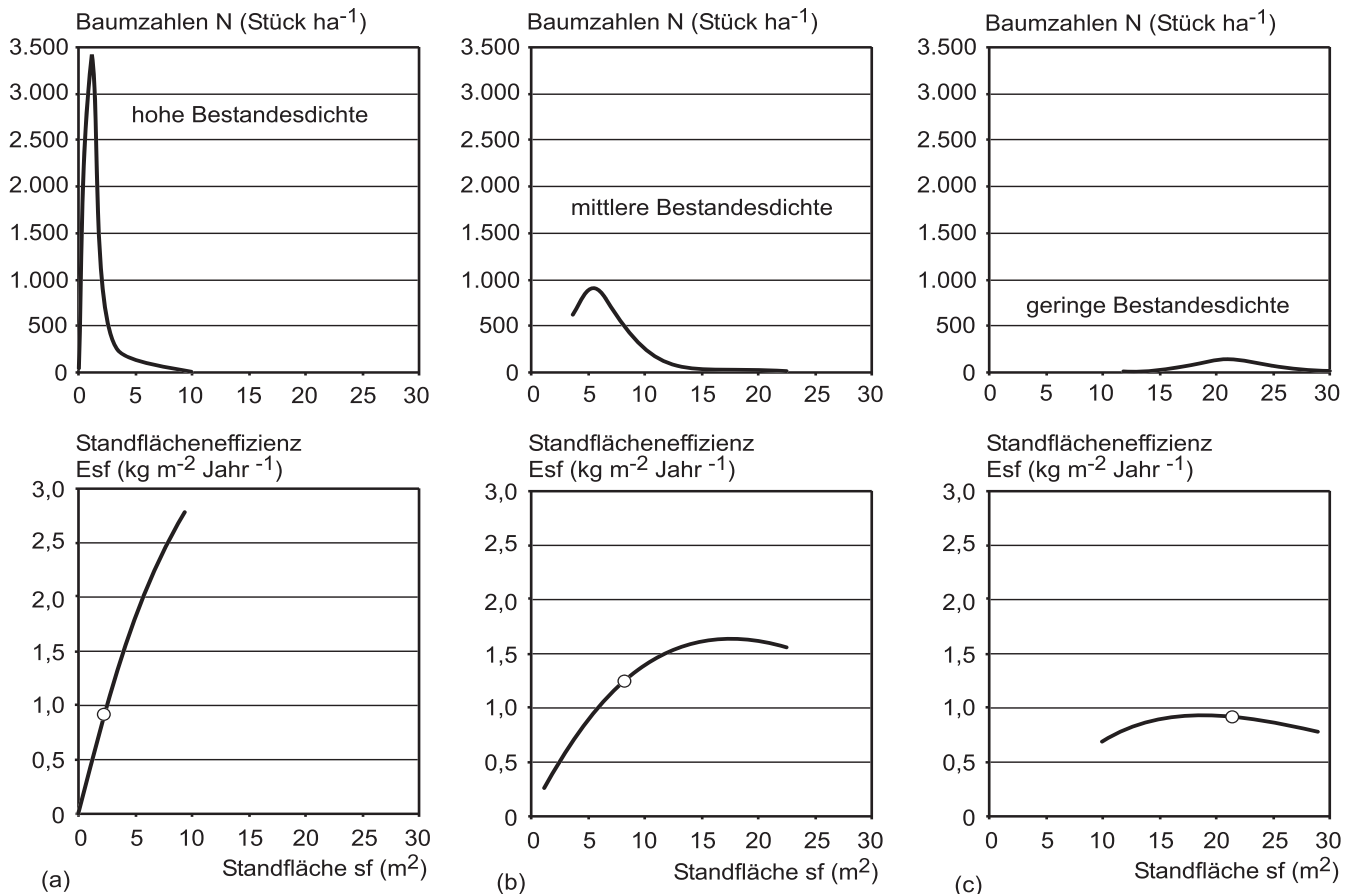


Abb. 6

Kombinationswirkung von Häufigkeitsverteilung der Standflächen sf (oben) und Standflächeneffizienz der Einzelbäume Esf (unten) auf den Biomassenzuwachs des Bestandes (unten, eingetragene Kreise) in schematischer Darstellung.

Dichte und stark aufgelichtete Bestände (a bzw. c) erbringen suboptimalen Zuwachs, bei mittlerer Dichte (b) ist der Bestandeszuwachs maximal.

Effect of frequency distribution of growing area sf (above) and efficiency of growing area of individual trees Esf (below) on the biomass increment on stand level (below, unfilled circles) in schematic representation.

Dense stands (a) and heavily thinned stands (c) achieve suboptimal biomass increment, in stands with mean density (b) increment is at maximum.

Durch Einsetzen von $a = 0$ in $a = -2,83 + 1636,71(1/\overline{SDI})$ und Auflösung nach \overline{SDI} erhalten wir $\overline{SDI} = 578$, d. h. den Wert, bei dem die Zuwachsgerade durch den Ursprung verläuft und größen-symmetrische Konkurrenz besteht. Dieser \overline{SDI} -Wert liegt in dem Dichtebereich, in dem der flächenbezogene Zuwachs maximal ist. Einsetzen von 578 in $b = 0,12 + 21,73(1/\overline{SDI})$ erbringt $b = 0,1576$; $w' = a + bw$ vereinfacht sich zu $w' = bw = 0,1576 w$, d. h. alle Bäume haben ein Zuwachsprozent von 15,76%.

Die Kreise zeigen die Mittelwerte von w und w' an (Abb. 7). Ihre Position auf den Geraden macht deutlich, dass hohe Dichte stark linkssteile Häufigkeitsverteilungen erzeugen, mittlere Dichten die Mittelwerte nach rechts verschieben und in lichten Beständen nahezu symmetrische Häufigkeitsverteilungen von w und w' ausgeprägt sind.

3.6 Zusammenhang zwischen Bestandesdichte und Höhe, Durchmesser und Biomasse

Geprüft wird der Zusammenhang zwischen Bestandesdichte \overline{SDI} bis Alter 32 und Maximalhöhe (h_{max}), Mittelhöhe der 50 höchsten Bäume (h_{50}), Mittelhöhe der 100 höchsten Bäume (h_{100}) und Höhe des Grundflächenmittelstammes (h_{mittel}) im Alter 32. Durchmesser d und Biomasse w werden analog untersucht. Der \overline{SDI} beträgt auf der dichtesten Parzelle 626 Bäume ha⁻¹ und geht herunter bis auf 137 Bäume ha⁻¹ auf der lichtesten Parzelle. Die Höhen korrelieren

in keinem Fall mit dem \overline{SDI} (Abb. 8a). Der Maximaldurchmesser beträgt auf der am dichtesten bestockten Parzelle etwa 25 cm und steigt auf der lichtesten Parzelle auf fast 50 cm an. Die Korrelation von d_{max} , d_{50} , d_{100} und d_{mittel} mit \overline{SDI} liegt zwischen $r = -0,88$ und $-0,93$ und ist in allen Fällen signifikant ($p < 0,001$). Die oberirdische Biomasse liegt zwischen 0,2 t pro Baum auf der dichtesten Parzelle und 1,0 t auf der lichtesten. Der Rückgang von w_{max} , w_{50} , w_{100} und w_{mittel} mit zunehmender Dichte resultiert in Korrelationskoeffizienten von $r = -0,84$ bis $-0,89$ mit dem \overline{SDI} . Die Modelle

$$d_{max} = 107,7 - 12,7\ln(\overline{SDI}) \quad (13)$$

mit ($n = 21$, $r^2 = 0,76$, $p < 0,001$) und

$$d_{mittel} = 91,1 - 11,6\ln(\overline{SDI}) \quad (14)$$

mit ($n = 21$, $r^2 = 0,82$, $p < 0,001$) beschreiben den Zusammenhang zwischen Dichte und maximalem und mittlerem Durchmesser (cm) im Alter 32 (Abb. 8b). Die Modelle

$$w_{max} = 3722,3 - 544,6\ln(\overline{SDI}) \quad (15)$$

mit ($n = 21$, $r^2 = 0,73$, $p < 0,001$) und

$$w_{mittel} = 1766,1 - 266,8\ln(\overline{SDI}) \quad (16)$$

mit ($n = 21$, $r^2 = 0,79$, $p < 0,001$) bilden den Zusammenhang zwischen Dichte und Biomasse w (kg) ab (Abb. 8c).

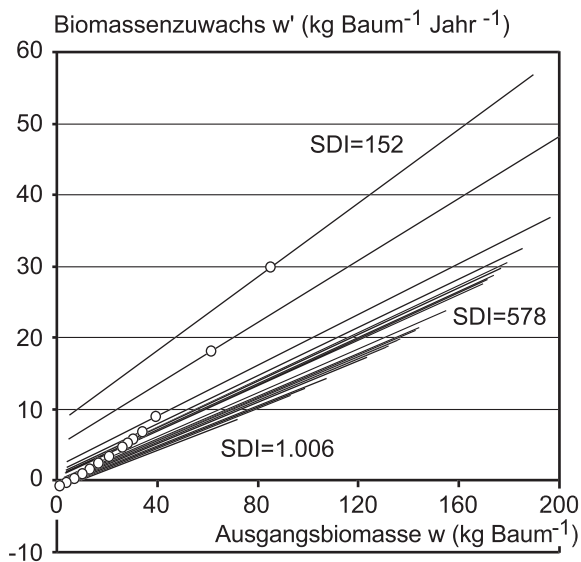


Abb. 7

Verlagerung der Zuwachsgerade $w' = a + bw$ (w' = mittlerer jährlicher Biomassenzuwachs der Einzelbäume in Periode 1992–1996, w = Ausgangsbiomasse der Bäume 1992) mit abnehmender Bestandesdichte.

Höhenlage a und Steigung b der Geraden werden über Hyperbeln (vgl. Gleichungen (11)–(12)) in Abhängigkeit vom SDI beschrieben.

Shifting of biomass increment line $w' = a + bw$ (w' = mean annual biomass increment of individual trees in period 1992–1996, w = biomass in 1992) with decreasing stand density SDI. Intercept a and slope b are fitted by hyperbolas (Equations (11)–(12)) and depend on SDI.

4. DISKUSSION

Vorliegende Untersuchung über den Zusammenhang zwischen Bestandesdichte und Zuwachs geht über bisherige in den Ergebnissen häufig widersprüchliche Arbeiten (BRYNDUM, 1978, 1980; KRAMER, 1988; LANGSAETER, 1941; PRETZSCH, 2005; ZEIDE, 2002) hinaus. Bisher auf Bestandesebene statistisch beschriebene Dichte-Zuwachs-Reaktionen (ASSMANN, 1961, S. 222 ff.) werden in vorliegender Arbeit bis zur Baumebene verfolgt, um vom Beschreiben zum Verstehen zu gelangen. Am Beispiel des Fichten-Standraum-Durchforstungsversuchs Fürstenfeldbruck 612 wird ein bisher kaum abgedecktes Dichtespektrum analysiert, das von unbehandelten Parzellen bis zu Solitärbedingungen reicht. Während sich bisherige Arbeiten auf Derbholz- oder Stammholzvolumen beziehen und dünnere Bäume, Äste und Nadeln ausschließen (CURTIS et al., 1997; SCHÖBER, 1972; ZEIDE, 2001) vermeidet die vorliegende durch Auswertung der gesamten oberirdischen Biomasse diese normative Beschränkung.

4.1 Unimodale Optimumbeziehung zwischen Bestandesdichte und Zuwachs

Die Gesamtwuchsleistung an Biomasse bis zum Alter 32 und die mittleren periodischen Zuwächse folgen bei abnehmender Dichte einer unimodalen Optimumbeziehung mit breitem Sattel (Abb. 2). Die Dichte-Zuwachs-Kurven gründen auf Dichte-Zuwachs-Wertepaaren von Parzellen, die zwar physikalisch alle das gleiche Alter haben, die sich allerdings durch Dichtereduktion bis auf 20% bereits im Alter 32 in völlig unterschiedlichen allometrischen Entwicklungsstadien und Zuwachsphasen befinden (Abb. 8). Und eben aus den unterschiedlichen Entwicklungsstadien resultieren Optimumbeziehung und Mehrzuwachs. Eine Interpretation, wonach der Zuwachsanstieg alleine eine unmittelbare Reaktion auf die Durchforstung zu Periodenbeginn ist, liefe auf eine weite Überschätzung der direkten Durchforstungsreaktion hinaus. Vielmehr muss zwischen dem periodischen Durchforstungseffekt bei identischen

Ausgangsbedingungen zu Periodenbeginn (initialer Durchforstungseffekt) und dem Zinseszinsseffekt früherer Durchforstungen (Größeneffekt) unterschieden werden. Auch bei den von Assmann (1961, S. 264 ff.) dargestellten Dichte-Zuwachs-Reaktionen werden Parzellen miteinander verglichen, die schon im Vorfeld unterschiedlich behandelt wurden und deshalb unterschiedliche Entwicklungsstadien repräsentieren. Die Überlegenheit der durchforsteten Varianten geht auf Kombinationswirkung von Größen- und Durchforstungseffekt zurück.

Die Separierung von Größen- und Durchforstungseffekt hat gezeigt, dass der Stand Density Index kein eindeutiges Dichtemaß für die Beschreibung der Dichte-Zuwachs-Relation ist. Indem sie Durchmesser und Stammzahl kombinieren, bleiben deren unterschiedliche Effekte auf den Zuwachs unberücksichtigt. Isolinien gleicher Dichte (Abb. 3) zeigen Zuwachsüberlegenheit an, wenn sich SDI-Werte aus geringen Stammzahlen und hohen Durchmessern aufbauen und Zuwachsunterlegenheit bei hohen Stammzahlen und geringeren Durchmessern. Mehrleistung gegenüber dichten Beständen ist demnach nicht durch einmalige Dichteabsenkungen und darauf folgende Bestandesreaktion zu haben, sondern nur durch frühzeitig und kontinuierlich hergestellte Größenüberlegenheit.

4.2 Skalenübergang vom Baum zum Bestand

Eine Erklärung der auf Bestandesebene gefundenen unimodalen Optimumbeziehung zwischen Dichte und Zuwachs (Abb. 2) läuft auf die Ableitung dieses Musters von der Baumebene heraus. In Theorie und Praxis finden sich widersprüchliche Aussagen darüber, ob denn kleine oder große Baumkronen günstigere Standflächenleistung erbringen (KENNEL, 1965; MAYER, 1958; PRETZSCH und SCHÜTZE, 2005; SPIECKER, 1986; WEBSTER und LORIMER, 2003). Die Auswertung zeigt, dass je nach Bestandesentwicklungsphase die erste oder zweite Aussage zutreffen kann, denn es handelt sich um zwei Aspekte derselben Gesetzmäßigkeit. In wenig differenzierten Beständen nimmt die Effizienz von kleinen zu großen Standflächen stark zu (Abb. 4). Die Effizienz geht aber mit zunehmender Größe zurück, sodass auch die Überlegenheit großer Kronen innerhalb des Bestandes abklingt und große gegenüber kleinen Kronen zunehmend ungünstiger abschneiden. Gleichung (5) und Abb. 4 überführen beide Aussagen in ein Kontinuum. Durchforstung treibt die Drift durch das Kontinuum an: Je mehr die überlegene Effizienz herrschender Bäume ausgeschöpft und in Größenzuwachs umgesetzt wird, desto mehr nehmen sie an Größe zu, verlieren aber ihre Überlegenheit gegenüber kleineren Kronen.

Neben den größendeterminierten Standflächeneffizienzen sind die Flächenanteile, die Bäume solcher Effizienzen innehaben, für die unimodale Optimumbeziehung zwischen Dichte und Zuwachs verantwortlich. Denn das Reaktionsmuster auf Bestandesebene stellt sich auf Baumebene als kombinierter Größenverteilungs- und Zuwachseffekt dar (vgl. Abb. 6). In dichten Beständen (Abb. 6a) nimmt die Effizienz E_{sf} mit zunehmender Standfläche degressiv zu und erreicht Spitzenwerte. Allerdings sind die Häufigkeitsverteilungen linkssteil, d. h. nur wenige Bäume schöpfen diese hohe Effizienz aus. Die flächenbezogene Zuwachsleistung \bar{E}_{sf} , die sich als Summe des Produktes von Einzelbaumeffizienz und Häufigkeit darstellt, wird durch die vielen kleinen ineffizienten Bäume gebremst. Wird das Baumwachstum durch niedrigere Anfangsbaumzahlen oder Durchforstung beschleunigt, so reduziert das zwar die Standflächeneffizienz und ihre Zunahme bei vermehrter Standfläche. Aufgrund der fortgeschrittenen Bestandesentwicklung nimmt die Asymmetrie der Häufigkeitsverteilung aber ab, sodass viele Bäume mit mittlerer Effizienz einen maximalen \bar{E}_{sf} -Wert erbringen (Abb. 6b). Wird die Standfläche weiter erhöht, dann lässt die Kombination aus rückläufiger Standflächeneffizienz und rechtssteiler Häufigkeitsverteilung \bar{E}_{sf} sinken (Abb. 6c).

Im Vergleich zu krautigen Arten (z. B. Gras, Efeu) ist das laterale Expansionsvermögen und die damit verbundene Fähigkeit, frei gewordenen Raum durch Ausdehnung verbleibender Individuen zu besetzen und für die Zuwachsleistung auszuschöpfen, bei holzigen Pflanzen eher begrenzt (NIKLAS, 1994). Dass die Biomassenproduktion pro Fläche bei fortschreitender Dichterreduktion ab einem bestimmten Schwellenwert abnimmt, leuchtet deshalb unmittelbar ein. Demgegenüber ist aber der Zuwachsanstieg von maximaler zu

mittlerer Bestandesdichte bemerkenswert: Obwohl ja das Ressourcenangebot pro Fläche nicht zunimmt, steigt die Biomassenproduktion an. Die begrenzten Ressourcen werden erst bei mittlerer Dichte bestmöglich für die Zuwachsleistung ausgeschöpft.

Zuwachsgeraden, die u. a. von PRODAN (1951) und KRAMER und AKÇA (1995) für Inventurzwecke und von HARA (1992), WEINER (1990) und WICHMANN (2002) für die Diagnose von Konkurrenz-

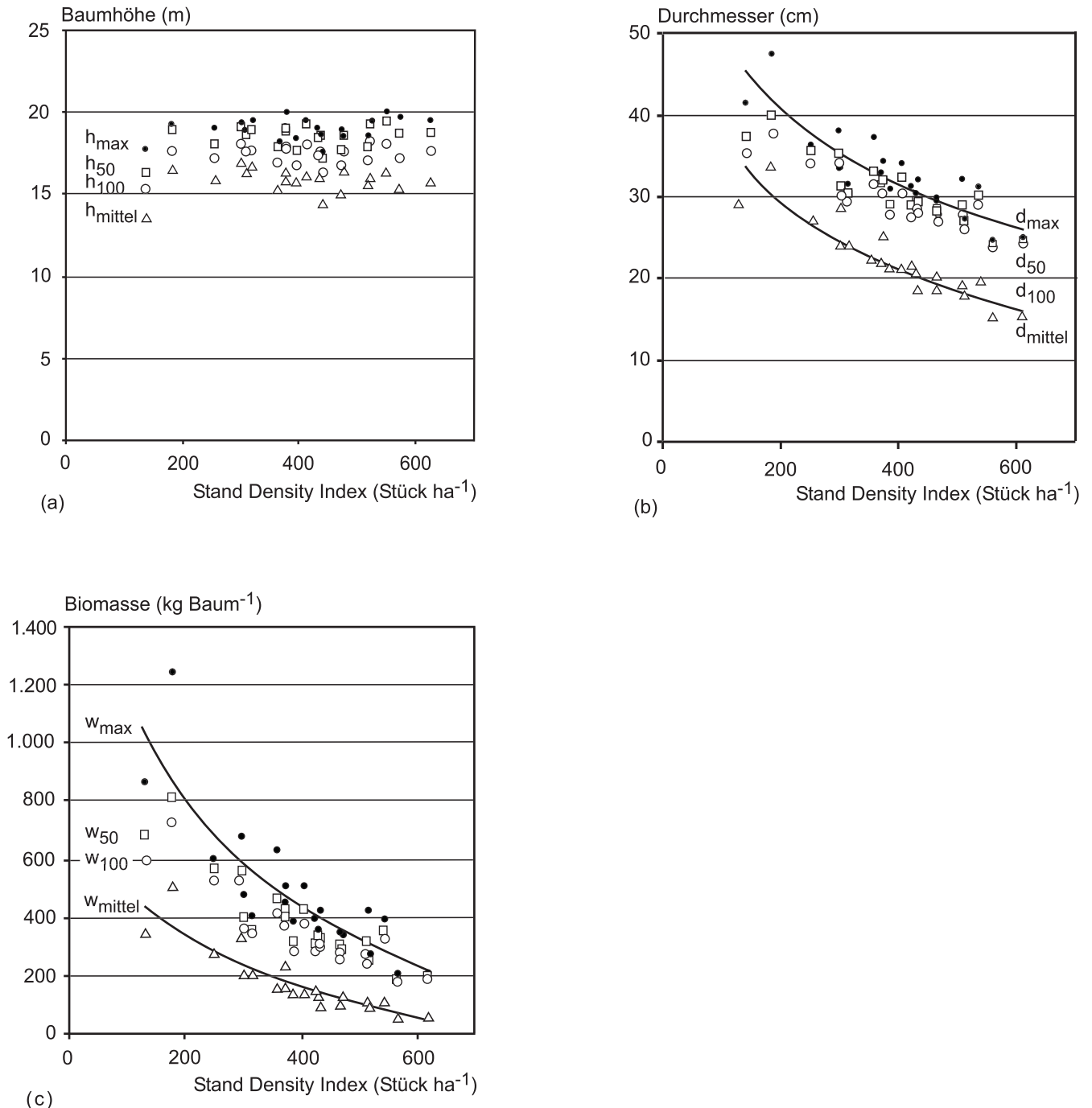


Abb. 8

Höhe h , Durchmesser d und oberirdische Biomasse w auf den 21 Parzellen im Alter 32 in Abhängigkeit vom mittleren periodischen Stand Density Index \overline{SDI} bis zum Alter 32. Maximalwerte (max) sind mit ausgefüllten Kreisen, Mittelwert der 50 größten (50) mit Rechtecken, Mittelwert der 100 größten (100) mit Kreisen, Mittelwert des Gesamtkollektivs (mittel) mit Dreiecken markiert. Den eingezeichneten Kurven liegen die Modellgleichungen (13) bis (16) zugrunde.

Tree height h , tree diameter d , and aboveground tree biomass w on the 21 plots at age 32 in dependence on mean periodic Stand Density Index \overline{SDI} until age 32. Maximum values (max) are displayed by filled circles, means of the 50 largest trees (50) by rectangles, mean of the 100 largest trees (100) by circles, mean of the total stand (mittel) by triangles. The depicted curves are based on Equations (13) to (16).

ursachen eingesetzt werden, enthüllen hier die Ressourcen- und Zuwachsverteilung zwischen den Bäumen. Hohe Bestandesdichten erbringen Zuwachsgeraden, die flach und auf niedrigerem Niveau verlaufen und asymmetrische Konkurrenz um Licht anzeigen. Kleine Bäume sind unterproportional mit Ressourcen versorgt und mindern durch ihre geringe Nettoproduktion die Bestandesleistung. Bei niedrigen Dichten verlaufen die Zuwachsgeraden steil und auf höherem Niveau. In diesem Fall geraten große Bäume an ihre Leistungsgrenze und kleine Bäume erbringen überproportionalen Zuwachs. Verläuft die Biomassen-Zuwachsgerade durch den Ursprung, so ist die Ressourcenverteilung auf Individuen verschiedener Größe offenbar so ausbalanciert, dass maximaler Zuwachs pro Fläche geleistet wird. Nur in diesem Fall gilt größen-symmetrische Konkurrenz um Ressourcen, sodass Ressourcenversorgung und Zuwachsleistung proportional zur Größe sind und gleiches Zuwachsprozent für alle Bäume gilt. Abweichungen von der Ursprungsgerade in die eine oder andere Richtung hingegen sind mit suboptimaler Ressourcenausbeutung und Zuwachsbildung gekoppelt.

4.3 Ökologische und ökonomische Relevanz

Der Wissensstand über den Zusammenhang zwischen Bestandesdichte und Zuwachs der Fichte gründet im Wesentlichen auf Versuchen in künstlich begründeten, regelmäßig bestockten und turnusmäßig durchforsteten Beständen mittlerer bis hoher Dichte (ASSMANN, 1961; KRAMER, 1988; SCHÖBER, 1979, 1980; WIEDEMANN, 1936). Versuche die das artspezifische Potential der Raumbesetzung widerspiegeln, indem sie Solitär- und self-thinning-Bedingungen sowie unregelmäßige Verteilungsmuster und Wachstum unter Schirm einschließen, sind Ausnahmen (NELDER, 1962; FABER, 1983). Gerade solche Extrembedingungen herrschen aber in natürlichen Beständen vor, in denen die Fichte unter Selektionsdruck ihre Konkurrenzfähigkeit stammesgeschichtlich entwickelt hat.

Der besondere Wert der Versuchfläche FFB 612 liegt darin, dass sie Solitärbedingungen mit abdeckt, wie sie in Naturwäldern für überlebende Einzelbäume nach Windwurf, Feuer oder Insektenkalamitäten innehaben. Andererseits umfasst der Versuch auch maximale Bestandesdichten, wie sie durch Naturverjüngung auf Freiflächen entstehen. Solitärbedingungen bzw. maximale Dichte stellen Grenzfälle in einem breiten Spektrum von unterschiedlichen Pfaden der Bestandesentwicklung dar. Hohe Dichte bedeutet Risikostreuung und kann die Wahrscheinlichkeit, dass zumindest einige Individuen der Population bis zur Maturität gelangen, erhöhen. Diese Risikostreuung kostet aber Zuwachs: Dicht bestockte Bestände wachsen langsamer und brauchen entsprechend lange bis zur Maturität. Das ist gleichbedeutend mit einer langen risikoreichen Zeit, in welcher Bestandesglieder u. a. durch Windwurf, Borkenkäferbefall oder Eisbruch noch vor Gelingen der Reproduktion ausfallen können. Geringe Dichte beschleunigt demgegenüber die Größenentwicklung, reduziert die Zeitspanne bis zur Maturität und die Eintrittswahrscheinlichkeit von Störungen vor der Reproduktion. Andererseits kostet auch diese zeitliche Reduktion der Risikexposition Zuwachs, und ist mit einer räumlichen Risikokonzentration auf wenige große Pflanzen verbunden. Es besteht also ein trade-off zwischen räumlicher und zeitlicher Verteilung des Risikos, der populationsdynamisch und forstwirtschaftlich relevant ist. Denn es liegt im Interesse der Forstwirtschaft, möglichst ohne große flächenbezogene Zuwachseinbußen zu erntereifen Baumdimensionen zu gelangen.

Von größter phylogenetischer und wirtschaftlicher Bedeutung ist, dass in dem besonders störungsempfindlichen Jugendstadium ein denkbar breites Spektrum von Dichtehaltungen und von Alternativen räumlicher oder zeitlicher Risikostreuung realisiert werden kann, ohne dass der Zuwachs sonderlich gemindert wird. Diese

Fähigkeit zur beschleunigten Größenzunahme, Effizienzsteigerung und beschleunigten Ressourcenausbeute verschafft der Fichte Vorteile im Wettbewerb um Ressourcen und Resilienz bei Störungen. In frühem Entwicklungsstadium liegen lichte zwar zunächst jahrelang mit $1,0\text{--}2,0\text{ t ha}^{-1}\text{ Jahr}^{-1}$ deutlich unter dem Zuwachs dichter Bestände ($3,0\text{ bis }4,0\text{ t ha}^{-1}\text{ Jahr}^{-1}$). Diese suboptimale Dichtehaltung in der Initialphase kann aber Größenzuwachstum und Bestandesentwicklung so antreiben, dass die zunächst zuwachunterlegenen Bestände schneller in Phasen höherer Zuwachseffizienz gelangen, und dann durch Mehrzuwachs die früheren Zuwachseinbußen kompensieren oder gar überkompensieren. Da in früheren Entwicklungsphasen das absolute Zuwachsniveau noch gering ist, schlagen selbst hohe relative Zuwachseinbußen (im Vergleich zu voller Bestockung) zu diesem Zeitpunkt absolut viel weniger ins Gewicht als in späteren Phasen. Zuwachsoptimale Dichtehaltung Periode für Periode, führt über längeren Zeitraum paradoxerweise nicht zu maximaler Gesamtwuchsleistung (PRETZSCH, 2005). Vielmehr kann Dichterreduktion die beschleunigte Größenzunahme verbleibender Bäume auslösen und die Effizienz ihrer Raumbesetzung steigern. Während in späten ontogenetischen Phasen Größenzunahme mit Effizienzverlusten einhergeht, verhilft beschleunigte Größenzunahme in frühen Phasen zu einer rascheren Ressourcenerschließung in Kronen- und Wurzelraum.

5. DANKSAGUNG

Der Autor dankt der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die Finanzierung des Sonderforschungsbereiches 607 „Wachstum und Parasitenabwehr“ und dem Bayerischen Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten für die Förderung des Projektes W 07 „Ertragskundliches Versuchswesen“. Dank gilt ferner Dr. PETER BIBER für die gründliche Durchsicht des Manuskriptes, ULRICH KERN für die gewissenhafte Anfertigung der Grafiken und unbekannten Gutachtern für ihre konstruktive Kritik.

6. ZUSAMMENFASSUNG

Der Standraum-Durchforstungsversuch zur Fichte, Fürstenfeldbruck 612, eignet sich dafür, den Effekt unterschiedlicher Dichten von der Bestandesebene über den Mittelstamm bis hin zur Standflächeneffizienz des Einzelbaumes zu verfolgen. Dichteabsenkungen bis auf 20% des maximalen Stand Density Index beeinflussen das Größenzuwachstum so stark, dass dicht und licht gehaltene Bestände im Alter von 32 Jahren völlig unterschiedliche Entwicklungsstadien widerspiegeln. Die flächenbezogene Biomassenproduktion folgt dagegen bei Dichterreduktion einer unimodalen Optimumbeziehung mit breitem Sattel. In dichten Beständen nimmt die Standflächeneffizienz mit zunehmender Standfläche zu und erreicht Spitzenwerte. Allerdings dominieren in solchen Beständen kleine Bäume; nur wenige große Bäume schöpfen die hohe Standflächeneffizienz aus. Die flächenbezogene Zuwachsleistung wird durch die vielen kleinen ineffizienten Bäume gemindert. Wird das Baumwachstum durch niedrigere Anfangsbaumzahlen oder Durchforstung beschleunigt, so nimmt zwar die Standflächeneffizienz ab, da viele Bäume mit mittlerer Effizienz vorkommen, erbringen solche Bestände aber maximale Flächenleistung. Wird die Standfläche weiter erhöht, lassen deutlich rückläufige Standflächeneffizienz und rechtssteile Häufigkeitsverteilung den flächenbezogenen Zuwachs sinken. Die aufgedeckte Elastizität der Ressourcenerschließung und Biomasseallokation verschafft Jungbeständen eine große Zuwachsresilienz bei natürlichen Störungen und waldbaulichen Eingriffen. Die Relevanz der aufgedeckten Elastizität von Ressourcen- und Zuwachsallokation für die Populationsdynamik und Pflanzenproduktion wird diskutiert.

7. Summary

Title of the paper: *From the growing area efficiency of individual trees to the density-growth relationship of stands. Contribution to an integration of tree and stand level research.*

The spacing-thinning trial in Norway spruce, Fürstenfeldbruck 612, was applied to track the effect of different stand densities on biomass production from stand, to mean tree and individual tree level. Lowering of stand density down to 20% of the maximum Stand Density Index affects size growth to such an extent, that tightly packed resp. sparsely stocked stands represent very different ontogenetic stadia of stand development. However, when density is reduced, total biomass production follows a unimodal optimum curve with a broad plateau. In the tightly packed stands growing area efficiency increases with increasing supply of growing space and achieves highest values. However in such stands small-sized trees are dominating and only very few tall trees exploit the high efficiency. Stand growth is reduced by the high number of small and relatively inefficient crowns. When size growth is accelerated by reduction of stem number, growing area efficiency decreases. However, the high number of mean-sized trees with mean efficiency result in a maximum of biomass increment on stand level. A further widening of the growing area causes a decrease of growing area efficiency and a right hand sided steepness of the size frequency distribution what results in reduction of biomass increment on stand level. The high elasticity of resource and biomass allocation in respect to density means resilience under natural and man-made disturbances and is interpreted as the result of selective pressure.

8. Résumé

Titre de l'article: *Sur l'efficience de l'espace disponible pour les arbres sur la corrélation densité-croissance. Contribution à l'intégration au niveau de l'arbre et à celui du peuplement.*

L'expérience sur l'éclaircie et l'espace disponible chez l'épicéa de Fürstenfeldbruck 612 convient bien pour suivre l'effet des différentes densités au niveau du peuplement, pour déterminer la bige moyenne et par suite l'efficience de l'espace dont dispose un arbre en tant qu'individu. Des abaissements de la densité jusqu'à 20% du «Stand Density Index» maximal influencent tellement la croissance en grosseur que des peuplements denses et des peuplements clairs, âgés l'un et l'autre de 32 ans, correspondent à des stades de développement totalement différents. En revanche, en ce qui concerne la production de biomasse à l'unité de surface, lors d'une réduction de la densité la courbe représentative de l'optimum est unimodale et très aplatie. Dans les peuplements denses l'efficience de la surface disponible s'accroît quand cet espace disponible augmente et atteint des valeurs records. Certes les petits arbres dominent dans de tels peuplements; seuls les quelques gros arbres profitent totalement de la haute efficience de l'espace disponible. La capacité d'accroissement à l'unité de surface est finalement diminuée en raison des nombreux petits arbres inefficients. Si la croissance des arbres a été accélérée soit en raison d'un nombre initial de sujet assez faible soit grâce à l'éclaircie l'efficience de l'espace disponible s'en trouve certes abaissée puisque sont présents de nombreux arbres dont l'efficience se trouve dans la moyenne, mais il n'en demeure pas moins que de tels peuplements ont la production à l'unité de surface maximale. Si la surface disponible augmente encore, son efficience se réduit nettement, de même que l'accroissement à l'unité de surface. L'élasticité ainsi découverte en ce qui concerne l'exploitation des ressources et la production de biomasse confère aux jeunes peuplements une grande résilience de la croissance consécutivement aux perturbations naturelles et aux interventions sylvicoles. On a enfin discuté les conséquences de cette élasticité du niveau des ressources et des accroissements pour la dynamique des populations et la production de plants. J. M.

9. Literatur

ABETZ, P. (1977): Der europäische Stammzahlversuch in Fichte (*Picea abies* Karst.). Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt 80: 1–80, Freiburg i. Br.

- ASSMANN, E. (1961): Waldertragskunde. Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien.
- BRYNDUM, H. (1978): Der Einfluß verschiedener Durchforstungsstärken auf Massen- und Wertleistung der Fichte am Beispiel der dänischen Versuchsfelder. Forstw. Cbl. 97, 302–313.
- BRYNDUM, H. (1987): Buchen-Durchforstungsversuche in Dänemark. Allgem. Forst- und Jagdztg. 158: 115–122.
- COTTA, H. (1828): Anweisung zum Waldbau. Arnoldische Buchhandlung, Dresden und Leipzig, 413 S.
- CURTIS, R. O., D. D. MARSHALL und J. F. BELL (1997): LOGS. A pioneering example of silvicultural research in coast Douglas-fir. Journal of Forestry 95: 19–25.
- DIETMAR, O. (1959): Zur Frage des „Wuchsbeschleunigungseffektes“ durch starke Durchforstung im jungen Fichtenbestand. Archiv für Forstwesen 8: 923–945.
- EVANS, G. C. (1972): The Quantitative Analysis of Plant Growth, Studies in Ecology, Volume 1, Blackwell Scientific Publications, Oxford, 734 S.
- FABER, P. J. (1983): Concurrentie en groei van de bomen binnen een opstand (Konkurrenz und Wachstum der Bäume in einem Waldbestand). Uitvoering Verslag, Wageningen, Band 18, Nr. 1, 116 S.
- GADOW, K. VON (1987): Untersuchungen zur Konstruktion von Wachstumsmodellen für schnellwüchsige Plantagenbaumarten. Forstliche Forschungsberichte München 77: 1–147.
- GROTE, R. und H. PRETZSCH (2002): A model for individual tree development based on physiological processes, Plant Biology 4: 167–180.
- HARA, T.: Effects of the mode of competition on stationary size distribution in plant populations. Annals of Botany 69: 509–513.
- HARTIG, G. L. (1795): Anweisung zu Taxation der Forsten oder zur Bestimmung des Holzertrags der Wälder. In Kommission bei Buchhändler Heyer, Gießen, 200 S.
- KENNEL, R. (1965): Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand, Allgem. Forst- und Jagdztg. 136: 149–161 u. 173–189.
- KRAMER, H. (1988): Waldwachstumslehre. Paul Parey, Hamburg, Berlin.
- KRAMER, H. und A. AKÇA (1995): Leitfaden zur Waldmeßlehre. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main.
- LANDSBERG, J. J. (1986): Physiological Ecology of Forest Production, Academic Press, London, 198 S.
- LANGSAETER, A. (1941): Om tynning i enaldret gran- og furuskog Maddel. Det Norske Skogforboksvesen 8: 131–216.
- MAYER, R. (1958): Kronengröße und Zuwachsleistung der Traubeneiche auf süddeutschen Standorten. Allgem. Forst- und Jagdztg. 129: 105–114, 151–163 u. 191–201.
- NELDER, J. A. (1962): New kinds of systematic designs for spacing experiments. Biometrics, Vol. 18, 3: 283–307.
- NIKLAS, K. J. (1994): Plant Allometry, University of Chicago Press, Chicago, 395 S.
- PRETZSCH, H. (1992): Konzeption und Konstruktion von Wachstumsmodellen für Rein- und Mischbestände. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 115, 358 S.
- PRETZSCH, H. (2002): Grundlagen der Waldwachstumsforschung, Blackwell Wissenschafts-Verlag, Berlin, Wien.
- PRETZSCH, H. (2005): Stand density and growth of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.). Evidence from long-term experimental plots. European Journal of Forest Research 124: 193–205.
- PRETZSCH, H. (2006): Species-specific allometric scaling under self-thinning: evidence from long-term plots in forest stands. Oecologia 146: 572–583.
- PRETZSCH, H. und G. SCHÜTZE (2005): Crown allometry and growing space efficiency of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.) in pure and mixed stands. Plant Biol 7: 628–639.
- PRETZSCH, H. und P. BIBER (2005): A Re-evaluation of Reineke's rule and stand density index, For Sci 51: 304–320.
- PRODAN, M. (1951): Messung der Waldbestände. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M.
- REINEKE, L. H. (1933): Perfecting a stand density index for even-aged forests. For Sci 37: 574–592.
- REVENTLOW, C. D. F. (1879): Forslag til en forbedret Skovdrift grundet, paa Undersogelser over Traeernes Vegetation i Danmarks og Slesvigs Skove. Kjobenhavn, 1879, Ed. in English 1960: A treatise of forestry, Horsholm Denmark, 142 S.
- SCHÖBER, R. (1979): Massen-, Sorten- und Werttertrag der Fichte bei verschiedener Durchforstung. Teil 1, Allgem. Forst- und Jagdztg. 150: 129–152.
- SCHÖBER, R. (1980): Massen-, Sorten- und Werttertrag der Fichte bei verschiedener Durchforstung. Teil 2, Allgem. Forst- und Jagdztg. 151: 1–21.
- SPIECKER, H. (1986): Das Wachstum der Tannen und Fichten auf Plenterwald-Versuchsflächen des Schwarzwaldes in der Zeit von 1950 bis 1984. Allgem. Forst- und Jagdztg. 157: 152–164.
- STERBA, H. (2005): Gibt es eine baumindividuelle zuwachsoptimale Überschirmung – ein Beitrag zur Theorie des Einzelbaumwachstums. Centralblatt für das gesamte Forstwesen 122: 55–68.

SCHWAPPACH, A. (1908): Die Kiefer. Verlag Neumann, Neudamm, 180 S.
 SCHWAPPACH, A. (1911): Die Rotbuche. Verlag Neumann, Neudamm, 231 S.
 WEBSTER, CH. R. und C. G. LORIMER (2003): Comparative growing space efficiency of four tree species in mixed conifer-hardwood forests, *Forest Ecology and Management* **177**: 361–377.
 WEINER, J. (1990): Asymmetric competition in plant populations. *Trends in Ecological Evolution* **5**: 360–364.
 WICHMANN, L. (2002): Modelling the effects of competition between individual trees in forest stands. PhD thesis, Unit of Forestry, Department of Economics and Natural Resources, The Royal Veterinary and Agricultural University Copenhagen, Denmark.

WIEDEMANN, E. (1936): Die Fichte 1936. Verlag M. & H. Schaper, Hannover.
 WITTKOPF, ST. (2005): Bereitstellung von Hackgut zur thermischen Verwertung durch Forstbetriebe in Bayern, *Forstliche Forschungsberichte München* **200**, 217 S.
 ZEIDE, B. (2001): Thinning and growth: A full turnaround. *Journal of Forestry* **99**: 20–25.
 ZEIDE, B. (2002): Density and the growth of even-aged stands. *For. Sci.* **48**: 743–754.

Beziehungen zwischen Baumdimensionen und kleinräumiger Strukturvielfalt in einem Mischwald in Nordostchina

Aus dem Key Laboratory for Silviculture and Conservation of Ministry of Education, Beijing Forestry University, und dem Institute of Forestry, CAF, Beijing China

(Mit 1 Abbildung und 5 Tabellen)

Von G. Y. HUI, Y. B. HU und H. XU

(Angenommen Mai 2006)

SCHLAGWORTER – KEY WORDS

Räumliche Bestandesstruktur; Diversität; Pinus koraiensis-Mischwald.

Forest stand structure; Diversity; Pinus koraiensis-Mixed Forest.

VORWORT

Herr Professor Dr. KLAUS VON GADOW, mein verehrter Lehrer, ist mit seinem reichen Erfahrungsschatz stets eine Quelle wertvoller Information für mich. Neben seinen zahlreichen Untersuchungen auf dem Gebiet des Waldwachstums hat sich Professor VON GADOW besonders intensiv mit der Zustandsbeschreibung und der Entwicklungsprognose von ungleichaltrigen Mischbeständen befasst. Durch seine Initiative ist eine jahrelange fruchtbare Kooperation zwischen der *Chinese Academy of Forestry* und dem *Institut für Waldinventur und Waldwachstum der Universität Göttingen* entstanden. Im Rahmen dieser Kooperation wurden zahlreiche landesweit in China angelegte Dauerversuchsflächen der Baumart *Cunninghamia lanceolata* ausgewertet. Auf der Basis dieser Daten konnte ich in der produktiven wissenschaftlichen Umgebung des Göttinger Institutes für Waldinventur und Waldwachstum ein hierarchisches Modellsystem für Wachstumsprognosen dieser für China wichtigen Baumart entwickeln. Einen weiteren Schwerpunkt unserer Kooperation bildet die Entwicklung neuer Methoden der räumlichen Waldstrukturanalyse auf der Basis von Daten, die mit minimalem Erhebungsaufwand erfasst werden können. Angeregt durch die gemeinsame Forschung entstanden in Deutschland und China zahlreiche wissenschaftliche Arbeiten, u. a. vier gemeinsame Bücher – drei davon in Chinesisch –, die sich mit dem hochaktuellen Thema der Steuerung von Waldökosystemen befassen. Unsere gemeinsame Arbeit bildet die Grundlage für weiterführende Forschungen in China und in Deutschland.

G. Y. HUI

1. EINLEITUNG

Die Strukturvielfalt eines Waldes kann auf unterschiedliche Weise charakterisiert werden. Sie ergibt sich u.a. durch die Vielfalt und die relativen Anteile der vorkommenden Baumarten und Baum-

dimensionen, durch die räumliche Verteilung der Baumeigenschaften, durch die Punktmuster und die Verteilung von Kleinflächen, Bodeneigenschaften und Verjüngungshorste. Raumstruktur und Diversität gehören zu den charakteristischen Merkmalen eines Waldes. Somit bildet die quantitative Erfassung und Darstellung der Waldstruktur und der Bestandesdiversität eine wichtige Grundlage für die Bewertung und den Vergleich verschiedener Walddtypen und Nutzungsformen (GADOW, 1999). Gleichzeitig allgemein anerkannt ist die Tatsache, dass die Bestandesstruktur das Baumwachstum beeinflusst und umgekehrt das Wachstum zur Strukturvielfalt beiträgt (PRETZSCH, 1995a). Zur Beschreibung der Waldstruktur und Diversität kommen Parameter der Positions-, Arten- und Dimensionsvielfalt (SZARO und JOHNSTON, 1996; ALBERT, 1999; POMMERENING, 2002; AGUIRRE et al., 2003; PRETZSCH, 2003) und der Habitat-Heterogenität in Frage (PEARSON et al., 1996). Zur Erfassung kleinräumiger Strukturmerkmale von Waldbeständen sind Variablen auf der Basis von Nachbarschaftsbeziehungen besonders gut geeignet (GADOW, 1997).

Vorstudien haben gezeigt, dass die Parameter Winkelmaß, Durchmischung und Durchmesserdivergenz bzw. Dominanz¹ mit der herkömmlichen Stichprobenmethode „Strukturelle Vierergruppe“ (FÜLDNER, 1996) nicht zwangsläufig verzerrungsfrei geschätzt werden, wenn man der Annahme folgt, dass größere Bäume einen größeren Standraum und somit eine höhere Auswahlwahrscheinlichkeit besitzen. Diese Annahme konnte durch Stichprobensimulationen in vier Versuchsflächen gestützt werden (HUI und ALBERT, 2004). Deshalb ist es notwendig, die Verteilungen räumlicher Indizes über den BHD-Klassen zu analysieren. In dieser Arbeit werden am Beispiel eines Naturwaldes Beziehungen zwischen räumlich strukturellen, auf Nachbarschaftsbeziehungen beruhenden Indizes und dem BHD hergestellt.

Neben einer Intensivierung der Forstwirtschaft hat auch in China der Erhalt und der Schutz von wertvollen Naturwäldern in letzter Zeit sehr an Bedeutung gewonnen. Dies führte dazu, dass jetzt in

¹) Auch bekannt als Umgebungsmaß (HUI et al., 1998; GADOW und HUI, 2002).

zunehmendem Umfang genauere Bestandesanalysen in besonders wertvollen Naturwäldern durchgeführt werden. Diese Analysen sollen typische Strukturmuster erkennbar machen und neue Erkenntnisse für das Management ungleichaltriger Mischwälder liefern. Ziel dieses Beitrages ist es, die Strukturdiversität eines ökologisch und wirtschaftlich wichtigen und im Nordosten Chinas häufig vorkommenden Bestandstyps anhand einer repräsentativen Waldfläche vorzustellen und erste Erkenntnisse über die Beziehung von Strukturmerkmalen und Baumdimensionen anhand der nachbarschaftsbezogenen Parameter Winkelmaß, Durchmischung und Dominanz zu gewinnen.

2. DATEN UND METHODE

Das Untersuchungsgebiet liegt im Bereich des Zhangguangcai Höhenzuges in den Changbai Bergen. Geographisch befindet sich dieses Gebiet etwa zwischen 43°51' und 44°05' nördlicher Breite und zwischen 127°35' und 127°51' östlicher Länge. Die Versuchsfläche liegt im Verwaltungsbereich der 31562 ha großen Forest Farm „Jiaohe“. Mit insgesamt 26798 ha Naturwald, vor allem Mischwald mit *Pinus koraiensis* als dominanter Koniferenart, und 517 ha Plantagenwald ist der Waldanteil in dieser Forest Farm relativ hoch.

Das Klima ist temperiert kontinental mit warmen Sommern, ausreichend Niederschlag und langen kalten Wintern. Die Höhe ü. NN beträgt 400–500m. Die Jahresdurchschnittstemperatur beträgt 1,7°C, bei Durchschnittstemperaturen des kältesten Monats von –15°C und des wärmsten Monats von 23,3°C. Der durchschnittliche Jahresniederschlag beträgt 856 mm, die mittlere relative Luftfeuchte 75%. Der Bodentyp wird überwiegend als schwarze Braunerde eingestuft.

Zur Analyse der Strukturdiversität wurden in einem *Pinus koraiensis*-Mischbestand eine repräsentative Versuchsfläche von 100 x 100 m und sechs einzelne Stichprobenflächen von jeweils 30 x 30 m verwendet. Auf diesen Flächen wurden die Koordinaten

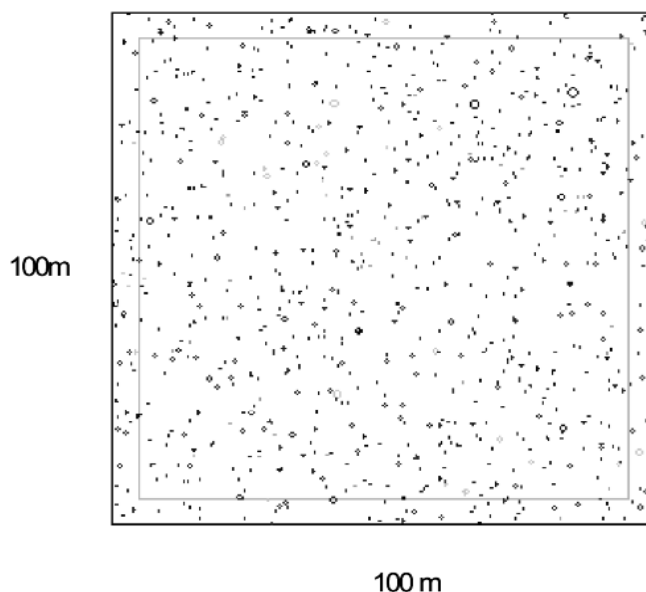


Abb. 1

Punktmuster des Bestandes:
räumliche Verteilung der Baumdimensionen.
Point pattern of the 100 x 100m field plot:
spatial distribution of tree dimensions.

aller Bäume mit einem BHD größer als 5 cm eingemessen und die wichtigsten Baumattribute erfasst. *Abbildung 1* zeigt die räumliche Verteilung der Baumdimensionen auf der Versuchsfläche von 100 x 100 m.

Insgesamt kommen 25 verschiedene Baumarten vor (*Tab. 1*). Die durchschnittliche Grundfläche aller Versuchsflächen beträgt 28,6 m² pro ha. Die Baumarten *Acer mandshurica*, *Acer mono* und

Tab. 1

Liste der vorkommenden Baumarten, der Brusthöhendurchmesser (BHD), Stammzahl- (N%) und Grundflächenanteile (G%).

List of tree species, with corresponding breast height diameters (BHD), their relative abundance (N%) and relative basal areas (G%).

Baumart Nr.	Baumart	BHD			N%	G%
		min	arith. Mittel	max		
1	<i>Abies holophylla</i>	5,7	29,4	79,2	2,7	8,33
2	<i>Acer mandshurica</i>	5,1	11,8	35,6	14,7	6,37
3	<i>Acer mono</i>	5,1	11,6	46,3	14,7	12,53
4	<i>Acer tegmentosum</i>	5,0	9,5	20,2	1,5	0,36
5	<i>Acer ukurunduense</i>	6,0	6,0	6	0,1	0,01
6	<i>Betula costata</i>	5,1	17,6	38	2,2	2,14
7	<i>Carpinus cordata</i>	5,3	9,3	26,5	4,9	1,24
8	<i>Fraxinus mandshurica</i>	5,0	22,3	56,5	11,8	17,71
9	<i>Juglans mandshurica</i>	5,7	23,5	49,8	14,6	21,80
10	<i>Phellodendron amurense</i>	7,5	18,0	36,8	0,8	0,79
11	<i>Pinus koraiensis</i>	5,5	27,9	64,3	5,3	13,16
12	<i>Populus koreana</i>	22,2	32,3	50,8	0,4	1,02
13	<i>Prunus padus</i>	8,7	9,7	10,7	0,3	0,07
14	<i>Qercus mongolica</i>	5,1	9,3	22,9	0,6	0,16
15	<i>Sorbus alnifolia</i>	5,6	19,9	40,2	0,3	0,43
16	<i>Syringa reticulata</i> var. <i>mandshurica</i>	5,1	7,8	12	5,4	0,82
17	<i>Tilia amurensis</i>	5,1	17,0	44,3	4,2	3,97
18	<i>Tilia mandshurica</i>	5,4	9,3	13,5	0,7	0,17
19	<i>Ulmus laciniata</i>	5,1	12,4	40,2	5,0	2,73
20	<i>Ulmus propinqua</i>	5,1	12,0	42,0	8,6	4,25
21	<i>Picea jezoensis</i>	7,6	24,8	48,3	1,0	1,83
22	<i>Acer barbinerve</i>	7,0	7,1	7,2	0,1	0,02
23	<i>Larix olgensis</i>	16,8	16,8	16,8	0,1	0,05
24	<i>Ramus davurica</i>	13,5	13,5	13,5	0,1	0,03
25	<i>Pyrus betulafolia</i>	7,0	7,0	7,0	0,1	0,00

Juglans mandshurica (Nummer 2, 3 und 9) weisen die höchsten Stammzahlen auf. Die Baumarten *Fraxinus mandshurica*, *Juglans mandshurica* und *Pinus koraiensis* weisen die höchsten Grundflächen auf.

Die Arten-, Positions- und Dimensionsdiversität kann mit Hilfe des Index von SHANNON und WEAVER (1949) und der Evenness (LLOYD und GHELARDI, 1964; PIELOU, 1977) beschrieben werden:

$$H' (p_1, p_2, \dots, p_S) = - \sum_{i=1}^S p_i \ln(p_i) \quad (1)$$

wobei S = Anzahl der vorkommenden Arten oder Baumattribute $p_i = n_i / N$ mit n_i = Anzahl der Individuen der Art oder des Attributs i und N = Anzahl aller Individuen.

$$E = \frac{H'}{H'_{\max}} = \frac{H'}{\ln(s)} \quad (2)$$

Bei der Erfassung und Beschreibung der räumlichen Diversität mit Hilfe der nachbarschaftsbezogenen Strukturparameter wird der baumbezogene Ansatz gewählt (GADOW, 2005). Die baumbezogene Variante ermöglicht eine Beschreibung der Beziehung zwischen den Attributen des Bezugsbaumes und den Attributen der 4 nächsten Nachbarn. Der Dimensionsreichtum wird durch die Verteilung der Baumdurchmesser und durch die Dominanz charakterisiert. Die Verteilung der Baumpositionen wird durch das Winkelmaß (HUI und GADOW, 2002), die räumliche Artenvielfalt durch die räumliche Durchmischung (FÜLDNER, 1995) beschrieben.

3. ERGEBNISSE

Die Ergebnisse werden getrennt für die 100 x 100 m Versuchsfläche und die sechs Stichprobenflächen ausgegeben, wobei die sechs 30 x 30 m Flächen aufgrund ihrer für eine Strukturanalyse zu geringen Einzelfläche zusammengefasst werden.

3.1 Artenvielfalt

Die Baumartendiversität wird durch den Baumartenanteil und die Durchmischung charakterisiert. Die Durchmischung ist definiert als der Anteil der vier nächsten Nachbarn eines Bezugs-

baumes, die einer anderen Art angehören als der Bezugsbaum. *Tabelle 2* zeigt die stark unregelmäßige Stammzahlverteilung der Baumarten. Anhand der Angaben in *Tabelle 1* zum Minimum, Maximum und mittleren Durchmesser kann ferner geschlossen werden, dass die extrem seltenen Baumarten nicht auf einen Dimensionsbereich beschränkt sind. D.h., in allen BHD-Klassen gibt es sehr viele und auch seltene Baumarten, was direkt die mittlere Durchmischung in den einzelnen BHD-Klassen beeinflusst. Außerdem ist in *Tabelle 2* der Durchmischungsmittelwert in den verschiedenen BHD-Klassen sowie der Shannon Index bzw. die Evenness dargestellt. Die Durchmischungswerte sind für beide Untersuchungsflächen (100 x 100 m sowie 6 à 30 x 30 m) generell über alle Durchmesserklassen vergleichsweise sehr hoch. Im Durchschnitt gehören über drei von vier Nachbarn einer anderen Baumart an, so dass die geringen Schwankungen über den Durchmesserklassen für die Interpretation der Durchmischung keine große Bedeutung haben.

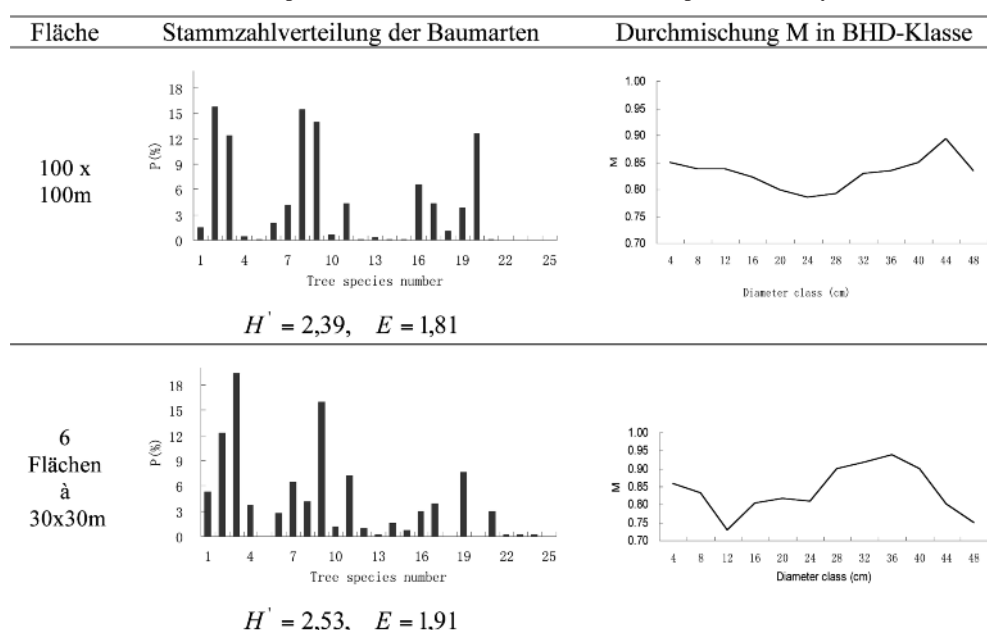
Die relativen Häufigkeiten der Baumarten variieren stark. Fünf Arten kommen sehr häufig vor, während neun Baumarten mit weniger als 3% der Gesamtstammzahl vertreten sind. Der Shannon-Index bzw. die Evenness weisen relativ hohe Werte auf, da auf den Flächen insgesamt viele Baumarten und die Mehrheit der Baumarten mit relativ geringen aber sehr ähnlichen Stammzahlanteilen vorkommen.

3.2 Dimensionsvielfalt und Dominanz

Die Dimensionsvielfalt ergibt sich durch die Durchmesser- und Dominanz. Die Dominanz ist definiert als der Anteil der vier nächsten Nachbarn eines Bezugsbaumes, deren Brusthöhen- durchmesser geringer ist als der Durchmesser des Bezugsbaumes. *Tabelle 3* zeigt die BHD-Verteilung und die Verteilung der Dominanz über den BHD-Klassen und den Wert des Shannon-Index und der Evenness.

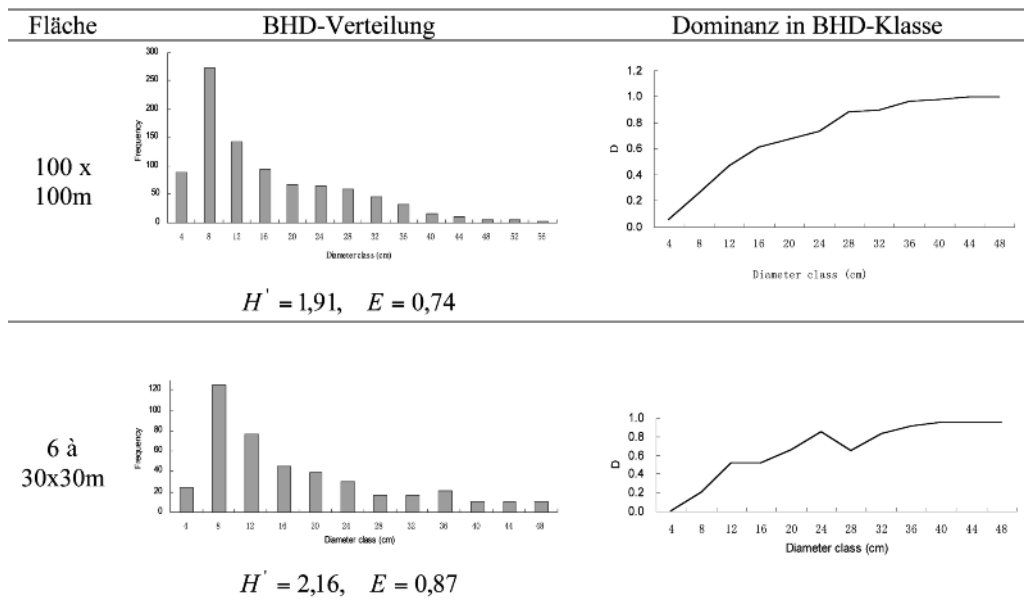
Die Durchmesserhäufigkeiten entsprechen der typischen Form der Naturwälder (vgl. MEYER et al., 1999). Wie erwartet, nimmt die Dominanz der Referenzbäume mit zunehmendem BHD zu. Der Verlauf der Dominanz über den Dimensionsklassen ähnelt sich auf den beiden Untersuchungsflächen, wobei der ausgeglichene Ver-

Tab. 2
Beziehung zwischen der kleinräumigen Artendiversität und dem Baumdurchmesser.
Relationship between tree diameter and small scale species diversity.



Tab. 3

Durchmesserverteilung als Ausdruck der Dimensionsvielfalt und Dominanz der Bezugsbäume.
Diameter distribution showing size diversity, and dominance distribution.



lauf bei der 100 x 100 m Fläche wahrscheinlich auf die absolut höhere Baumanzahl zurückzuführen ist. Interessant ist in beiden Fällen der nicht lineare sondern sich asymptotisch an den Maximalwert 1 annähernde Verlauf der Dominanz über den Dimensionsklassen. Der Unterschied in der Dominanz zwischen kleinen und großen Referenzbäumen ist ausgeprägter als bei der Betrachtung der Durchmischung (Tab. 2). Die Shannon- und Evennesswerte deuten hingegen eine geringere Diversität bei der Dimensionsverteilung im Vergleich zur Artendiversität an.

3.3 Positionsvielfalt

Die räumliche Verteilung der Baumfußpunkte wird mit Hilfe der Variablen Winkelmaß beschrieben. Das Winkelmaß ist definiert als der Anteil der Winkel zwischen jeweils zwei der vier nächsten Nachbarn eines Bezugsbaumes, die einen geringeren Wert aufweisen als ein vorgegebener Standardwinkel (hier 72°). Tabelle 4 zeigt die Winkelmaßverteilung, die Beziehung zwischen dem BHD und dem Winkelmaßmittelwert in der BHD-Klasse, und den Wert des Shannon-Index.

Die Winkelmaßverteilungen und Mittelwerte² deuten für beide Untersuchungsflächen auf eine zufällige räumliche Verteilung der Baumfußpunkte hin (vgl. HUI und GADOW, 2002). Die Winkelmaßmittelwerte weisen in Abhängigkeit der Baumdimensionen ebenfalls in beiden Fällen Schwankungen um Zufallsverteilung auf. Dabei kann festgestellt werden, dass diese Schwankungen umso größer sind, je größer die Dimension der Nullbäume ist. Das Ausmaß der relativen räumlichen Diversität beschrieben durch die Shannon- und Evennesswerte ist etwas geringer als bei der Arten- und Dimensionsdiversität.

Tabelle 5 zeigt die räumlichen Verteilungen der drei Baumarten mit den höchsten Grundflächenanteilen, ebenfalls beschrieben mit Hilfe der Variablen Winkelmaß. Dabei ist Wsp der herkömmliche, bereits oben verwendete Winkelmaßwert, d.h. die räumliche Verteilung der vier nächsten Nachbarbäume ungeachtet ihrer Baumart um den Bezugsbaum, wobei als Bezugsbäume in diesem Fall

jeweils nur *Fraxinus mandshurica*, *Juglans mandshurica* und *Pinus koraiensis* berücksichtigt werden. Wp ist hingegen definiert als Winkelmaß eines Bezugsbaumes, wobei als Nachbarbäume nur Individuen der Baumart des Bezugsbaumes betrachtet werden. So werden z.B. zu einem *Pinus koraiensis*-Bezugsbaum die vier nächstgelegenen Kiefern gesucht und ihre räumliche Anordnung mit Hilfe des Winkelmaßes beurteilt.

Tabelle 5 macht deutlich, dass sich die räumliche Verteilung einer interessierenden Baumart im Mischwald je nach Bezug unterschiedlich darstellt, d.h. ob die betrachteten Nachbarn derselben Baumart wie der Bezugsbaum angehören oder nicht. Auch anhand der Winkelmaßmittelwerte können Unterschiede aufgezeigt werden. So ist z.B. nach herkömmlicher Winkelmaßberechnung (Wsp) die kleinräumige Verteilung der Nachbarn von *Fraxinus mandshurica* zufällig und die von *Pinus koraiensis* regelmäßig, während die arteigenen Nachbarn der beiden Baumarten eher geklumpt auftreten. Für *Juglans mandshurica* ergeben sich hingegen keine Unterschiede.

Die Interpretation von Wsp kann im Wesentlichen für waldwachstumskundliche und waldbaulich Fragestellungen genutzt werden, z.B. räumliche Verteilung der Konkurrenten und Einfluss auf das Einzelbaumwachstum. Wp sagt hingegen aus, wie eine bestimmte Baumart räumlich im Bestand verteilt ist. Wp ist bei ökologischen Fragestellungen von besonderem Interesse, weil die charakteristische Verteilung von z.B. der Hauptbaumart eines Waldtypes in seiner jeweiligen Sukzessionsphase genau beschrieben werden kann. Die praktische Anwendung könnte für Forstwirtschaft, Ökologie und Naturschutz sowie deren interdisziplinäre Zusammenarbeit in der naturnahen Waldbewirtschaftung nutzbar gemacht werden.

Die Darstellungen in Tabelle 2 bis 4 zeigen neue, bisher wenig beachtete Möglichkeiten der Interpretation der Strukturparameter, nämlich eine getrennte Berechnung von Durchmischung, Dominanz und Winkelmaß nach Stärkeklassen.

4. SCHLUSSFOLGERUNGEN UND DISKUSSION

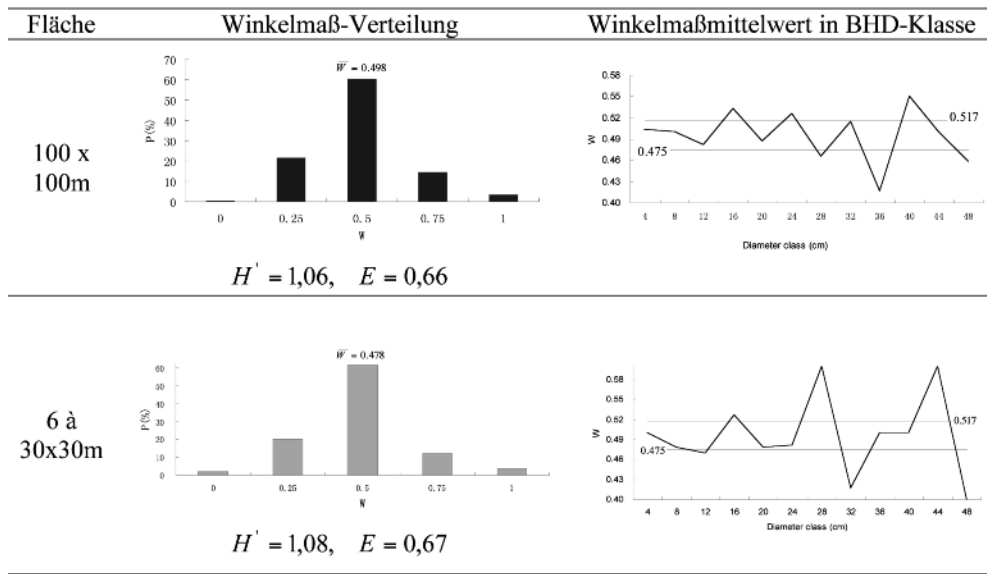
Die Untersuchung macht deutlich, dass eine Analyse der Strukturvielfalt mit Hilfe kleinräumiger Nachbarschaftsstrukturen das

²) Liegt der Winkelmaßmittelwert unter 0,475, dann treten die Bäume geklumpt auf, bei Werten über 0,517 besteht Regelmäßigkeit und der Wertebereich zwischen 0,475 und 0,517 repräsentiert Poissonverteilung.

Tab. 4

**Winkelmaßverteilung, Beziehung zwischen dem BHD und dem Winkelmaßmittelwert (W),
und Wert des Shannon-Index (für die Positionsvielfalt).**

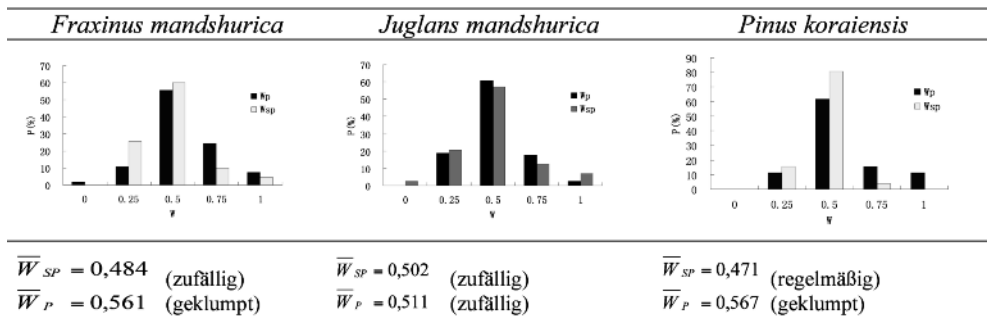
**Distribution of uniform angle index, relationship between DBH and uniform angle index (W),
and Shannon index (for position diversity).**



Tab. 5

Winkelmaßverteilung für Wsp und Wp.

Distribution of uniform angle index for Wsp and Wp.



Verständnis der komplexen Beziehungen zwischen den Baumarten, Baumdimensionen und Baumpositionen und deren räumlicher Verteilung erleichtern kann. In China gibt es große Flächen, die mit ungleichaltrigen und noch wenig erforschten Naturwäldern bestockt sind. Eine Analyse der räumlichen Strukturvielfalt kann wertvolle Erkenntnisse über natürliche und anthropogen beeinflusste Waldstrukturen geben und vielleicht auch neue praktische Hilfen für Nutzungsentscheidungen liefern.

Für die Forschung in *Pinus koraiensis*-Mischwäldern in Nordostchina empfiehlt sich neben der bewährten räumlichen Strukturbeschreibung eine Analyse der Beziehungen zwischen dem BHD und den Variablen Durchmischung, Dominanz und Winkelmaß. Diese Untersuchung hat gezeigt, dass sich die räumliche Struktur im Umfeld großer Bäume von der Struktur im Umfeld der kleinen Bäume unterscheidet.

Bei der Baumartenmischung weisen die Durchmischungsmittelwerte darauf hin, dass es in keinem Durchmesserbereich zu Prozessen der natürlicher Entmischung der Arten kommt (vgl. Tab. 1 und 2). Im Durchschnitt gibt es weder im Unterstand nennenswerte artreine Gruppen, noch bilden sich im Starkholz Inseln einer

Baumart. Eine weiterführende artspezifische Analyse der dimensionsabhängigen Durchmischung könnte eventuelle Unterschiede zwischen den Baumarten in dem hier untersuchten *Pinus koraiensis*-Naturwald aufdecken. MEYER und POGODA (2001) berichten in diesem Zusammenhang von der Entwicklung der Artendiversität in nordwestdeutschen Naturwäldern, wobei mit zunehmender Dauer seit der letzten Nutzung die Strukturdiversität überwiegend ansteigt.

Eine tiefergehende Interpretation des asymptotischen Verlaufs der Dominanz über den BHD-Klassen ist bei dieser Einzelfallbeobachtung nicht möglich (Tab. 3). Ob dies im direkten Zusammenhang zu der für Naturwälder typischen BHD-Verteilung steht, müssen vergleichende Analysen aus Wäldern mit anderen Dimensionsstrukturen zeigen.

Die Analyse der räumlichen Verteilung der Baumpositionen in Abhängigkeit der Baumdimension weist für diesen untersuchten Naturwald Schwankungen um Zufallsverteilung auf. Dies erscheint plausibel für Naturwälder, die sich in einem längeren Zeitraum ohne Störung entwickelt haben. PRETZSCH (1995b) weist für herkömmlich bewirtschaftete Buchen-Lärchen-Versuchsflächen nach,

dass mit zunehmendem Alter die Bestände im Allgemeinen eine höhere Regelmäßigkeit besitzen. Dieser Alterstrend ist sicherlich u.a. auf den steuernden Einfluss der Durchforstungsmaßnahmen zurückzuführen. Die dimensionsabhängige Analyse der räumlichen Verteilung im *Pinus koraiensis*-Naturwald zeigt stärker Schwankungen um die Zufallsverteilung bei stärkeren Baumdimensionen (Tab. 4). Diese kleinräumige Klumpung bzw. Regelmäßigkeit wird durch natürliche Entwicklungsprozesse hervorgerufen. Interessant wäre in diesem Zusammenhang eine Untersuchung, ob in Naturwäldern mit vornehmlich zufälliger bzw. geklumpfter Verteilung die von PRETZSCH (1995a) am Beispiel einer Fichten-Tannen-Buchen-Plenterwaldversuchsfläche berichteten Zuwachseinbußen der Bestandesgrundfläche in Abhängigkeit der Baumverteilungsmuster ebenfalls bestehen.

GLEICHMAR und GEROLD (1998) zeigen für einen Buchenplenterwald Unterschiede zwischen den geklumpft auftretenden Nichtderholzbäumen und dem zufallsverteilten Hauptbestand auf. HANWINKEL (1998, S. 173) weist in Simulationsstudien mit Hilfe des Clark und Evans Index (CLARK und EVANS, 1954) nach, dass sich in Fichtenreinbeständen die räumliche Verteilung der Bäume bei Plenterwaldüberführung von zu Beginn starker Regelmäßigkeit bis hin zu deutlicher Klumpung aufgrund der erzeugten Verjüngungsschächte entwickelt. Die Auswirkung dieser anthropogenen Störungen sind sicherlich auf natürliche Störungsereignisse wie kleinflächiger Windwurf, Käferlöcher etc. in Naturwäldern übertragbar.

Im *Pinus koraiensis*-Naturwald der vorliegenden Untersuchung zeigt der Mittelwert des Winkelmaßes eine Zufallsverteilung an. Der große Vorteil des Winkelmaßes als Parameter zur Charakterisierung der räumlichen Baumverteilung gegenüber z.B. dem Clark und Evans Index ist seine Darstellbarkeit als Häufigkeitsverteilung. So geht aus Tabelle 4 hervor, dass es in dem untersuchten Naturwald kleinräumige Bereiche mit Klumpung gibt (ca. 20% der Bezugsbäume haben ein Winkelmaß von 0,75 bzw. 1). Das Winkelmaß ermöglicht somit eine kleinräumigere Analyse und Unterschiede in der räumlichen Verteilung können besser erfasst werden.

Die räumliche Verteilung der Nachbarn einer interessierenden Baumart in Mischwald kann unterschiedlich sein, je nachdem ob die Nachbarn derselben Baumart angehören wie der Bezugsbaum oder nicht. Zur Beurteilung der Aussagekraft und den Interpretationsmöglichkeiten des Winkelmaßes Wp, bei dem nur Nachbarbäume derselben Art wie der Bezugsbaum betrachtet werden, bedarf es noch umfangreicher Untersuchungen. Während eine artspezifische Analyse der Baumverteilung mit dem Clark und Evans Index anhand der enthaltenen Baumabstände klare Aussagen über z.B. eine Klumpung einer Art zulässt (vgl. PRETZSCH, 1995b), benötigt man bei Verwendung von Wp Zusatzinformationen. Da hier die Baumverteilung über Winkel und nicht über Abstände charakterisiert wird, können die betrachteten Nachbarn direkt in der Einflusszone des Bezugsbaumes stehen oder in weiter Entfernung. Eine Interpretation im Sinne von z.B. ökologischen Wechselwirkungen ist somit nicht möglich. Abhilfe könnte die Einbeziehung der Baumabstände bieten, was allerdings den großen Vorteil der nachbarschaftsbezogenen Indizes, nämlich eine rasche Inventur ohne aufwändige Entfernungsmessungen, zunichte machen würde. Ob die Kopplung von Wp an die Durchmischung ebenfalls zu einer besseren Interpretierbarkeit führen kann, muss in weiterführenden Analysen untersucht werden.

5. ZUSAMMENFASSUNG

Die vorliegende Arbeit befasst sich mit der Analyse der Strukturvielfalt in einem ungleichaltrigen *Pinus koraiensis*-Mischwald im Nordosten von China (Abb. 1; Tab. 1). Bei der Erfassung und Beschreibung der räumlichen Diversität wird der baumbezogene Ansatz gewählt, d.h. die Parameter der Raumstruktur beziehen sich

jeweils auf einen Bezugsbaum. So kann die Beziehung zwischen dem BHD und den Strukturmerkmalen in der unmittelbaren Nachbarschaft des Bezugsbaumes analysiert werden (Tab. 2 bis 4). Die räumliche Struktur im Umfeld großer Bäume unterscheidet sich von der der kleinen Bäume. Die räumliche Verteilung einer interessierenden Baumart in Mischwald ist verschieden, je nachdem ob die Nachbarn derselben Baumart angehören wie der Bezugsbaum oder nicht (Tab. 5).

6. Summary

Title of the paper: *Relationship between Tree Spatial Structure and Diameter Classes in Natural Korean Pine Mixed Forest in North-Eastern China.*

An investigation of structural diversity was carried out on the forest farm Jiaohe, which is situated within the region of the Zhangguangcai catchment area in the Changbai mountains in North-Eastern China. In a *Pinus koraiensis*-mixed forest all tree coordinates were measured in a 100 x 100 m and six 30 x 30 m research plots (Fig. 1; Tab. 1). The paper presents the results of a structural analysis, based on the well-known spatial variables Uniform Angle Index, Mingling and Size Dominance. These variables describe the spatial arrangement in the immediate vicinity of a reference tree. Thus, it is possible to relate the attributes of the reference tree to the spatial structure and diversity in its neighborhood (Tab. 2 to 4). It became evident that the tree diameter has an influence on the spatial arrangement. There is a difference in spatial distribution whether the neighboring trees have to be of the same species as the reference tree or not (Tab. 5).

7. Danksagung

Die Autoren danken beiden Gutachtern für wertvolle Hinweise. Der Beitrag entstand während eines Forschungsaufenthaltes am Institut für Waldinventur und Waldwachstum der Universität Göttingen. Der Arbeitsgruppe Waldwachstum/Forsteinrichtung wird für kritische Anmerkungen und textliche Korrekturen gedankt.

8. Résumé

Titre de l'article: *Corrélation entre les dimensions des arbres et la diversité des structures sur un espace réduit dans une forêt mélangée du nord-est de la Chine.*

Le présent travail est consacré à l'analyse de la diversité des structures dans une forêt mélangée à dominance de *Pinus koraiensis* du nord-est de la Chine (Fig. 1; Tab. 1). Pour appréhender et décrire la diversité spatiale on a choisi des critères se rattachant à l'arbre, c. à d. des paramètres de la structure spatiale qui, dans chaque cas, concernent l'arbre considéré. De la sorte les corrélations entre le diamètre à hauteur de poitrine et les caractéristiques de la structure peuvent être analysées dans le voisinage immédiat de l'arbre en cause (Tab. 2 à 4). La structure spatiale autour des gros arbres se différencie de celle autour des petits. La distribution d'une essence intéressante dans la forêt mélangée est variable selon que les voisins appartiennent ou non à la même essence que l'arbre considéré (Tab. 5).

J. M.

9. Literatur

- AGUIRRE, O., G. Y. HUI, K. V. GADOW und J. JIMENEZ (2003): An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. *Forest Ecology and Management*. **183**(2): 137–145.
- ALBERT, M. (1999): Analyse der eingriffsbedingten Strukturveränderung und Durchforstungsmodellierung in Mischbeständen. Dissertation, Fak. f. Forstwiss. u. Waldökologie d. Univ. Göttingen. Hainholz-Verlag, Band 6: 201 S.
- CLARK, P. J. und F. C. EVANS (1954): Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology* **35**: 445–453.
- FÜLDNER, K. (1995): Strukturbeschreibung von Buchen-Edellaubholz-Mischwäldern. Dissertation, Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie, Georg-August-Universität Göttingen. Cuvillier, Göttingen. 146 S.
- FÜLDNER, K. (1996): Die Strukturelle Vierergruppe – ein Stichprobenverfahren zur Erfassung von Strukturparametern in Wäldern. In: Beiträge zur Waldinventur. Cuvillier Verlag, Göttingen: S. 13–30.

- GADOW, K. v. (1997): Strukturentwicklung eines Buchen-Fichten-Mischbestandes. Allg. Forst- u. Jagdzeitung **168**: 103–106.
- GADOW, K. v. (1999): Waldstruktur und Diversität. Allgemeine Forst- u. Jagdzeitung **170**: 117–122.
- GADOW, K. v. und G. Y. HUI (2002): Characterizing forest spatial structure and diversity. "Sustainable Forestry in Temperate Regions", Proceedings of the SUFOR International Workshop, University of Lund, Sweden, 7.–9. April.
- GADOW, K. v. (2005): Forsteinrichtung. Universitätsdruck Göttingen. 342 S.
- GLEICHMAR, W. und D. GEROLD (1998): Indizes zur Charakterisierung der horizontalen Baumverteilung. Forstw. Cbl. **117**: 69–80.
- HANEWINKEL, M. (1998): Plenterwald und Plenterwaldüberführung. Dissertation, Universität Freiburg. Schriften a.d. Institut für Forstökonomie, Bd. 9: 256 S.
- HUI, G. Y., M. ALBERT und K. v. GADOW (1998): Das Umgebungsmaß als Parameter zur Nachbildung von Bestandesstrukturen. Forstw. Cbl. **117**: 258–266.
- HUI, G. Y. und K. v. GADOW (2002): Das Winkelmaß – Theoretische Überlegungen zum optimalen Standardwinkel. Allgemeine Forst- u. Jagdzeitung **173(9)**: 173–176.
- HUI, G. Y. und M. ALBERT (2004): Stichprobensimulationen zur Schätzung nachbarschaftsbezogener Strukturparameter in Waldbeständen, Allgemeine Forst- u. Jagdzeitung **175(10/11)**: 199–209.
- LLOYD, M. und R. J. GHELARDI (1964): A table for calculating the „equitability“ component of species diversity. J. Anim. Ecol. **33**: 217–225.
- MEYER, P., M. GUERICKE und K. HILLEBRAND (1999): Eigendynamische und gesteuerte Waldentwicklung im Kalk-Buchenwald. FoHo **54**: 48–54.
- MEYER, P. und P. POGODA (2001): Entwicklung der räumlichen Strukturdiversität in nordwestdeutschen Naturwäldern. AFJZ **172**: 213–220.
- PEARSON, S. M., M. G. TURNER, R. H. GARDNER und R. V. O'NEILL (1996): An organism-based perspective of habitat fragmentation. In: Szaro & Johnston, 1996: 41–57.
- PIELOU, E. C. (1977): Mathematical Ecology. John Wiley & Sons, New York: 384 S.
- POMMERENING, A. (2002): Approaches to quantifying forest structures. Forestry **75 (3)**, 305–324.
- PRETZSCH, H. (2003): Diversität und Produktivität von Wäldern. Allgemeine Forst- u. Jagdzeitung **174(5/6)**: 88–97.
- PRETZSCH, H. (1995a): Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs. AFJZ **166**: 190–201.
- PRETZSCH, H. (1995b): Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen. Methodische Überlegungen am Beispiel niedersächsischer Buchen-Lärchen-Mischbestände. Cbl. Ges. Forstw. **112**: 91–117.
- SHANNON, C. E. und W. WEAVER (1949): The mathematical theory of communication. University of Illinois Press, Urbana.
- SZARO, R. C. und D. W. JOHNSTON (1996): Biodiversity in Managed Landscapes. Oxford University Press: 778 S.

Durchforstungsmodellierung zwischen Algorithmus und Auszeichnung

Aus dem Institut für Waldinventur und Waldwachstum der Georg-August-Universität Göttingen

(Mit 3 Abbildungen und 4 Tabellen)

Von M. ALBERT^{*)}

(Angenommen Mai 2006)

Herrn Prof. Dr. Dr. h. c. KLAUS VON GADOW gewidmet anlässlich seines 65. Geburtstages, verbunden mit großem Dank für die anregende Förderung und jahrelange Zusammenarbeit.

SCHLAGWORTER – KEY WORDS

Durchforstungsmodelle; Modellfehler; Varianzkomponenten; personenspezifische Variabilität.

Thinning models; model error; variance components; person-specific variation.

1. EINLEITUNG

Bereits seit längerer Zeit werden Waldwachstumssimulatoren auch in Mitteleuropa in der forstlichen Praxis als entscheidungsunterstützende Instrumente verwendet (HASENAUER, 2006). Neben der Vorhersage des natürlichen Bestandes- bzw. Einzelbaumwachstums ist die Abbildung waldbaulicher Eingriffe von zentraler Bedeutung für eine realistische Simulation der Waldentwicklung. Die Wachstumsmodelle werden umfassend evaluiert, so dass Modellfehler und Prognosegrenzen hinlänglich bekannt sind (vgl. SEKTION ERTRAGSKUNDE IM DVFFA, 2000; PRETZSCH, 2001, S. 288ff). Auch die in den Waldwachstumssimulatoren implementierten Durchforstungs- und Erntealgorithmen werden auf Plausibilität geprüft. Als Referenz dienen dabei meist waldbauliche Normen und theoretische Vorstellungen über Bestandesbehandlungsprogramme (z.B.

JOHANN, 1995), oder die Modellprognose wird anhand unabhängiger Beobachtungen validiert (z.B. LEDERMANN, 2002). Einige der gängigen Durchforstungsmodelle enthalten eine stochastische Komponente, eine Quantifizierung der Variation bei der Prognose von Durchforstungen fehlt jedoch in den Eingriffsalgorithmen bisher weitgehend. Insbesondere die personenspezifische Variabilität beim Auszeichnen im Bestand hat bisher wenig Beachtung gefunden.

Am Institut für Waldinventur und Waldwachstum der Universität Göttingen ist die Modellierung von waldbaulichen Eingriffen ein wichtiger Forschungsschwerpunkt (vgl. z.B. GADOW und STÜBER, 1994; DAUME, 1995; GADOW und FÜLDNER, 1995; GADOW, 1996; GADOW und HUI, 1997; ALBERT, 1999; STAUPENDAHL, 1999; STAUPENDAHL und PUUMALAINEN, 1999; GADOW und PUUMALAINEN, 2000; HESSENMÖLLER, 2002; GADOW, 2003). Die Entwicklung von Durchforstungsalgorithmen zur Prognose eines Eingriffs ist dabei ebenso wichtig wie die Analyse der kausalen Zusammenhänge von Entnahmeentscheidungen. In einigen beispielhaften Untersuchungen wurden die personenspezifischen Variationen mehrerer Förster beim Auszeichnen analysiert (vgl. KAHLE, 1995; SATTLER, 1995; TURCKHEIM et al., 1995; ZUCCHINI und GADOW, 1995; FÜLDNER et al., 1996; DAUME et al., 1998; MEISSNER, 2000). Das Ziel dieser Forschungslinie ist die Suche nach einem Erklärungsmodell, um diese personenspezifischen Unterschiede in die Durchforstungsmodellierung einfließen zu lassen.

In diesem Beitrag wird das Problemfeld zwischen einzelbaumbasierter Durchforstungsmodellierung und praktischer Auszeichnung im Bestand thematisiert und anhand ausgewählter Untersuchungen näher vorgestellt. Folgende fünf Fragen gilt es dabei zu

^{*)} Dr. MATTHIAS ALBERT, Institut für Waldinventur und Waldwachstum, Georg-August-Universität Göttingen, Büsgenweg 5, D-37077 Göttingen, Tel.: 0551-393474, E-mail: M.Albert@forst.uni-goettingen.de

beantworten: 1) Was sind die besonderen Herausforderungen bei der einzelbaumbasierten Durchforstungsmodellierung, speziell in strukturreichen Mischbeständen? 2) Wie groß können die Abweichung zwischen modellierter Durchforstungsprognose und praktischer Auszeichnung sein? 3) Was sind die Ursachen für die Abweichungen? 4) Welche durchforstungsrelevanten Größen, z.B. Durchforstungsstärke, Durchforstungsart, Veränderung der Bestandesstruktur, weisen bei der Übertragung der Modellprognose in den Bestand die stärksten Abweichungen auf? Und 5) Was sind die Konsequenzen und Schlussfolgerungen für die Durchforstungsmodellierung?

Bei der Betrachtung der personenspezifischen Variation beim Auszeichnen geht es nicht um eine Kontrolle der Förster. Vielmehr sind die Abweichungen vom formulierten Ideal ein Ausdruck der vielfältigen, meist gut begründbaren und richtigen Optionen im Waldbau, die im Wesentlichen trotz ihrer Unterschiede alle zielführend sein können (SCHREYER, 1991). Solange diese Streuung aber nicht in den Durchforstungsmodellen berücksichtigt ist, muss sich sowohl der Modellierer als auch der Modellanwender dieser Unsicherheit im Prognoseergebnis bewusst sein.

2. PROBLEMSTELLUNG

Die Existenz der Auszeichnungsvarianz fordert sowohl bei der Formulierung von Durchforstungsmodellen als auch bei deren Anwendung Berücksichtigung. Liegen für die Modellbildung Parametrisierungsdaten vor, die personenspezifische Variationen im ausscheidenden Bestand aufweisen, so gilt es dies entweder durch eine erklärende Variable im Sinne eines fixen Effekts oder als Varianzkomponente im Sinne eines Zufallseffektes zu integrieren. Da der Förster in den gegenwärtigen Durchforstungsmodellen weder als fixer noch als zufälliger Faktor enthalten ist und somit die Auszeichnungsvarianz im Prognoseergebnis fehlt, muss bei der Übertragung von Eingriffssimulationen in die praktische Auszeichnung beachtet werden, dass die generierte Entnahmevariante wahrscheinlich durch den Förster nicht exakt realisiert wird. Die Bedeutung der Auszeichnungsvarianz für Modellbildung und beim Transfer der Simulation in die Praxis ist umso größer, je baumarten- und strukturreicher die Untersuchungsbestände sind.

In homogenen Reinbeständen reichen meist einfache Durchforstungsregeln aus, um die waldbaulichen Behandlungsempfehlungen umzusetzen (z.B. ABETZ, 1975; KRAMER, 1985; ABETZ und KLÄDTKE, 2000). In strukturreichen Mischbeständen sind die möglichen Bestandesentwicklungen ungleich vielfältiger. Die Entscheidung zur Entnahme oder zum Belassen eines Baumes orientiert sich neben übergeordneten Zielen an den spezifischen Attributen des Einzelbaumes und seiner unmittelbaren Nachbarn. Dieser Einzelbaumbezug bei Durchforstungsentscheidungen in strukturreichen Mischbeständen stellt die Eingriffsmodellierung vor eine große Herausforderung.

2.1 Besonderheiten von einzelbaumbasierten Durchforstungsentscheidungen

Jedem Durchforstungskonzept liegt ein Katalog von Regeln zugrunde. Diese Vorgaben müssen beachtet werden, sollen die Ziele der Durchforstung nicht verfehlt werden. Der auszeichnende Förster sieht sich dem Problem gegenüber, dass meist verbale, qualitative Durchforstungsanweisungen in zu befolgende Regeln mit quantitativen Vorgaben übersetzt werden müssen. Die Durchforstung zeichnet sich nach KAHN (1995) dadurch aus, dass sie *normativ*, *intrinsisch unscharf* und *mehrkriteriell* ist. DAUME et al. (1998) sprechen von einem vierten Problemfeld als Charakteristikum der Durchforstung, nämlich dem *räumlichen Aspekt*. *Normativ* umschreibt in diesem Zusammenhang die Tatsache, dass maßgebende Richtlinien als Durchforstungsvorschriften gelten. Dies ist insbesondere vor dem Hintergrund wichtig, dass eine konsistente

Regelbasis für eine Durchforstung existieren muss, damit sie in der Praxis auch zielführend umgesetzt werden kann. Eine *intrinsische Unschärfe* entsteht bei Entnahmeentscheidungen aufgrund der „gutachterlichen“ Einschätzung des Auszeichnenden bezüglich einiger durchforstungsrelevanter Merkmale, denn in der Regel werden keine Baumattribute beim Auszeichnen gemessen. Desweiteren birgt die individuelle Interpretation der verbal formulierten Durchforstungsanweisung ebenfalls einen Unschärfefaktor. Die Entnahmeentscheidung basiert ferner häufig auf einer Kombination von vorliegenden Merkmalen, z. B. schlechte Baumqualität bei gleichzeitig hohem Konkurrenzdruck auf einen förderungswürdigen Baum. In diesem Fall ist die Durchforstungsentscheidung *mehrkriteriell*. Allerdings wird die Entscheidung zur Entnahme eines Baumes in der Regel nach Beurteilung einer unbestimmten, je nach Situation wechselnden Anzahl von betrachteten Merkmalen getroffen. Der von DAUME et al. (1998) angesprochene *räumliche Aspekt* einer Durchforstung schenkt der Tatsache Beachtung, dass jede spezielle Entnahmeentscheidung von der kleinräumigen Umgebung geprägt ist. Beim Auszeichnen interessieren weder die durchschnittlichen Konkurrenzverhältnisse im Bestand noch die Bestandesstruktur in entfernt gelegenen Bestandesteilen, sondern die Entnahme eines bestimmten Baumes beruht allein auf der Einschätzung seiner überschaubaren Nachbarschaftsverhältnisse. Beim Auszeichnen werden intuitiv alle vier Problemfelder in den Entnahmeentscheidungen berücksichtigt. Bei der Modellierung von einzelbaumbasierten Durchforstungseingriffen sollten diese Kriterien daher ebenfalls beachtet werden.

2.2 Modelltypen der Durchforstungsprognose und ihre spezifischen Fehlerquellen

Die Modelltypen der Durchforstungsprognose lassen sich nach unterschiedlichen Kriterien gliedern. Für die hier angesprochene Fragestellung ist eine Einteilung hinsichtlich der unterschiedlichen Auflösungssebenen und des Modellansatzes sinnvoll (Abb. 1).

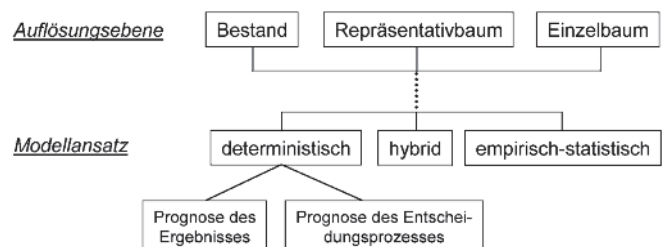


Abb. 1

Gliederung der Modelltypen für die Durchforstungsprognose.

Model types to predict thinning.

Analog zur Gliederung von Wachstumsmodellen charakterisieren die drei Auflösungssebenen der Durchforstungsmodelle, wieviele Detailinformationen für eine Prognose im Modell sowohl benötigt als auch erzeugt werden. Der Modellansatz betrachtet zum einen, ob Beobachtungsdaten zur Parametrisierung von Modellen verwendet werden (empirisch-statistisch) oder ob Durchforstungsalgorithmen aufgrund der einem Durchforstungskonzept zugrunde liegenden waldbauliche Theorie formuliert wurden (deterministisch) (vgl. PETZOLDT, 2003; SÖDERBERGH und LEDERMANN, 2003). Dem Vorschlag von DAUME und ROBERTSON (2000) folgend, werden die deterministischen Modellansätze hinsichtlich der Prognoseart in zwei weitere Gruppen unterteilt. Entweder wird das Durchforstungsergebnis, d.h. das Ausscheiden bzw. das Verbleiben eines Baumes (Prognose des Ergebnisses), oder aber der Prozess der Entscheidungsfindung, also die Kausalkette beim Auszeichnen im Bestand (Prognose des Entscheidungsprozesses), modelliert. Die Vor- und Nachteile der einzelnen Modelltypen werden ausführlich

von DAUME und ROBERTSON (2000), ALBERT (2002), ALBERT und GUERICKE (2003) sowie SÖDERBERGH und LEDERMANN (2003) diskutiert.

Im Folgenden werden die zur Eingriffsprognose in strukturreichen Mischbeständen geeigneten empirisch-statistischen und deterministischen Einzelbaumdurchforstungsmodelle näher analysiert und miteinander verglichen.

Die verschiedenen Modellansätze bedingen unterschiedliche Fehlerquellen (Abb. 2). In der Numerischen Mathematik werden die allgemeinen Fehlerkomponenten eines Rechenergebnisses in Eingangsfehler und Fehler im Algorithmus unterteilt, die gemeinsam den Ausgangsfehler bilden (BRONSTEIN und SEMENDJAEW, 1991, S. 734). Im Anhalt daran sind die Fehlerquellen für empirisch-statistische und deterministische Durchforstungsmodelle gegliedert worden.

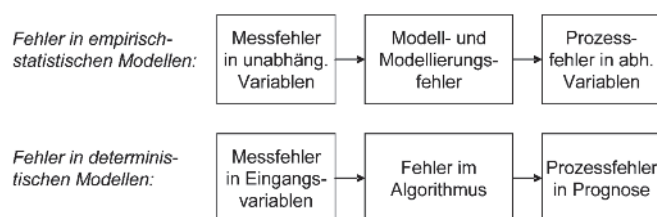


Abb. 2

Fehlerkomponenten in empirisch-statistischen und deterministischen Modellen.

Error components in empirical-statistical and deterministic models.

In empirisch-statistischen Modellen setzt sich der Ergebnisfehler aus den Messfehlern der unabhängigen Variablen und dem Modell- sowie Modellierungsfehler zusammen. GERTNER und DZIALOWY (1984) sprechen in diesem Zusammenhang vom Prozessfehler der abhängigen Variablen. Der Modellfehler bezeichnet dabei das stochastische Rauschen, das nicht durch das Modell erklärt wird. Ein möglicher, aber tunlichst zu vermeidender Modellierungsfehler wird durch einen falschen Modelltyp, unzureichende Variablenauswahl und vor allem suboptimale Modellform hervorgerufen (vgl. ZUCCHINI, 2000). In deterministischen Modellen sind die Eingangsvariablen ebenfalls mit ggf. quantifizierbaren Datenfehlern behaftet. Die Fehler im deterministischen Algorithmus umfassen u.a. Verfahrensfehler durch die notwendigen Vereinfachungen, aber auch Rundungsfehler sowie die unberücksichtigten Varianzquellen (vgl. BRONSTEIN und SEMENDJAEW, 1991, S. 734). Diese Fehlerkomponenten im Algorithmus lassen sich jedoch anders als der Modellfehler im statistischen Ansatz nicht analytisch schätzen. Die Prognose ist demnach mit einem unbekannten Prozessfehler behaftet.

In der regressionsanalytischen Wachstumsmodellierung kann die zufällige Streuung um den statistischen Mittelwert in vielen Fällen durch die Zuweisung eines Zufallsfehlers zum Schätzwert berücksichtigt werden (VANCLAY und SKOVSGAARD, 1997):

$$Y = Xb + e$$

Für den Fehlerterm e wird eine geeignete Verteilung unterstellt. Im Fall der linearen Regression ist dies z.B. eine Normalverteilung mit homogener Varianz (vgl. z.B. STAGE, 1973):

$$e_i \sim N(0, \sigma^2)$$

Laut GERTNER (1987) geben jedoch die wenigsten Prognosemodelle die Varianzen der geschätzten Größen an. Die Kenntnis dieser Varianzen und ihrer potenziellen Aufteilung auf Varianzkomponenten ist allerdings wichtig, um a) die Zuverlässigkeit und

Präzision der Prognose einschätzen, b) die Konfidenzintervalle berechnen und c) statistische Hypothesen testen zu können. Möglichkeiten, die Varianzen der prognostizierten Größe zu schätzen, bieten Regressionsmodelle, die Monte Carlo Simulation und die Fehlerfortpflanzungsmethode (REYNOLDS, 1984; REYNOLDS und CHUNG, 1986; GERTNER, 1987; KUEHL, 1994, S. 129ff).

STAGE (1973) nennt für Wachstumsmodelle drei Varianzkomponenten, die die unerklärte Streuung um die bedingten Mittelwerte ausmachen: a) Variation auf der Einzelbaumebene innerhalb von Beständen (*Populationsvarianz*), b) Variation zwischen Beständen und c) Variation zwischen Beobachtungsperioden.

Bei der Durchforstungsmodellierung kommt noch eine weitere Komponente hinzu, nämlich die personenspezifische Variation (*Auszeichnungsvarianz*). Diese Auszeichnungsvarianz ist wiederum zweigeteilt und wird durch Unterschiede zwischen auszeichnenden Personen, also *interpersonelle Variation* (vgl. FÜLDNER et al., 1996), und durch Differenzen bei mehrmaligen, zeitlich getrennten Durchforstungen eines Försters, also *intrapersonelle Variation* (vgl. KAHLE, 1995), gebildet.

Die oben für Wachstumsmodelle angeführten Möglichkeiten zur Berücksichtigung der unterschiedlichen Varianzkomponenten können theoretisch bei empirisch-statistischen Durchforstungsmodellen ebenfalls angewandt werden. Aufgrund der nur wenigen, exemplarischen Untersuchungen zu inter- und intrapersoneller Variation beim Auszeichnen ist eine gesicherte Schätzung dieser Varianzkomponente jedoch bisher unmöglich. Ferner zeigt die Analyse von SÖDERBERGH und LEDERMANN (2003), dass nur drei der insgesamt 15 in den untersuchten Waldwachstumssimulatoren SILVA, MOSES, PROGNAUS, STAND und BWINPro implementierten Durchforstungsalgorithmen der Gruppe der einzelbaumbasierten empirisch-statistischen Ansätze zuzurechnen sind. Deterministische Modelle lassen hingegen modellimmanent keine Prognosestreuung zu (PETZOLDT, 2003). D.h., ein deterministisches Durchforstungsmodell, wie z.B. der regelbasierte A-Wert-Algorithmus von JOHANN (1982), entnimmt auch bei wiederholten Prognoseläufen in Abhängigkeit von konstanten Steuerungsparametern und unveränderten Randbedingungen immer dieselben Bäume.

Inwieweit die in den Durchforstungsmodellen bisher unberücksichtigte Auszeichnungsvarianz einen relevanten Einfluss auf die Ergebnisse von Waldentwicklungsprognosen haben kann und welche Konsequenzen sich aus der personenspezifischen Variabilität für die Konstruktion und die Anwendung der Durchforstungsmodelle ergeben können, wird im Weiteren diskutiert.

3. BISHERIGE ERGEBNISSE ZU PERSONENSPEZIFISCHER VARIABILITÄT

Die personenspezifische Variabilität wird in mehreren Untersuchungen durch mehrfaches Auszeichnen eines Bestandes nach einheitlicher Durchforstungsvorschrift analysiert¹. Die Übereinstimmung der Durchforstungseingriffe wird u.a. hinsichtlich der Durchforstungsstärke, der Durchforstungsart und anhand des sehr strengen Validierungskriteriums Einzelbaumvergleich beurteilt.

3.1 Interpersonelle Auszeichnungsvariation zwischen Förstern

Mit den Schwankungen zwischen fünf Förstern bei der Umsetzung einer Durchforstung in einem Bestand befasst sich ein Versuch, der 1995 im „Landsberger Wald“ in den elsässischen Vogesen

¹) Nach intensiver Literaturrecherche sind dem Autor nur die vier im Folgenden vorgestellten Versuche sowie eine eigene Untersuchung (ALBERT, 1999) zu diesem Thema bekannt. Im Rahmen eines BMBF-Projektes wird gegenwärtig ein großer angelegter Versuch zur Entscheidungskonsistenz bei Durchforstungen analysiert (INSTITUT FÜR FORSTLICHE ARBEITSWISSENSCHAFTEN UND VERFAHRENTECNOLOGIE, 2005).

Tab. 1

Versuchsbeschreibung „Landsberger Wald“ und Ergebnisübersicht.
Description of thinning trial “Landsberger Wald” and overview of results.

Versuch:	„Landsberger Wald“, elsässische Vogesen		
Bestand:	Ungleichaltriger Mischbestand aus Tanne (Grundflächenanteil: 80%), Buche (8%), Eßkastanie (3%) und Bergahorn (4%) im Oberstand sowie einem ungleichmäßigen Unterstand derselben Baumarten		
Versuchsfläche:	Vollaufnahme von 300 Bäumen auf 1,23 ha		
Versuchsziel:	Beurteilung der Übereinstimmung beim Auszeichnen zwischen fünf Förstern bei einheitlicher Zielvorgabe in einem Bestand		
Durchforstungs-vorschrift:	Übergeordnetes Ziel ist der Erhalt der dauerhaften Leistungsfähigkeit des Bestandes im Sinne naturgemäßer Bewirtschaftung sowie die Minimierung von Ernteschäden; Operationale Vorgaben (mit abnehmender Priorität): Ernte hiebsreifer Bäume, Begünstigung von Zukunftsbäumen, Freistellen der Verjüngung, Verbesserung der Bestandesstruktur und Pflege des Standortes		
Ergebnisse:	Durchforstungsstärke	Durchforstungsart	Einzelbaumvergleich
	G_{ent} min: 4,8 m ²	Förster 1: $NG = 0,745$	$I_2 = 0,63$
	max: 11,8 m ²	Förster 2: $NG = 0,935$	$I_2(\hat{p} = 0,166) = 0,21$
	σ^2 : 7,2 m ²	Förster 3: $NG = 0,839$	(aus SATTLER, 1995, S. 20)
	N_{ent} min: 34	Förster 4: $NG = 0,943$	
	max: 75	Förster 5: $NG = 0,857$	
	σ^2 : 253	$NG = 0,864$	

durchgeführt wurde (SATTLER, 1995; TURCKHEIM et al., 1995; FÜLDNER et al., 1996).

Der Durchforstungsversuch „Landsberger Wald“ findet in einem ungleichaltrigen Bestand mit vielen Baumarten und komplexer Struktur statt. Die Durchforstungsvorschrift nennt zwei übergeordnete, sehr allgemein formulierte Ziele und die operationalen Vorgaben lassen den auszeichnenden Personen viel Interpretationsfreiheit. Ohne die explizite Vorgabe einer angestrebten Durchforstungsstärke ergeben sich folgerichtig bezüglich der Grundflächen- und Stammzahlentnahme große Unterschiede (Tab. 1).

Die Durchforstungsart wird hier anhand des Stammzahl-Grundflächenverhältnisses NG , definiert als Quotient der relativen Stammzahl- und relativen Grundflächenentnahme (vgl. KASSIER, 1993, S. 51; GADOW und HUI, 1999, S. 60), charakterisiert. Ein Eingriff entspricht umso mehr einer Hochdurchforstung, je geringer die relative Stammzahlabnahme gegenüber der relativen Grundflächenabnahme ist. D.h., diese Durchforstungsart wird durch Indexwerte kleiner eins charakterisiert. Je weiter die NG -Werte über eins liegen, desto stärker ist die Tendenz zu niederdurchforstungsartigen Eingriffen. Die fünf Förster zeigen hinsichtlich der Durchforstungsart relativ hohe Einigkeit, die NG -Werte deuten alle auf hochdurchforstungsartige Eingriffe hin. Die Spreitung der Werte, hier zwischen 0,745 und 0,943, ist vergleichbar mit Auswertungen von Durchforstungsversuchen in Buchenreinbeständen (STAUPENDAHL, 1999), Fichtenreinbeständen (STAUPENDAHL und PUUMALAINEN, 1999) und Mischbeständen (ALBERT, 1999, S. 18). Die artspezifischen NG -Werte erlauben eine detailliertere Betrachtung der Durchforstungsart (Tab. 2).

Tab. 2

Artspezifische NG -Werte der fünf Durchforstungsvarianten.
Species-specific NG -ratio of five thinning variants.

	DF1	DF2	DF3	DF4	DF5
Tanne	0,794	0,862	0,759	0,734	0,817
Buche	1,104	0,585	1,255	1,527	1,098
Eßkastanie	3,109	2,914	3,167	2,454	3,014
Bergahorn	1,765	1,270	2,035	1,680	1,623

Die Durchforstungsart bei der dominierenden Baumart Tanne ist bei allen fünf Försterauszeichnungen einheitlich ausgeprägt hochdurchforstungsartig, während in der Eßkastanie extrem ausgeprägt niederdurchforstungsartig eingegriffen wurde ebenso wie beim Bergahorn in nicht ganz so ausgeprägter Form (Tab. 2). Unterschiede zwischen den Förstern zeigen sich in der Durchforstungsart bei der Entnahme von Buchen. Während vier Durchforstungsvarianten in der Buche von indifferent (1,098) bis deutlich niederdurchforstungsartig (1,527) reichen, zeigt das NG -Verhältnis in der zweiten Variante eine ausgeprägte Hochdurchforstung an (0,585).

Eine Reduktion der Eingriffsart auf das Begriffspaar Hoch- und Niederdurchforstung, wenn auch artspezifisch analysiert, ist in diesem ungleichaltrigen Bestand und mit der Vorgabe, sowohl hiebsreife Bäume zu ernten als auch pflegend und strukturfördernd einzugreifen, zu vereinfachend. Die fünf Durchforstungen müssen daher noch differenzierter verglichen werden, z.B. anhand der unterschiedlichen Auswirkungen auf die Bestandesstruktur (vgl. Abb. 3).

Die artspezifische Entnahmepräferenz der fünf Auszeichnenden wird in Abbildung 3 durch die entnommenen Artanteile bezogen auf die Gesamtentnahme der jeweiligen Durchforstung verdeutlicht. Alle Förster entnehmen jeweils den größten Stammzahl- und Grundflächenanteil bei der Tanne, wobei die Stammzahlanteile zwischen 57% und 64% und die Grundflächenanteile zwischen 68% und 78% schwanken. Bei den übrigen Baumarten ergibt sich keine einheitliche Präferenz der Förster. Während z.B. bei der dritten Durchforstungsvariante sowohl hinsichtlich der Stammzahl- als auch der Grundflächenanteile bevorzugt Buche gefolgt von Eßkastanie und Bergahorn entnommen wird, präferiert der Auszeichnende in Variante 4 die Eßkastanie gefolgt von Bergahorn und Buche.

SATTLER (1995, S. 33ff) weist desweiteren u.a. interpersonelle Unterschiede in der Veränderung der artspezifischen Dimensionsverteilung und der räumlichen Baumartenmischung nach.

Aus den bisherigen Ergebnissen lässt sich ableiten, dass die Durchforstungsmodellierung bestrebt sein muss, die Attribute der

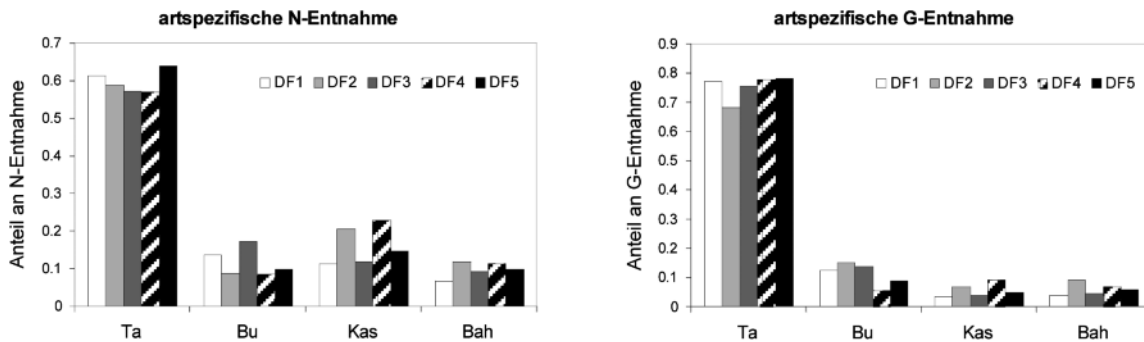


Abb. 3

Vergleich der fünf Durchforstungen im Versuch „Landsberger Wald“ bzgl. der artspezifischen Stammzahl- und Grundflächenentnahme.

Comparing the five thinnings of the trial „Landsberger Wald“ according to species-specific reduction in number of trees (left) and basal area (right).

einzelnen Bäume, Dimension, Baumart, Qualität, Vitalität, Konkurrenzstatus, etc., in die Prognose mit einzubeziehen, wenn die Auszeichnungskriterien des Försters im Modell abgebildet werden sollen. Ein Vergleich der fünf Durchforstungsvarianten auf der Einzelbaumebene ist deshalb der notwendige, wenn auch sehr strenge Maßstab (vgl. Tab. 1). Die einzelbaumbezogene Analyse der fünf Auszeichnungen wird anhand der Konkordanzindizes I_2 und $I_2(p)$ (ZUCCHINI und GADOW, 1995) durchgeführt. Der Konkordanzindex I_2 beurteilt den Grad der Übereinstimmung zwischen unterschiedlichen und unabhängig durchgeführten n -Auswahlentscheidungen (hier $n=5$), indem die Anzahl der paarweisen Übereinstimmungen minus der paarweisen Nichtübereinstimmungen als Basis verwendet wird:

$$I_2 = \frac{D - D_{\min}}{D_{\max} - D_{\min}} \quad [1]$$

$$\text{mit } D = \sum_{k=1}^K w(x_k),$$

K = Anzahl der Bäume im Untersuchungsbestand,

x_k = Anzahl der Markierungen („Entnahmen“) von Baum k (hier also maximal fünf),

$$\text{das Gewicht } w(x) = \binom{x}{2} + \binom{n-x}{2} - x(n-x),$$

wobei zur Vereinfachung $\binom{x}{2} = \frac{x!}{2!(x-2)!} = 0$ für $x < 2$ angenommen wird und

$$D_{\max} = K \binom{n}{2},$$

$$D_{\min} = K \left(\binom{n_1}{2} + \binom{n_2}{2} - n_1 n_2 \right),$$

wobei $n_1 = n_2 = n/2$ für gerade n und $n_1 = (n-1)/2$, $n_2 = (n+1)/2$ für ungerade n .

Der Konkordanzindex I_2 ist unabhängig von der Anzahl der zu vergleichenden Auszeichnungen zwischen Null und eins skaliert, wobei die Obergrenze für perfekte Übereinstimmung und die Untergrenze für größtmögliche Uneinigkeit steht. Problematisch ist die Interpretation der Untergrenze, die nämlich gegensätzliche Urteile und damit größere Uneinigkeit als bei reiner Zufallsauswahl impliziert. Eine Erweiterung des Index ermöglicht die Berücksichtigung der zufälligen Übereinstimmung (ZUCCHINI und GADOW, 1995):

$$I_2(p) = \frac{D - D_{\text{ind}}(p)}{D_{\max} - D_{\text{ind}}(p)} \quad [2]$$

mit $D_{\text{ind}}(p)$ gleich dem erwarteten Wert von D bei unabhängiger Auswahl mit der Wahrscheinlichkeit p . Für $D_{\text{ind}}(p)$ gilt:

$$D_{\text{ind}}(p) = K \sum_{x=0}^n w(x) \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}.$$

Der Konkordanzindex $I_2(p)$ unterstellt, dass die Anzahl zu entnehmender Bäume in der Durchforstungsanweisung festgelegt oder zumindest indirekt, z.B. durch waldbauliche Normen, vorgegeben ist. Im Versuch „Landsberger Wald“ kann es sich, wie oben ausgeführt, allenfalls um eine implizite Vorgabe handeln. Sieht man von der Problematik um die Untergrenze bei I_2 und unterstellter Auswahlwahrscheinlichkeit bei $I_2(p)$ ab, ergibt sich mit $I_2=0,63$ eine recht hohe Übereinstimmung der fünf Förster. Deutlich geringer erscheint diese Übereinstimmung bei einer a priori festgelegten Stammzahlreduktion um 16,6% mit $I_2(0,166)=0,21$. Die Diskrepanz zwischen den Indizes lässt sich durch den hohen Anteil der von allen fünf Förstern nicht entnommenen Bäumen (163 von 300 Bäumen) erklären, da von diesen etwa 74% auch bei vollkommener Zufallsauswahl übereinstimmend nicht entnommen worden wären (SÄTLER, 1995, S. 20). Eine differenzierte Analyse nach Baumarten und Durchmesserdimensionen zeigt weitere interpersonelle Unterschiede auf (SÄTLER, 1995, S. 23ff.). So ergeben sich für die Arten Eßkastanie und Buche deutlich geringere Einigkeiten als für Tanne und übrige Arten. FÜLDNER et al. (1996) weisen mit Hilfe getrennter, personenspezifisch parametrisierter verallgemeinerter linearer Modelle deutliche Unterschiede in der Auswahlwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit vom BHD zwischen den Förstern nach.

3.2 Interpersonelle Auszeichnungsvariation zwischen Förstern und Harvesterfahrern

In vielen Ländern werden Durchforstungseingriffe durch Harvesterfahrer ohne vorausgegangene Negativauswahl ausgeführt. Auch in Mitteleuropa werden solche Optionen geprüft. Im Rahmen einer Diplomarbeit wurde in einem Fichtenreinbestand eine herkömmliche Negativauslese durch einen Förster mit einer Durchforstung durch den Harvesterfahrer verglichen (MEISSNER, 2000).

Der Durchforstungsversuch „Benneckenstein“ findet in einem für den Harvesterinsatz gut geeigneten homogenen Fichtenrein-

²⁾ Die Vorgabe von 16,6% Stammzahlreduktion ergibt sich aus dem Mittelwert der fünf beobachteten Auszeichnungen.

bestand statt. Die Durchforstungsanweisung beschreibt verbal die operationalen Vorgaben ohne quantitative Ziele. Trotz des großen Spielraums hinsichtlich der Eingriffsstärke ergibt sich zwischen Förster und Harvesterfahrer eine gute Übereinstimmung bei der entnommenen Grundfläche und Stammzahl (Tab. 3). Auch die Durchforstungsart wird anhand des NG-Verhältnisses einheitlich als niederdurchforstungsartig charakterisiert. Dieses Ergebnis ist, wie in Tabelle 3 erwähnt, bestandesgeschichtlich begründet. MEISSNER (2000, S. 18) konnte in einer eingehenderen Analyse keine signifikanten Unterschiede zwischen den BHD-Verteilungen des ausscheidenden Bestandes von Förster und Harvesterfahrer feststellen. Auch der Vergleich der Güteklassen- und Kronenvitalitätsverteilungen zeigt keine wesentlichen Unterschiede auf. Das Maß der Übereinstimmung von Förster und Harvesterfahrer liegt gemäß dem Konkordanzindex I_2 im Bereich der fünf Auszeichnungsvarianten des Versuchs „Landsberger Wald“³. Bei Berücksichtigung der zufälligen Übereinstimmung ergibt sich ein deutlich höherer Wert im Versuch „Benneckenstein“ mit $I_2(p)=0,53$, u. a. weil die Stammzahlreduktionen von Förster und Harvesterfahrer kaum voneinander abweichen. Dennoch besteht auch in diesem Versuch eine gewisse Uneinigkeit in den individuellen Entnahmeentscheidungen. Es erscheint plausibel, diese Unterschiede anders als im Versuch „Landsberger Wald“ weitestgehend auf waldbauliche Alternativentnahmen zurückzuführen, die sich neutral auf durchforstungsrelevante Parameter auswirken. D.h., stehen z.B. für die Förderung eines Zukunftsbaumes zwei Konkurrenten A und B mit gleichen Attributen zur Auswahl, so ist es ergebnisneutral, ob A oder B entnommen wird.

Auch die Untersuchung von YEO und STEWART (2000) befasste sich mit Durchforstungsunterschieden zwischen Förstern und Harvesterfahrern. Insgesamt wurden sieben Durchforstungsvergleiche

in *Pinus radiata*-Plantagen im „Rennick Forest“, Viktoria, Australien, durchgeführt. Es ist anzunehmen, dass die Bestandesverhältnisse bezüglich der Entscheidungsfindung Entnahme bzw. Belassen vergleichbar mit denen im Versuch „Benneckenstein“ sind. Allerdings enthalten die Durchforstungsanweisungen zahlreiche quantitative Vorgaben, z.B. Entnahme jeder fünften Pflanzreihe, Entnahme aller Bäume mit einem BHD kleiner 15 cm, Belassen der drei besten Bäume pro definierter Flächeneinheit, etc.. Die Durchforstungsanweisungen sind für jede Versuchsfläche unterschiedlich. Als Vergleichskriterien werden für den verbleibenden Bestand die Stammzahl und die Grundfläche pro Hektar, der mittlere Durchmesser, die BHD-Verteilung, Anzahl qualitativ geringwertiger Bäume pro Hektar sowie durch die Erntemaßnahme entstandene Schäden am Stamm und die räumliche Verteilung der Bäume (klassifiziert als regelmäßig, zufällig und geklumpt) verwendet. Auf zwei der sieben verglichenen Flächen ergeben sich teilweise große Übereinstimmungen in fast allen Vergleichskriterien, aber fünf Versuche weisen auch signifikante Unterschiede auf. So differieren die verbleibenden Stammzahlen zwischen der Försterauszeichnung und der Harvesterentnahme auf zwei Flächen, der Anteil beschädigter Bäume ist in einem Versuch unterschiedlich, die Bestandesgrundfläche weist in einem Fall bei der Försterauswahl eine deutlich höhere Varianz zwischen einzelnen Bestandteilen auf und die räumliche Verteilung stimmt auf zwei Versuchsflächen nicht überein. Die meisten Abweichungen zwischen Förster und Harvesterfahrer ergaben sich auf einer Versuchsfläche, wo sowohl die verbleibenden Stammzahlen, der mittlere Durchmesser, die Durchmesserverteilung als auch die räumliche Verteilung differieren.

Der Versuch „Rennick Forest“ zeigt, dass es trotz detaillierter Durchforstungsvorschriften auch in einfachen Bestandesstrukturen zu interpersonellen Auszeichnungsvariationen kommen kann. YEO und STEWART (2000) analysieren sehr differenziert die Ursachen für mögliche Abweichungen, z.B. den Zusammenhang zwischen Durchforstungsvorschrift und den am Einzelbaum erkennbaren Auswahlkriterien oder auch schlechte Sichtverhältnisse durch tiefe Beastung.

³) Bei der vergleichenden Interpretation von Konkordanzwerten aus verschiedenen Versuchen muss beachtet werden, dass die untere Schranke des Wertebereichs von Index $I_2(p)$ von der Auswahlwahrscheinlichkeit p und der Anzahl der Durchforstungsvarianten n abhängt (vgl. SÄTTLER, 1995, S. 11ff).

Tab. 3

Versuchsbeschreibung „Benneckenstein“ und Ergebnisübersicht (MEISSNER, 2000).
Description of thinning trial „Benneckenstein“ and overview of results (MEISSNER, 2000).

Versuch:	„Benneckenstein“, sächsisch-anhaltinischer Harz		
Bestand:	92-jähriger Fichtenreinbestand aus Pflanzung, mittleres Baumholz, erheblicher Rotfäuleanteil durch Schäl-, Rücke- und Schlagschäden, Pflegerückstand (Schutzstreifen der ehemaligen innerdeutschen Grenze)		
Versuchsfläche:	Vollaufnahme von 877 Bäumen auf 2,02 ha		
Versuchsziel:	Vergleich einer herkömmlichen Auszeichnung durch einen Förster mit einer Harvesterdurchforstung ohne vorausgegangene Negativauswahl		
Durchforstungsvorschrift:	Übergeordnetes Ziel ist die Schaffung eines stabilen Bestandes, eine konsequente Umsetzung der Prinzipien einer Hoch- bzw. Ausleasedurchforstung ist aufgrund der Bestandesgeschichte (Pflegerückstand) kaum möglich; operationale Vorgabe: Erschließung des Bestandes (ca. 20m Gassenabstand), Konzentration des Zuwachses auf die förderungswürdigen Bestandesglieder und Entnahme der Bedränger, Vitalität als vorrangiges Auslesekriterium (Vitalität vor Qualität), Entnahme qualitativ schlechter Individuen (Astigkeit, Schaftform), Pflege des Bestandesrandes, Auflockerung des Bestandesschlusses für die Verjüngung, Erhalt von Horst- und Höhlenbäumen (vorab markiert)		
Ergebnisse:	Durchforstungsstärke	Durchforstungsart	Einzelbaumvergleich
	G_{ent} Förster: 8,7 m ² Harv.: 7,8 m ²	Förster: NG = 1,416 Harv.: NG = 1,420	$I_2 = 0,65$ $I_2(\hat{p} = 0,247) = 0,53$

Tab. 4

Versuchsbeschreibung „Bovenden“ und Ergebnisübersicht (KAHLE, 1995).
Description of thinning trial “Bovenden” and overview of results (KAHLE, 1995).

Versuch:	„Bovenden“, südniedersächsisches Bergland		
Bestand:	86-jähriger Buchen-Edellaubholz-Mischbestand aus Buche (Grundflächenanteil 75,2%) mit einzelstammweise eingemischter Esche (13,8%) und Hainbuche (4%) sowie Feldahorn, 104-j. Eiche, Bergahorn, Bergrüster, Elsbeere und Winterlinde; Unterstand aus Buche auf ganzer Fläche		
Versuchsfläche:	Vollaufnahme von 849 Bäumen auf 1,41 ha		
Versuchsziel:	Vergleich von drei, zeitlich getrennten Auszeichnungen durch einen Förster (Zeiträume zwischen den simulierten Durchforstungen betrugen drei Wochen bzw. 2,5 Monate; erste und zweite mit, dritte ohne Belaubung)		
Durchforstungs-vorschrift:	Übergeordnetes Ziel ist eine Auslesedurchforstung mit Minderheitenschutz; operationale Vorgabe (laut revierinternem Merkblatt): Freistellung von förderungswürdigen Individuen, Minderheitenschutz, Pflege des Waldrandes		
Ergebnisse:	Durchforstungsstärke	Durchforstungsart	Einzelbaumvergleich
	G_{ent} DF1: 7,7 m ²	DF1: $NG = 0,633$	$I_2 = 0,84$
	DF2: 8,4 m ²	DF2: $NG = 0,643$	$I_2(\hat{p} = 0,11) = 0,52$
	DF3: 6,9 m ²	DF3: $NG = 0,684$	
	σ^2 : 0,38 m ²	$\overline{NG} = 0,653$	
	N_{ent} DF1: 91		
	DF2: 101		
	DF3: 88		
	σ^2 : 31		

3.3 Intrapersonelle Auszeichnungsvariation

Die interpersonelle Variation kann u.a. auf unterschiedliche Interpretationen der Durchforstungsanweisungen, unterschiedliche Erfahrung und örtliche Kenntnis aber auch auf unterschiedliche Verfahren zurückgeführt werden. Die Variation beim mehrmaligen Auszeichnen eines Bestandes durch eine Person hat andere Ursachen, z.B. jahreszeitliche Aspekte wie Belaubung, Witterungsbedingungen, Startpunkt und Laufrichtung im Bestand, aber auch Tagesform. KAHLE (1995) führte zur Fragestellung der intrapersonellen Auszeichnungsvariation im niedersächsischen Forstamt Bovenden einen Durchforstungsversuch durch (Tab. 4).

Der Durchforstungsversuch „Bovenden“ findet in einem Buchen-Edellaubholz-Mischbestand mit komplexer Struktur statt. Die Durchforstungsvorschrift ist eine verbale Richtlinie mit recht allgemeinen operationalen Vorgaben. Die Interpretation der Anweisung wird jedoch bei den wiederkehrenden Auszeichnungen sehr ähnlich ausfallen und Ortskenntnis sowie Erfahrungswissen des Försters ist im Rahmen dieses Versuchs als konstant vorauszusetzen. Folglich ergeben sich nur geringe Unterschiede in der Durchforstungsstärke und die Durchforstungsart ist als einheitlich in allen drei Auszeichnungen anzusehen (Tab. 4). Auch die beiden Konkordanzindexwerte $I_2 = 0,84$ und $I_2(p) = 0,52$ bestätigen die hohe Übereinstimmung bei der Auswahl zu entnehmender Bäume. Gleichwohl gibt es, wenn auch geringe, Unterschiede auf der Einzelbaumebene.

Eine tiefergehende Auswertung der drei Durchforstungsvarianten anhand der artspezifischen Stammzahl- und Grundflächenentnahmen zeigt anders als im Versuch „Landsberger Wald“ keine Unterschiede in den Varianten, die auf unterschiedliche Artpräferenzen hindeuten. Der Eingriff beschränkt sich in allen drei simulierten Varianten auf die Baumarten Buche, Esche und Hainbuche, mit jeweils sehr ähnlichen Entnahmeanteilen zwischen den drei Auszeichnungen. KAHLE (1995) zeigt ebenfalls, dass keine wesentlichen Unterschiede zwischen den drei Auszeichnungen hinsichtlich des mittleren BHD und der Durchmesser- und BHD-Verteilung des ausscheidenden Bestandes bestehen. Ebenso sind die Auswirkungen

der Eingriffe auf die Bestandesdiversität und räumliche Verteilung fast einheitlich. Als Erklärung der festgestellten geringen Unterschiede auf Einzelbaumebene können somit wie im Versuch „Benneckenstein“ waldbauliche Alternativentnahmen vermutet werden.

4. SCHLUSSFOLGERUNGEN FÜR DIE DURCHFÖRSTUNGSMODELLIERUNG

Die vier exemplarischen Untersuchungen zur personenspezifischen Variabilität bei der Wahl zu entnehmender Bäume decken nur ein sehr geringes Spektrum der Einflussgrößen, vor allem hinsichtlich Bestandesstruktur und Genauigkeit der Durchforstungsanweisung, ab. Mit aller Vorsicht werden hier dennoch vorstellbare Schlussfolgerungen für die Durchforstungsmodellierung hinsichtlich des Problemfeldes möglicher Abweichungen zwischen Prognose und praktischer Auszeichnung aufgezeigt. Dabei wird davon ausgegangen, dass die modellierte Entnahme wie bei allen gegenwärtigen Durchforstungsmodellen die Auszeichnungsvarianz weder als fixen noch als zufälligen Effekt enthält.

Allgemein ist anzumerken, dass sich die Auszeichnungsvarianz auf verschiedene durchforstungsrelevante Variablen auswirkt. Zum Teil ergeben sich nicht zu vernachlässigende Schwankungen in aggregierten Bestandesgrößen wie der Stammzahl- und Grundflächenentnahme sowie Baumartenanteilen. Der Versuch „Rennick Forest“ hat diesbezüglich gezeigt, dass auch quantitative Vorgaben der Eingriffsstärke keine Garantie für annähernd gleiche Stammzahl- und Grundflächenreduktionen sind. Die aggregierten Variablen werden in allen Durchforstungsmodellen der drei Auflösungsebenen prognostiziert (vgl. Abb. 1). Die im Modell unberücksichtigten Schwankungen dieser Variablen sind somit besonders schwerwiegend. Der modellierte Eingriff kann folglich bereits auf der Ebene der aggregierten Bestandesgrößen nur einen von mehreren zielführenden Pfaden aufzeigen, wenn man, wie bereits eingangs formuliert, unterstellt, dass die personenspezifischen Unterschiede gut begründbare waldbauliche Optionen darstellen. Desweiteren können sich personenspezifische Differenzen

auf die Durchmesser- und Höhenverteilung auswirken. Die Unterschiede dieser Auflösungsebene müssen folglich in Repräsentativbaum- und Einzelbaumdurchforstungsmodellen berücksichtigt werden. Schließlich gibt es in der Untersuchung „Landsberger Wald“ eine interpersonelle Variation auf der Einzelbaubelebene, die nicht nur mit waldbaulichen Alternativentnahmen erklärt werden kann.

Im Einzelnen ergeben sich aus der Auswertung des Versuchs „Landsberger Wald“ als Konsequenz zwei Optionen für die Durchforstungsmodellierung. Da es u.a. in der Durchforstungsstärke sowie der dimensions- und artspezifischen Entnahmepreferenz nicht unerhebliche interpersonelle Variationen gibt, könnte man die fünf Durchforstungsvarianten als unterschiedliche unabhängige Szenarien betrachten. Ziel der Durchforstungsmodellierung wäre dann z.B. durch getrennte Modellparametrisierung eine möglichst exakte Abbildung dieser Eingriffsvarianten, die sich an einer übergeordneten Durchforstungsanweisung orientieren (vgl. ALBERT, 1999, S. 131ff). Oder aber man betrachtet die fünf Durchforstungsvarianten als die mit interpersoneller Variation versehene Umsetzung einer einheitlichen Waldbaustrategie. Dann müsste das Durchforstungsmodell die Zielsetzung der Durchforstungsanweisung als Mittelweg prognostizieren. Wünschenswert wäre dabei eine Integration der Auszeichnungsvarianz im Modell als fixer oder zufälliger Effekt, so dass die real auftretenden Abweichungen vom Mittelweg ebenfalls quantifiziert werden können.

Anhand der Ergebnisse des Versuchs „Rennick Forest“, in denen Auszeichnungsunterschiede zwischen Förstern und Harvesterfahrern verglichen werden, folgern YEO und STEWART (2000), dass Harvesterfahrer unter Beachtung der Durchforstungsvorgaben den Fokus eher auf die zu entnehmenden Bäume richten, während die Förster mit Blick auf die verbleibenden Bäume eine räumliche Gleichverteilung anstreben. Falls sich tatsächlich die u.a. beobachteten Unterschiede in der Durchforstungsstärke, im mittleren BHD und in der BHD-Verteilung des verbleibenden Bestandes sowie in der räumlichen Verteilung zumindest teilweise durch das angewendete Auszeichnungsverfahren erklären lassen, so hätte man es mit einer verfahrensbedingten Verzerrung zu tun. Eine gerichtete Abweichung müsste auf jeden Fall in der Durchforstungsmodellierung durch Integration der kategorischen Variablen „Verfahren“ oder durch getrennt parametrisierte, verfahrensspezifische Eingriffsmodelle korrigiert werden.

Aus den beiden Versuchen „Benneckenstein“ und „Bovenden“ lassen sich vor dem Hintergrund der inter- und intrapersonellen Variation keine Konsequenzen für die Durchforstungsmodellierung ableiten, wenn man die aufgezeigten Unterschiede bei der Einzelbaumentnahme auf waldbauliche Alternativentscheidungen zurückführt.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass alle Modellansätze von der personenspezifischen Variation beim Auszeichnen betroffen sind und dass sich diese umso stärker auswirkt, je strenger der Validierungsmaßstab, von aggregierten Bestandesgrößen bis zum Einzelbaumvergleich, ist.

5. DISKUSSION

Die Wahl des Modellansatzes bei der Waldentwicklungsprognose richtet sich nach der Zielsetzung bei der Simulation, der gewünschten räumlichen und zeitlichen Auflösung sowie der Komplexität des nachzubildenden Systems (PRETZSCH, 2001, S. 80ff). Flexible Modellansätze für Wachstums- und Durchforstungsprognosen sind daher umso notwendiger, je struktureicher der untersuchte Bestand ist. Die Verwendung von Waldwachstumssimulatoren kann entweder einen Vergleich unterschiedlicher Managementszenarien, z.B. im Rahmen der strategischen Waldbauplanung, die Beurteilung neuer Waldbaukonzepte, z.B. bei Überführungsfragen, oder die Fortschreibung des Waldzustandes unter gegenwärtigen Bewirt-

schaftungsmethoden, z.B. im Rahmen der taktischen Forsteinrichtungsplanung, zum Ziel haben (vgl. SPELLMANN et al., 1999; PRETZSCH, 2001, S. 12; NAGEL et al., 2002; STERBA et al., 2006; LEDERMANN und STERBA, 2006). Die folgenden Beispiele verdeutlichen, wie unterschiedliche Durchforstungsmodellansätze den Anforderungen hinsichtlich der Zielsetzung der Simulation nachkommen und welche Konsequenzen wiederum die unberücksichtigten Varianzkomponenten erfordern.

5.1 Fortschreibung der Waldentwicklung mit logistischen Regressionsmodellen

Empirisch-statistische Durchforstungsmodelle eignen sich besonders dann, wenn die Waldentwicklung unter gegenwärtigen Bewirtschaftungskonzepten prognostiziert werden soll. Die Modellierung von Durchforstungen mit logistischen Regressionsmodellen hat den Vorzug, dass zahlreiche Bestandes- und Einzelbaumvariablen direkt in die Schätzung von Entnahmewahrscheinlichkeiten integriert werden können. Derartige empirisch-statistische Durchforstungsmodelle können an sehr komplexe Bestandesstrukturen angepasst werden, z.B. den tropischen Regenwald in Nord-Queensland, Australien (VANCLAY, 1989), struktureiche Buchen-Fichten-Mischbestände in Deutschland (ALBERT, 1999) oder die nach dem Plenterprinzip Reinigers bewirtschafteten Mischbestände des Klosters Schlägl in Österreich (LEDERMANN, 2002). Diese Modellansätze beschreiben objektiv die Entnahmepreferenzen für Einzelbäume im Rahmen der Durchforstungskonzepte, die den Parametrisierungsdaten zugrunde liegen. Das Ergebnis einer Durchforstungsprognose entspricht somit den Richtlinien des unterstellten Bewirtschaftungskonzeptes.

In keinem der drei oben erwähnten logistischen Regressionsmodelle werden jedoch personenspezifische Auszeichnungsunterschiede berücksichtigt. ALBERT (1999, S. 131ff) zeigt diesbezüglich durch getrennte Parametrisierung von zwei Auszeichnungen die interpersonellen Unterschiede auf, die u.a. in der Entnahmepreferenz hinsichtlich des Merkmals Baumart deutlich sichtbar werden. So trägt für den einen Förster die Baumart zur Durchforstungsentscheidung nicht bei, während der andere Förster bei sonst gleichen Baumattributen bevorzugt Buchen entnimmt.

Unterstellt man, dass die inter- und intrapersonelle Varianz beim Auszeichnen in den Parametrisierungsdaten enthalten ist, dann streuen diese um die vom Durchforstungskonzept vorgesehenen Mittelwerte der durchforstungsrelevanten Zielgrößen. Bei der Übertragung von Prognoseergebnissen in die Praxis ohne Berücksichtigung dieser Varianz treten dann zwar eventuell Unterschiede in den Zuständigkeitsbereichen der Förster auf, aber z.B. auf der Betriebsebene des Klosters Schlägl wird im Mittel immer das „Ideal“ des Bewirtschaftungskonzeptes getroffen. Das Gesamtergebnis auf Betriebsebene kann jedoch durchaus unterschiedlich ausfallen, je nachdem ob alle Förster nahe der „Idealvorstellung“ des Durchforstungskonzeptes auszeichnen oder ob es große Schwankungen um das „Ideal“ gibt.

5.2 Durchforstungsprognosen mit dem regelbasierten A-Wert-Algorithmus

Der A-Wert-Algorithmus von JOHANN (1982) ist ein deterministisches, auf einfachen Entnahmeregeln basierendes Einzelbaumdurchforstungsmodell, dass sowohl zur Waldentwicklungsprognose mit festgelegtem Bewirtschaftungskonzept als auch zur Generierung von Durchforstungsszenarien eingesetzt werden kann (z.B. JOHANN, 1988; ALBERT und GUERICKE, 2003)⁴. Das abgebildete

⁴) Ursprünglich wurde der A-Wert-Algorithmus nicht für die Praxis, sondern für die objektiv nachvollziehbare Eingriffssteuerung auf Versuchsflächen entwickelt. Die Implementierung dieses Durchforstungsalgorithmus in zahlreichen Waldwachstumssimulatoren führt jedoch zu einer breiten Anwendung über Versuchs-, Demonstrations- und Weiserflächen hinaus.

Durchforstungskonzept entspricht einer Z-Baum-Durchforstung bzw. einer Auslesedurchforstung. Die Durchforstungsstärke wird durch den frei wählbaren A-Wert festgelegt, während die Durchforstungsart nicht flexibel einstellbar ist. Die Entnahme der Einzelbäume hängt von deren BHD und der Entfernung zum nächstgelegenen Z-Baum sowie vom BHD und der Höhe des Z-Baumes ab.

Die Übertragung der Prognoseergebnisse in die Praxis wird trotz der einfachen Regelbasis des Algorithmus dadurch erschwert, dass beim Auszeichnen Baumdimensionen und Entfernung nicht gemessen werden. Diese intrinsische Unschärfe kann zu Abweichungen führen. Desweiteren werden in der Praxis weitere Baumattribute bei der Entscheidungsfindung berücksichtigt. Es wird folglich zu Unterschieden zwischen Prognoseergebnis und praktischer Auszeichnung kommen. Unterstellt man jedoch, dass das A-Wert-Durchforstungsmodell trotz der Abstraktionen ein angemessenes Abbild einer Z-Baum-Durchforstung darstellt, der unbekannte Prozessfehler also keine Verzerrung aufweist, dann wird mit der Prognose ebenso wie bei den oben genannten logistischen Regressionsmodellen das unterstellte „Ideal“ erzielt. Dennoch besteht auch hier eine Variation bei der praktischen Auszeichnung um dieses Ideal, u.a. durch die personenspezifische Komponente. Ist die Szenariogenerierung Zweck der Modellanwendung, dann muss die Konsequenz für den Modellnutzer sein, die Abstufung der Szenarien z.B. hinsichtlich der Durchforstungsstärke so groß zu wählen, dass die Streuung bei der praktischen Auszeichnung nicht größer ist als die Differenz zwischen benachbarten Szenarien. Dafür ist eine Abschätzung der Auszeichnungsvarianz nötig.

5.3 Szenariosimulation mit dem Treatment Option Generator

Die Generierung von Behandlungsszenarien erfordert nicht nur unterschiedliche Eingriffsstärken, sondern meist auch eine Variation in der Durchforstungsart, was durch deterministische Durchforstungsmodelle mit flexibel einstellbaren Parametern gut gewährleistet werden kann. Der *Treatment Option Generator (TOP)* von SEO (2005, S. 61ff) ist ein regelbasiertes Durchforstungsmodell auf Bestandesebene, bei dem die Durchforstungsstärke als Stammzahlreduktion in Abhängigkeit von der maximalen Stammzahlhaltung und die Eingriffsart über das NG-Verhältnis gesteuert wird.

Während dem A-Wert-Algorithmus ein definiertes Durchforstungskonzept mit klaren Regeln zur Einzelbaumentnahme zugrunde liegt, muss die mit *TOP* simulierte Durchforstung in operationale Entnahmeregeln für die praktische Auszeichnung übersetzt werden. Hierbei werden sicherlich größere Abweichungen zwischen Prognoseergebnis und Realität nicht zu vermeiden sein. Einer sinnvollen Abstufung der Durchforstungsszenarien kommt daher eine noch größere Bedeutung zu. SEO (2005) und HINRICHS (2006) verwenden diese Art von Durchforstungsmodellen zur automatisierten Generierung von Handlungspfaden. Das Ziel ist die Identifikation der im Hinblick auf eine bestimmte Zielgröße optimalen Behandlungsvariante. Die real existierende Auszeichnungsvarianz wirft die Frage auf, ob die Anzahl der generierten Optionen aufgrund der Abweichungen zwischen Prognoseergebnis und Realität im Vorfeld der Berechnungen weiter eingeschränkt werden kann und inwieweit die als optimal identifizierte Variante auch tatsächlich durch die reale Auszeichnung umgesetzt werden kann.

5.4 Modellierung des Entscheidungsprozesses zur Baumentnahme

Alle bisher vorgestellten Durchforstungsalgorithmen prognostizieren direkt die Baumentnahme. Das Expertensystem *ThiCon* von DAUME (1998) ist ein deterministisches Durchforstungsmodell, das den Entscheidungsprozess des Försters bei der Auszeichnung abbildet (vgl. Abb. 1). Das Expertensystem *ThiCon* enthält eine Datenbank, die für unterschiedliche Durchforstungskonzepte Sets von Entnahmeregeln enthält (Wissensbasis). Die heuristischen Entnahmeregeln spiegeln den Entscheidungsprozess des Försters bei

der Entnahme bzw. beim Belassen eines Baumes wider. Einige der Entnahmeregeln enthalten variable Parameter, z.B. hinsichtlich der Freistellungsstärke von förderungswürdigen Bäumen. Ein Suchalgorithmus optimiert die Modellparameter derart, dass diejenige Parameterkombination in den Durchforstungsregeln gefunden wird, die eine bestmögliche Realisierung der benutzerdefinierten Durchforstungsziele ermöglicht (DAUME und ROBERTSON, 2000). Dies ermöglicht eine große Flexibilität in der Szenariosimulation (vgl. ALBERT, 2002; NAGEL et al., 2002; ALBERT und GUERICKE, 2003).

Im Gegensatz zu Durchforstungsmodellen, die ein bestimmtes Durchforstungskonzept abbilden und Modifikationen im Rahmen von Szenariosimulationen nur bedingt zulassen, werden in *ThiCon* die Durchforstungsziele in den Fokus gerückt und die passenden Entnahmeregeln identifiziert. Bei der Übertragung der Prognoseergebnisse in die Praxis gibt kein verbales übergeordnetes Durchforstungskonzept den Rahmen vor. Vielmehr werden die Entnahmeregeln des Algorithmus durch eine zusätzliche Programmkomponente in eine operationale, detaillierte und mit quantitativen Angaben versehene Durchforstungsanweisung übersetzt. Es gibt noch keine Erkenntnisse darüber, ob dieses Vorgehen zu einer deutlichen Reduktion der Auszeichnungsvarianz führt. Aber ein positiver Effekt darf erhofft werden.

5.5 Ausblick

Das Problemfeld zwischen Durchforstungsmodellierung und praktischer Auszeichnung im Bestand und insbesondere die personenspezifische Variabilität konnte in der bisherigen Analyse nur qualitativ aufgezeigt werden. Die sich daraus für die Durchforstungsmodellierung und die Modellanwendung ergebenden Forderungen sind nur teilweise mit dem gegenwärtigen Wissensstand umsetzbar. Zwei prinzipielle Vorgehensweisen zur Berücksichtigung der Auszeichnungsvarianz in Durchforstungsmodellen bieten sich an. Zum einen kann bei entsprechender Datengrundlage der Förster als ursächlicher Einflussfaktor als kategorische Variable in das Modell integriert werden (fixer Effekt). Alternativ kann die personenspezifische Variabilität weiterhin als Zufallsfaktor aufgefasst werden, wie dies in den meisten Modellansätzen bisher impliziert wird. Mittels Varianzkomponentenanalyse könnte der Anteil der Auszeichnungsvarianz an der Variabilität von Durchforstungsprognosen identifiziert, ihre Größenordnungen geschätzt und im Durchforstungsmodell verwendet werden (vgl. KUEHL, 1994, S. 130ff).

Der große Einfluss der Bestandesstruktur und der Präzision der Durchforstungsanweisung auf die personenspezifische Auszeichnungsvariabilität erschweren andererseits eine Verallgemeinerung.

6. ZUSAMMENFASSUNG

Die Prognose der Waldentwicklung unter gegenwärtiger Bewirtschaftungspraxis oder in Form von Szenariosimulationen ist mit Hilfe von einzelbaumbasierten Wachstums- und Durchforstungsmodellen für fast alle Bestandesformen durchführbar. Viele Durchforstungsmodelle lassen jedoch bisher die Variabilität der geschätzten Zielgrößen unbeachtet. Die Auszeichnungsvarianz, also die personenspezifische Variation bei der Umsetzung von Durchforstungsanweisungen, ist ein durchforstungsspezifischer Variabilitätsfaktor, der zusätzlich zu weiteren, auch in Wachstumsmodellen auftretenden Varianzkomponenten zur Geltung kommt.

Die besonderen Herausforderungen in strukturreichen Mischbeständen lassen nur bestimmte Modelltypen für die Durchforstungsprognose zu (Abb. 1). Die geeigneten empirisch-statistischen und deterministischen Einzelbaumdurchforstungsmodelle werden näher analysiert und miteinander verglichen. Es werden die Unterschiede in den Fehlerkomponenten der Modellansätze aufgezeigt (Abb. 2). Die Relevanz der in den Durchforstungsmodellen unberücksichtig-

ten Auszeichnungsvarianz sowie die möglichen Konsequenzen für die Durchforstungsmodellierung und Modellanwendung werden anhand von vier exemplarischen Untersuchungen vorgestellt (Tab. 1–4; Abb. 3). Es wird gezeigt, dass alle Modellansätze von der personenspezifischen Variation beim Auszeichnen betroffen sind und dass sich diese umso stärker auswirkt, je strenger der Validierungsmaßstab ist. Diese qualitative Analyse wird ergänzt durch vier Beispiele von Durchforstungsmodellen, anhand derer die Anforderungen hinsichtlich der Zielsetzung der Simulation und die Konsequenzen aus der Auszeichnungsvarianz diskutiert werden.

7. Summary

Title of the paper: *Thinning modelling caught between algorithm and tree-marking.*

Single-tree growth and thinning models can predict forest development under current management prescriptions or simulate management scenarios. However, most thinning models disregard the variances in the target variables. The variance in tree-marking, i.e. the person-specific variation encountered when transferring thinning prescriptions to actual tree-markings, adds to other variance components which are also relevant in growth models.

Among a wide range of thinning models only a certain type is applicable to the specific demands in diverse mixed stands (fig. 1). The suitable empirical-statistical as well as deterministic single-tree thinning models are further analyzed. The error components are compared for the two model types (fig. 2). Four exemplary thinning trials investigate the magnitude of the variance in tree-marking (tab. 1–4; fig. 3). Possible consequences for modelling thinning and also for the application of thinning models are given. It is shown that person-specific variation in tree-marking affects all types of thinning models. The higher the resolution of the validation scale (from aggregated stand variables to individual tree comparison) the greater the effect. This qualitative analysis is complemented by presenting four specific thinning models. Based on these examples the requirements regarding simulation goals and the consequences from the variance in tree-marking are discussed.

8. Résumé

Titre de l'article: *La modélisation de l'éclaircie, entre l'algorithme et la désignation.*

La prévision de l'évolution d'une forêt, soit dans les conditions de la gestion actuelle ou selon des simulations de scénarios, est réalisable pour presque toutes les formes de peuplements en ayant recours à des modèles de croissance et d'éclaircies basés sur les arbres en tant qu'individus. Cependant de nombreux modèles d'éclaircies négligent, jusqu'à présent, la variabilité des grandeurs évaluées. La variance concernant la désignation, c'est à dire la variation liée à la personne dans la mise en application des instructions données pour l'éclaircie, est un facteur de variabilité spécifique à l'éclaircie qui, s'ajoutant à d'autres, prend de l'importance parmi les composants de la variance qui interviennent dans les modèles de croissance.

Les principales exigences requises pour les peuplements mélangés aux structures complexes ne peuvent être surmontées qu'avec des types de modèles bien déterminés (Fig. 1). Les modèles d'éclaircie des arbres en tant qu'individus appropriés soit déterministes soit empiriques et statistiques, ont été soigneusement analysés puis comparés entre eux. On a montré qu'elles étaient les différences pour les composants des erreurs suivant les principes sur lesquels ont été établis les modèles (Fig. 2). L'importance pour les modèles d'éclaircies du fait de ne pas prendre en considération la variance de désignation et les conséquences qui peuvent en découler pour la modélisation des éclaircies et l'emploi des modèles éta-

blis, sont exposées à partir de quatre recherches menées à titre d'exemples (Tab. 1–4, Fig. 3). On a ainsi montré que tous les types de modèles étaient concernés par la variation liée à la personne qui procède à la désignation et ce, de manière d'autant plus marquée qu'est strict le module de validation. Cette analyse qualitative a été élargie grâce à quatre exemples de modèles d'éclaircies qui ont permis une discussion portant sur ce qu'exigent les objectifs fixés à la simulation et sur les conséquences de la variance de désignation.

J. M.

9. Literatur

- ABETZ, P. (1975): Eine Entscheidungshilfe für die Durchforstung von Fichtenbeständen. *AFZ* **30**: 666–667.
- ABETZ, P. und J. KLÄDTKE (2000): Die Df-2000. *AFZ/Der Wald* **9**: 454–455.
- ALBERT, M. (2002): Generating management alternatives for multi-species stands using the decision support system BWINPro. In: GADOW, K. v., NAGEL, J. und SABOROWSKI, J. (Hsg.): Continuous Cover Forestry. Managing Forest Ecosystems, Vol. 4. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht Boston London: 187–202.
- ALBERT, M. und M. GUERICKE (2003): Zur Prognose waldbaulicher Behandlungsvarianten in Mischbeständen mit einzelbaumorientierten Durchforstungsmodellen. *Forstarchiv* **74**: 79–89.
- ALBERT, M. (1999): Analyse der eingriffsbedingten Strukturveränderung und Durchforstungsmodellierung in Mischbeständen. Dissertation, Universität Göttingen. Hainholz-Verlag, Band 6: 201 S.
- BRONSTEIN, I. N. und K. A. SEMENDIAJEV (1991): Taschenbuch der Mathematik. 25., durchgesehene Auflage herausgegeben von G. GROSCHKE, V. ZIEGLER und D. ZIEGLER. B. G. TEUBNER, Verlagsgesellschaft Stuttgart, Verlag Nauka Moskau. 824 S.
- DAUME, S. (1995): Durchforstungssimulation in einem Buchen-Edellaubholz Mischbestand. Dipl. Arbeit, Forstl. Fakultät der Georg-August Universität Göttingen: 103 S.
- DAUME, S. (1998): A Knowledge-based System to Model Thinnings in Central European Forests. MSc thesis, Department of Artificial Intelligence, University of Edinburgh. 78 S.
- DAUME, S., K. FÜLDNER und K. v. GADOW (1998): Zur Modellierung personenspezifischer Durchforstungen in ungleichaltrigen Mischbeständen. *AFJZ* **169**: 21–26.
- DAUME, S. und D. ROBERTSON (2000): A Heuristic Approach to Model Thinnings. *Silva Fennica* **34**(3): 237–249.
- FÜLDNER, K., S. SATTLER, W. ZUCCHINI und K. v. GADOW (1996): Modellierung personenabhängiger Auswahlwahrscheinlichkeiten bei der Durchforstung. *AFJZ* **167**: 159–162.
- GADOW, K. v. und V. STÜBER (1994): Die Inventuren der Forsteinrichtung. *Forst und Holz* **5**: 129–131.
- GADOW, K. v. und K. FÜLDNER (1995): Zur Beschreibung forstlicher Eingriffe. *Forstw. Centralblatt* **114**: 151–159.
- GADOW, K. v. (1996): Zur Planung forstlicher Maßnahmen. *Forstw. Cbl.* **115**: 90–96.
- GADOW, K. v. und G. Y. HUI (1997): Modellierung forstlicher Eingriffe in Plantagenwäldern. *Forstarchiv* **68**: 59–63.
- GADOW, K. v. und G. Y. HUI (1999): Modelling Forest Development. Kluwer academic publishers. 213 S.
- GADOW, K. v. und J. PUUMALAINEN (2000): Scenario Planning for Sustainable Forest Management. In: GADOW, K. v., PUKKALA, T. und TOMÉ, M. (Hsg.): Sustainable Forest Management. Kluwer Academic Publishers, Managing Forest Ecosystems, Vol. 1: 356 S.
- GADOW, K. v. (2003): Steuerung und Analyse der Waldentwicklung. *Forstw. Cbl.* **122**: 258–272.
- GERTNER, G. und P. J. DZIALOWY (1984): Effects of measurement errors on an individual tree-based growth projection system. *Can. J. For. Res.* **14**: 311–316.
- GERTNER, G. (1987): Approximating Precision in Simulation Projections: An Efficient Alternative to Monte Carlo Methods. *For. Sci.* **33** (1): 230–239.
- HASENAUER, H. (Hsg.) (2006): Sustainable Forest Management. Growth Models for Europe. Springer-Verlag: 398 S.
- HESSENMÖLLER, D. (2002): Modelle zur Wachstums- und Durchforstungssimulation im Göttinger Kalkbuchenwald. Diss. Universität Göttingen. Logos Verlag Berlin: 163 S.
- HINRICHS, L. (2006): Automatisierte Generierung von Behandlungspfaden für Mischbestände. *AFJZ*, angenommen.
- INSTITUT FÜR FORSTLICHE ARBEITSWISSENSCHAFTEN UND VERFAHRENSTECHNOLOGIE, UNIVERSITÄT GÖTTINGEN (2005): Teilvorhaben „Delegation von Durchforstungsentscheidungen – Analyse arbeitswirtschaftlicher, physiologischer und psychologischer Konsequenzen (Delegation)“ des BMBF-Projektes „Einbindung von klein- und mittelständischen Forstunternehmen in branchenübergreifende Wertschöpfungsketten“. http://www.uniforst.gwdg.de/forst/iwff/bmbf/Projekt_Delegation.html.

- JOHANN, K. (1982): Der A-Wert ein objektiver Parameter zur Bestimmung der Freistellungsstärke von Zentralbäumen. Jahrestagung des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten – Sektion Ertragskunde – in Weibersbrunn: 146–158.
- JOHANN, K. (1988): Durchforstung und Forsteinrichtung. Österreichische Forstzeitung **12**: 52–56.
- JOHANN, K. (1995): Einzelbaumbezogene Durchforstkriterien – Ein Beitrag zur Modellierung von Durchforstungsregeln. Jahrestagung des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten – Sektion Ertragskunde – in Joachimsthal: 41–51.
- KAHLE, M. (1995): Die Analyse von Eingriffsentscheidungen in einem Buchen-Edellaubholz-Mischbestand. Dipl. Arbeit, Georg-August Universität Göttingen: 65 S.
- KAHN, M. (1995): Die Fuzzy Logik basierte Modellierung von Durchforstungseingriffen. AFJZ **166**: 169–176.
- KASSIER, H. W. (1993): Dynamics of Diameter and Height Distributions in even-aged Pine Plantations. PhD thesis, University of Stellenbosch. 167 S.
- KRAMER, H. (1985): Erstdurchforstung bei Douglasie. AFJZ **156**: 61–72.
- KUEHL, R. O. (1994): Statistical Principles of Research Design and Analysis. Duxbury Press, Belmont, CA: 686 S.
- LEDERMANN, TH. (2002): Using Logistic Regression to Model Tree Selection Preferences for Harvesting in Forests in Conversion. In: GADOW, K. V., NAGEL, J. und SABOROWSKI, J. (Hsg.): Continuous Cover Forestry. Managing Forest Ecosystems, Vol. 4. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht Boston London: 203–216.
- LEDERMANN, TH. und H. STERBA (2006): Evaluating Management Regimes and Their Impact on Commercial Timber Supply Using an Individual-Tree Growth Model and Scenario Analysis. In: HASENAUER, H. (Hsg.): Sustainable Forest Management. Growth Models for Europe. Springer-Verlag: 195–209.
- MEISSNER, M. (2000): Analyse von Durchforstungsmaßnahmen mit dem Harvester mit und ohne Auszeichnung. Diplomarbeit, Universität Göttingen. 62 S..
- NAGEL, J., M. ALBERT und M. SCHMIDT (2002): Das waldbauliche Prognose- und Entscheidungsmodell BWINPro 6.1 – Neuparametrisierung und Modellerweiterungen. FoHo 15/16, **57**: 486–492.
- PETZOLDT, TH. (2003): Konstruktion ökologischer Modelle mit der Open Source Software R. <http://hhbio.wasser.tu-dresden.de/projects/modlim/doc/modlim.pdf>. 156 S.
- PRETZSCH, H. (2001): Modellierung des Waldwachstums. Parey Buchverlag Berlin. 341 S.
- REYNOLDS, M. R. (1984): Estimating the Error in Model Predictions. For. Sci. **30** (2): 454–468.
- REYNOLDS, M. R. und J. CHUNG (1986): Regression methodology for estimating model prediction error. Can. J. For. Res. **16**: 931–938.
- SATTLER, S. (1995): Eine Analyse der Entscheidungskonsistenz von Förstern über zu fällende Bäume. Dipl. Arbeit, Inst. f. Statistik u. Ökonometrie, Universität Göttingen. 76 S.
- SCHREYER, G. (1991): Gedanken zur Orientierung der Forstwirtschaft. Forstw. Cbl. **110**: 331–337.
- SEKTION ERTRAGSKUNDE, DEUTSCHER VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN (2000): Empfehlungen zur Einführung und Weiterentwicklung von Waldwachstumssimulatoren. AFJZ **171**: 52–57.
- SEO, J.-H. (2005): Modeling Applications for Optimizing Forest Development. Diss. Universität Göttingen. Cuvillier Verlag, Göttingen. 153 S.
- SÖDERBERGH, I. und TH. LEDERMANN (2003): Algorithms for simulating thinning and harvesting in five European individual-tree growth simulators: a review. Computers and Electronics in Agriculture **39**: 115–140.
- SPELLMANN, H., J. NAGEL und T. BÖCKMANN (1999): Summarische Nutzungsplanung auf der Basis von Betriebsinventurdaten. AFJZ **170**: 122–128.
- STAGE, A. R. (1973): Prognosis Model for Stand Development. USDA Research Paper INT-137. 32 S.
- STAUPENDAHL, K. und J. PUUMALAINEN (1999): Modellierung des Einflusses von Durchforstungen auf die Durchmesser- und Höhenverteilung von gleichaltrigen Fichtenreinbeständen. Cbl. f. d. ges. Forstw., Vol. **116**: 249–261.
- STAUPENDAHL, K. (1999): Bestandesbezogene Modellierung von Durchforstungen in Buchenreinbeständen auf der Basis des Stammzahl-Grundflächen-Verhältnisses. Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des DVFFA, 17.–19. 05. 1999 in Volpriehausen. 112–125.
- STERBA, H., S. VOSPERNIK, I. SÖDERBERGH und TH. LEDERMANN (2006): Harvesting Rules and Modules for Predicting Commercial Timber Assortments. In: HASENAUER, H. (Hsg.): Sustainable Forest Management. Growth Models for Europe. Springer-Verlag: 111–129.
- TURCKHEIM, B. DE, M. E. WILHELM, W. ZUCCHINI und K. V. GADOW (1995): Zur Übereinstimmung beim Auszeichnen. Deutscher Verband forstl. Forschungsanstalten, Sektion Ertragskunde, Jahrestagung in Joachimsthal.
- VANCLAY, J. K. (1989): Modelling Selection Harvesting in Tropical Rain Forests. J. Trop. For. Sci. **1**(3): 280–294.
- VANCLAY, J. K. und J. P. SKOVSGAARD (1997): Evaluating forest growth models. Ecol. Modelling **98**: 1–12.
- YEO, B. J. und M. STEWARD (2000): Thinning *Pinus radiata* plantation by operator selection: 1. Effects on the residual forest. Australian Forestry Vol. **63**: 282–290.
- ZUCCHINI, W. und K. V. GADOW (1995): Two Indices of Agreement among Foresters Selecting Trees for Thinning. For. and Landsc. Res. **1**: 199–206.
- ZUCCHINI, W. (2000): An Introduction to Model Selection. J. Math. Psych. **44**: 41–61.

Nachruf

Dr. Dr. h.c. OTTO DITTMAR verstorben



Am 03. April 2006 verstarb nach langer schwerer Krankheit Dr. Dr. hc OTTO DITTMAR im Alter von 82 Jahren. Mit ihm hat die deutsche Forstwirtschaft einen herausragenden Ertragskundler verloren, dem sie die Fortführung und Ergänzung eines vielfältigen Versuchsfächennetzes in Nordostdeutschland sowie zahlreiche wissenschaftlich abgesicherte Entscheidungshilfen für die Betriebssteuerung und Betriebsplanung verdankt.

OTTO DITTMAR wurde 1923 in Ettersberg bei Weimar geboren. Er besuchte verschiedene Hermann-Lietz-Schulen, machte 1941 das Abitur und wurde anschließend Soldat. Ende 1944 geriet er als Leutnant der Reserve in englische Kriegsgefangenschaft, aus der er 1948 entlassen wurde. Es folgte das Studium der Forstwirtschaft an der Forstlichen Fakultät der Humboldt-Universität zu Berlin in Eberswalde. Nach dem Abschluss als Diplom-Forstingenieur war Dr. DITTMAR einige Zeit Forsteinrichter und trat dann 1952 in das neu gegründete Institut für Forstwissenschaften in Eberswalde ein. Dort begann er als wissenschaftliche Hilfskraft, war wissenschaftlicher Assistent und Oberassistent bei Professor ERTELD und promovierte 1956 an der Humboldt-Universität. An der Forstlichen Fakultät in Eberswalde hatte er von 1961 bis zu ihrer Auflösung 1963 einen Lehrauftrag in Holzmesskunde. 1982 wurde er Leiter der Abteilung Ertragskunde des Instituts für Forstwissenschaft Eberswalde. Auf eigenen Wunsch wurde er 1986 von dieser Position entbunden, arbeitete danach aber weiter als wissenschaftlicher Mitarbeiter. Im November 1990 wurde ihm die Ehrendoktorwürde der Georg-August-Universität Göttingen verliehen.

In den 38 Jahren seiner Tätigkeit in der Abteilung Ertragskunde in Eberswalde hat Herr DITTMAR entscheidend dazu beigetragen, dass die in der damaligen DDR gelegenen Dauerversuchsfächen der alten Preußischen Forstlichen Versuchsanstalt erhalten, vorzüglich weitergeführt und durch neue Versuche ergänzt wurden. Die Forschungstätigkeit von Dr. DITTMAR war breit angelegt und umfasste aktuelle Probleme der Fichtenwirtschaft, Fragen der Wuchsbeschleunigung durch starke Durchforstung im Jungbestand, Zuwachs und Ertrag der Fichte in Abhängigkeit von der Bestockungsdichte und vom Standort sowie die Rationalisierung der Fichtenjungbestandespflege aus ertragskundlicher Sicht. Ein weiterer Schwerpunkt seiner Forschung galt der Kiefer, insbesondere den Pflanzverbänden und der Jungbestandespflege. Auch die Erarbeitung der DDR-Kieferntragsstafel, die drei verschiedene Ertragsniveaustufen berücksichtigt, war wesentlich das Werk von Herrn Dr. DITTMAR. Ferner untersuchte er den Wachstumsgang der Strobe und Provenienzfragen bei Kiefer, Douglasie und Japanlärche. In den letzten Jahren widmete sich Otto Dittmar hauptsächlich der Buche und den Buchenmischbeständen, vor allem der Zuwachsleistung von Buchenalthölzern, die in Verjüngung stehen, sowie ungleichaltrigen Kiefern-Buchen-Mischbeständen. Hervorzuheben ist die von ihm gemeinsam mit Knapp und Lembcke entwickelte Buchenertragsstafel für hochdurchforstete Bestände.

Die große wissenschaftliche Leistung von Herrn Dr. DITTMAR entstand unter außerordentlichen schweren äußeren Bedingungen. Aus politischen Gründen musste er viele berufliche Zurücksetzungen und persönliche Enttäuschungen in der DDR erleben. Trotzdem hat er stets seine innere Freiheit und seine Verantwortung als Wissenschaftler bewahrt und sich für seine Mitarbeiter uneingeschränkt eingesetzt. Dafür sind ihm die Bewunderung und der Dank zahlreicher Kollegen zuteil geworden. Die traditionsreiche forstliche Ertragskunde und das forstliche Versuchswesen verlieren mit ihm einen ihrer herausragenden Repräsentanten, der in den Forstwissenschaften und der forstlichen Praxis gleichermaßen verankert war.

KLAUS V. GADOW

HERMANN SPELLMANN

Neuerscheinung:

The ecological and silvicultural bases for underplanting beech (*Fagus sylvatica* L.) below Norway spruce shelterwood (*Picea abies* L. Karst.)

Von GUNILLA OLESKOG und MAGNUS LÖF

**Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen
und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Band 139**

94 Seiten mit 42 Abbildungen und 11 Tabellen. Kartoniert € 12,00.
ISBN 3-7939-5139-1

The SUSTMAN (Introduction of broadleaved species for SUSTainable forest MANagement) Guideline, an EU 5th Framework Project, focuses on the conversion of spruce stands to beech stands. It describes how this might be done using underplanting from seedling establishment through canopy closure of the new beech stand and the final harvest of the spruce. The results target both forestry experts and practitioners involved in the process of future forest conversions. The Guideline is intended as a tool in the conversion planning process.

It is based on the results of field experiments on seedling growth affected by above- and below-ground competition for resources, in the SUSTMAN countries, Austria, the Czech Republic, Germany, Slovenia and Sweden. Current literature, together with the insights of experienced practitioners have both been incorporated into the Guideline.

Chapter One sets the stage for the Guideline in which the scope and context of the Guideline is presented together with the background of the “underplanting” activities. Chapter Two compiles the experiences from underplanting in the SUSTMAN countries. Chapter Three evaluates risk factors for Norway spruce. The suitability of beech, based mainly on locally extant climatic and soil conditions, forms the core of Chapter Four. Root distribution and below-ground competition between the spruce shelter and the underplanted beech are discussed in detail in Chapter Five, while above-ground competition for light and the reaction of the underplanted beech is presented in Chapter Six. The methods section of the Guideline emphasizes seedling establishment, plant type, spacing and site preparation. Canopy management, plant quality and harvesting regimes are presented in Chapter Seven and Eight, respectively.

J. D. Sauerländer's Verlag · Frankfurt am Main

Neuerscheinung:

Waldbauliche Behandlung der Auenwälder am Oberrhein unter besonderer Berücksichtigung der Stieleiche (*Quercus robur* L.)

Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen
und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Band 140

Von CHRISTIAN KÜHNE, NORBERT BARTSCH und ERNST RÖHRIG

ISBN 3-7939-5140-5. Kartoniert € 18,00
138 Seiten mit 15 Abbildungen und 43 Tabellen

Der vorliegende Band stellt die Ergebnisse umfangreicher Versuche zur Verjüngung der Stieleiche in den Auenwäldern am Oberrhein vor. Daraus werden Empfehlungen für die künftige waldbauliche Behandlung dieser Standorte abgeleitet. Berücksichtigt werden hierbei auch die aktuellen Diskussionen und Planungen zum Hochwasserschutz.

Auenwälder sind in ihrer Artenzusammensetzung, Struktur und Dynamik abhängig von Dauer, Häufigkeit, Stärke und zeitlichem Auftreten von Hoch- und Niedrigwasser. Sie haben für den Landschaftshaushalt eine nicht zu ersetzende Bedeutung. Wegen des Nährstoff- und Humusreichtums bieten die Auenwälder vielen Baumarten die Möglichkeit zu hoher Produktion auch von wertvollen Holzsortimenten. Ihre Biodiversität ist so hoch wie in keinem anderen mitteleuropäischen Waldtyp. Durch vielfache wasserbauliche Eingriffe zum Ausbau des Rheins wurde die ehemalige Aue in ihrem Landschaftsgefüge fast völlig umgewandelt und die Wälder stark zurückgedrängt. Die Stieleiche war neben den Ulmenarten die dominierende Baumart der Auenwälder. Ihr Vorkommen in den Beständen ist im vergangenen Jahrhundert stark zurückgegangen. Waldbauliche Anstrengungen ihren Anteil wieder zu erhöhen, waren wenig erfolgreich.

Um den Gründen hierfür nachzugehen, wurde im Jahr 1997 durch das Institut für Waldbau der Universität Göttingen und die Landesforstverwaltung Rheinland-Pfalz ein Forschungsvorhaben zur natürlichen und künstlichen Verjüngung der Stiel-

eiche in den Pfälzer Rheinauen begonnen. Ziel des Forschungsprojektes war es, in Zusammenarbeit mit der forstlichen Praxis waldbauliche Verfahren zu entwickeln, mit denen sich der Stieleichenanteil unter den gegenwärtigen Standorts- und Bestockungsverhältnissen der Rheinauenwälder erhöhen, zumindest aber erhalten lässt. Die Kulturversuche in der Überflutungsauere ergaben, dass sich die Stieleiche durch Naturverjüngung und Saat nicht verjüngen lässt. Die Stieleiche kann nur durch sehr sorgfältige Pflanzung von Großpflanzen eingebracht werden. Auch hierbei können je nach Hochwassersituation im Pflanzjahr hohe Ausfälle auftreten. Unter den derzeitigen Standortverhältnissen lassen sich auch andere Baumarten nur unzureichend verjüngen oder weisen nach Hochwasser Schäden auf.

Daraus ergibt sich die Folgerung, die Standorte der Überflutungsauere forstlich extensiv zu bewirtschaften und die Stieleiche nur sehr begrenzt als Mischbaumart einzubringen. In den pfälzischen Rheinauen ist die Anlage von Hochwasser-Rückhalteräumen (Polder) im Planungs- oder Baustadium. Eine regelmäßige „Ökologische Flutung“ der beabsichtigten Retentionsräume wird zweifellos zu einer Veränderung der Hochwassersituation führen. Die in diesem Band vorgestellten Untersuchungen zeigen, dass eine Verkürzung der Hochwasserdauer in der Vegetationszeit und eine Verminderung der Überflutungshöhe die Verjüngungs- und Aufwuchsbedingungen für die typischen Laubbaumarten des Hartholzauenwaldes verbessern könnten.

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